

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:

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

Шебе Хендрик – доктор естественных наук, главный эксперт по надежности, эксплуатационной готовности, ремонтпригодности 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)

Ответственный секретарь:

Замышляев Алексей Михайлович – доктор технических наук, заместитель Генерального директора АО «НИИАС» (Москва, РФ)

Технический редактор:

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

Председатель редакционного совета:

Розенберг Игорь Наумович – доктор технических наук, профессор, 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 Александр Владимирович – доктор технических наук, заместитель руководителя Научно-технического комплекса АО «НИИАС» (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)

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, заведующий кафедрой «Автоматизированные системы управления» 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 Технион (Хайфа, Израиль)

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

Уткин Лев Владимирович – доктор технических наук, профессор, директор высшей школы прикладной математики и вычислительной физики Санкт-Петербургского политехнического университета Петра Великого (Санкт-Петербург, РФ)

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

УЧРЕДИТЕЛЬ ЖУРНАЛА:

ООО «Журнал «Надежность»

Зарегистрирован в Министерстве Российской Федерации по делам печати, телерадиовещания и средств массовых коммуникаций. Регистрационное свидетельство ПИ № 77-9782 от 11 сентября 2001 года.

Официальный печатный орган Российской академии надежности

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 22.03.2021

Объем , Тираж 500 экз, Заказ №

Формат 60x90/8, Бумага глянцевая

Журнал издается ежеквартально с 2001 года, стоимость одного экземпляра 1045 руб., годовой подписки 4180 руб., телефон редакции 8 (495) 967-77-05, e-mail: dependability@bk.ru

Статьи рецензируются. Статьи опубликованы в авторской редакции.

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

СОДЕРЖАНИЕ

От главного редактора	3
<i>Системный анализ в задачах надежности и безопасности</i>	
Гадолина И.В., Майданов И.С., Смелов С.А., Сулова Ю.В. Методика учета цензурированных образцов при испытаниях композитов на усталость.....	4
Бочков А.В. Метод использования транзитивного графа марковского процесса в задаче ранжирования разнородных объектов	11
Рудковский Д.М., Михайлов В.С. Анализ смещения оценок стационарного коэффициента готовности для различных планов испытаний	17
Капил Найтани, Раджеш Дангвал. Применение интервальных значений треугольных нечетких функций к решению проблем здравоохранения	23
<i>Дискуссия по терминологии надежности</i>	
Зеленцов Б.П. Замечания к содержанию стандарта по терминологии в области надежности	34
<i>Функциональная безопасность. Теория и практика</i>	
Шубинский И.Б., Шебе Х., Розенберг Е.Н. О функциональной безопасности сложной технической системы управления с цифровыми двойниками	38
<i>Функциональная надежность. Теория и практика</i>	
Ариничева О.В., Малишевский А.В. Исследование соционических характеристик мужчин и женщин для повышения надёжности профессионального психологического отбора авиационных специалистов.....	45
<i>Обработка больших данных. Искусственный интеллект</i>	
Бубликова М.А., Хохлов И.П. Информационное обеспечение системы управления техническими активами на железнодорожном транспорте	55
Гнеденко – Форум	65



Дорогие читатели и авторы!

По сложившейся в журнале традиции ежегодно в первом выпуске публикуется редакторская статья. В ней редколлегия и редсовет журнала подводят итоги работы за прошедший год и представляют ключевые задачи журнала на текущий календарный год. Прошедший год был чрезвычайно тяжелым

для всего человечества. Он принес огромное количество сложностей и страданий. Пандемия унесла много человеческих жизней. Она создала большие проблемы в развитии производства, науки, образования. Это повлияло на количество представляемых к публикации в журнале статей. Тем не менее, редсовет журнала не только сохранил, но и повысил качество рецензирования статей, что способствовало повышению рейтинга журнала и возможности его включения в информационные базы Scopus и Web of Sciences. Соответствующие заявки поданы и находятся на стадии утверждения. Положительному решению способствует представленная широкому кругу читателей возможность доступа к электронному ресурсу журнала, двойное рецензирование статей, существенное расширение круга научных и технических проблем, обсуждаемых в журнале.

В текущем году предполагается расширить на страницах журнала дискуссию по терминологии в области надежности, в том числе в области функциональной надежности, включая вопросы надежности подготовки специалистов. В предыдущем году был проявлен большой интерес специалистов к этому вопросу. Предполагается развернуть дискуссию также и по проблемам безопасности. Здесь большое внимание будет уделено терминологии в области функциональной, промышленной, пожарной, экологической, информационной безопасности на транспорте.

В центре внимания журнала, как и раньше, остаются проблемы анализа и синтеза структурной и функциональной надежности технических и социальных систем, проблемы обеспечения безопасности на стационарных и подвижных объектах, управление рисками. В отношении рисков особый интерес представляют вопросы их оценивания в условиях неполной и/или недостаточно достоверной информации.

В текущем году предполагается значительное внимание уделить применению методов и алгоритмов искусственного интеллекта для прогнозирования и оценивания состояния надежности и безопасности сложных технических и социальных систем. Предпочтение будет отдаваться статьям, посвященным обработке в этих целях больших данных (Big Data) с применением технологии Data Science.

Мы надеемся на тесное творческое сотрудничество с читателями и авторами. Желаем вам дальнейших творческих успехов.

*Главный редактор журнала «Надежность»
И.Б. Шубинский*

Методика учета цензурированных образцов при испытаниях композитов на усталость

Ирина В. Гадолина^{1*}, Игорь С. Майданов², Сергей А. Смелов², Юлия В. Суслова¹

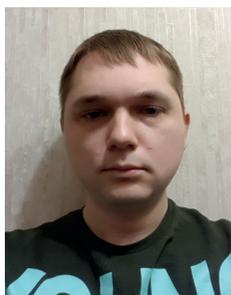
¹Федеральное государственное бюджетное учреждение науки Институт машиноведения им. А.А. Благонравова Российской академии наук, Москва, Российская Федерация, ²ОНПП «Технология», Обнинск, Российская Федерация
*gadolina@mail.ru



Ирина В. Гадолина



Игорь С. Майданов



Сергей А. Смелов



Юлия В. Суслова

Резюме. Целью статьи явилось создание метода включения информации о цензурированиях для уточнения оценки кривой усталости композитов. Цензурированные образцы – это не разрушившиеся к концу испытаний образцы, для которых зафиксирована некоторая наработка. Необходимо отметить, что в настоящее время исследователи часто игнорируют данные о наработках не разрушившихся к концу испытаний образцов, что не представляется оправданным с точки зрения экономии средств и надежности статистических выводов. Информация о цензурированиях весьма содержательна с точки зрения прочности, надо только иметь инструмент, чтобы ей воспользоваться. Это указывает на актуальность настоящей работы. **Метод** заключается в имитационном моделировании на основе статистического метода бутстрэп, относящегося к группе методов с интенсивным использованием вычислений на компьютере. В процессе разработки метода были рассмотрены подходы, применяемые ранее (в частности, для металлов). В рассмотренном примере применения метода используются данные, взятые из литературных источников. **Результаты.** Показан пример усталостных испытаний, проведенных авторами статьи, с большим количеством цензурированных образцов. Проведено сопоставление результатов, полученных с применением метода, с реальными данными. Показано, что качество статистической оценки повышается за счет применения метода. Приведены некоторые соображения по поводу инструмента механических испытаний для контроля качества. Обсуждается источник разброса данных при усталостных испытаниях. **Выводы.** Применение метода поможет включить информацию о цензурированных образцах в оценку кривой усталости. Для исследователей, занимающихся экспериментальным исследованием сопротивления усталости композитных материалов, предлагаемый метод может оказаться весьма полезным. Он учитывает характерные особенности исследований прочности композитов (большой разброс свойств и отсутствие неограниченного предела усталости). Метод позволит учесть важную, но не всегда востребованную до сей поры информацию об образцах, проработавших определенное число циклов, но не разрушившихся.

Ключевые слова: полимерный композит, разброс свойств, усталость, цензурированные выборки, статистический бутстрэп.

Формат цитирования: Гадолина И.В., Майданов И.С., Смелов С.А., Суслова Ю.В. Методика учета цензурированных образцов при испытаниях композитов на усталость // Надежность. 2021. №1. С. 4-10. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2021-21-1-4-10>

Поступила 08.12.2020 г. / После доработки 29.01.2021 г. / К печати 22.03.2021 г.

1. Введение

Исследования механических свойств полимерных композиционных материалов (ПКМ) показывают, что композиты имеют серьезные преимущества перед традиционными конструкционными металлами и сплавами, в основном связанные с высокими удельными характеристиками статической прочности. Полимерный композит – это многофазный материал, в котором армирующие наполнители интегрированы с полимерной матрицей, что приводит к синергическим механическим свойствам, которые не могут быть достигнуты ни одним из компонентов по отдельности. В то же время развитие науки и технологий приводит к тому, что стоимость производства композитов различных типов постоянно снижается, а качество растет. Таким образом, этот вид материала находит новые области применения. В связи с все более широким использованием композитов [1], в настоящее время приоритет отдается требованиям к качеству. Некоторые передовые методы контроля успешно применяются не только для диагностики технического состояния, но и для контроля качества [2, 3].

В [4, 5] описан опыт применения передовых методов неразрушающего (NDI) и разрушающего контроля. В качестве одной из возможностей композитные образцы были подвергнуты сквозному ультразвуковому NDI (ГТУ), который генерировал С-сканирование для количественной оценки плоских поврежденных областей с использованием программного обеспечения для анализа изображений. Дополнительные методы контроля, например, микроскопия и тепловизионное изображение, также используются для исследования устойчивости к повреждениям. Такие расширенные возможности могут дать некоторую дополнительную информацию о цензурированных образцах [4]. В статье [6] авторы отметили некоторые причины, влияющие на качество и достоверность определяемых значений, не позволяющие получать стабильные и достоверные физико-механические значения. Основное внимание в статье [6] уделено деформациям изготовленных образцов и вид их физико-механического разрушения.

Наряду с использованием современных физических методов, см., например, [5], в задаче анализа качества композитов никогда не потеряют своего значения исследования механических характеристик изделий: таких как прочность при статических испытаниях (растяжение, сжатие, сдвиг), жесткость (модуль упругости). В [7] прочность на сдвиг композитов, армированных углеродом, была исследована с целью анализа выбросов значений межсдвиговой прочности композитных образцов. На рис. 1 показаны диаграммы «ящик с усами» [7, 8] для нескольких партий. Наблюдается значительный разброс даже внутри одной партии. Целью исследования являлась разработка метода удаления выбросов. В этом конкретном примере показание $\tau = 83,9$ МПа было принято выбросом, что означало, что это значение

было в дальнейшем удалено и не использовалось для дальнейшего анализа.

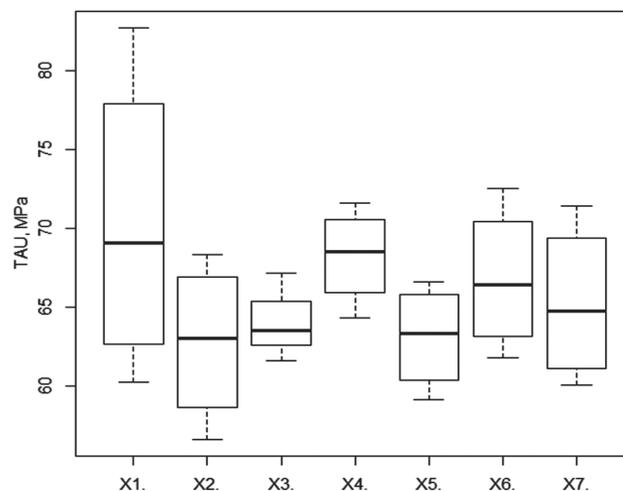


Рис. 1. Диаграммы ящик с усами для нескольких партий композитов [7].

Особняком стоят характеристики сопротивления усталости. Несмотря на то, что композиты все чаще используются в самолетах и космических аппаратах и других изделиях, подверженных повторяющимся циклическим нагрузкам, все же существует мнение, что статическая прочность композитов является достаточным показателем прочности. Отчасти это связано с тем, что на самом деле наклон кривой усталости m композитных образцов действительно очень велик по сравнению с аналогичной величиной для металлов. Если для металлов характерно значение $m = 5 \dots 9$ (показатель наклона кривой усталости), то для композитов нередко можно наблюдать $m = 15$ и более. Столь большое значение m в первую очередь означает значительный анализ усталостных свойств, что неудивительно. Для композитов большой разброс справедлив и для статических характеристик (см. рис. 1), и, как было отмечено ранее, при усталости разброс всегда больше [9]. Два важных фактора увеличивают разброс усталостных характеристик композитов. Во-первых, прочность композитов и при статических испытаниях демонстрирует больший разброс по сравнению с металлами. Во-вторых, разброс по усталости всегда больше, чем при статических испытаниях.

В рамках настоящего исследования были проведены испытания на сжатие малогабаритных образцов. Рис. 2а демонстрирует исходный образец, 2б – разрушенный после испытаний на усталость. Образцы были изготовлены из углеродного волокна и химического связующего на основе эпоксидных и фенолформальдегидных смол, обычно применяемого для производства изделий и деталей для авиационной и космической техники. На первом этапе были проведены статические испытания на сжатие этих образцов. В табл. 1 приведена сводка по испытаниям на статику при сжатии σ_c^B . Коэффициент вариации весьма высок: $V = 0,25$, что свидетельствует о невысокой стабильности свойств.

в статистические выводы. Это улучшило бы статистические данные об усталости. В самом деле, мы знаем, что конкретный образец (не сломанный до цикла испытаний) выдержал некоторое количество циклов (большое количество!) без разрушения. Возможно, он не сломался до испытательной базы из-за 1) комбинации индивидуальных положительных характеристик образца; или 2) из-за необоснованно низкой выбранной амплитуды напряжения σ_a . Обычно при испытаниях на усталость рекомендуется принимать амплитуду напряжения для первого уровня испытаний как $\sigma_a = 2^{-1} (0,75 \dots 0,85) \sigma_c^B$, где σ_c^B – среднее значение предельного напряжения сжатия, оцененного по 6 или 5 образцам. Можно констатировать, что при оценке σ_c^B весьма вероятна ошибка (см. табл. 1).

Проблема цензурированных образцов также существует и при обработке результатов испытаний металлов на усталость. В [15–17] рассматривается проблема цензурированных металлических сварных образцов. Авторы считают, что в их объектах существует неограниченный предел выносливости σ_∞ . Из-за этого их задача еще больше усложнилась. Они пытаются оценить предел выносливости σ_∞ на основе информации об образцах, не поврежденных до базы испытания. Для решения этой проблемы они применяют метод максимального правдоподобия (MLM) (метод оценки параметров популяции, например, коэффициентов регрессии) для оценки значений, для которых вероятность получения наблюдаемых данных максимальна.

Существует основная линейная связь между $\lg \sigma_a$ и $\lg N$ в форме уравнения Баскуина:

$$\lg N = \lg A - m \cdot \lg \sigma_a, \quad (1)$$

где m – показатель усталости (наклон), а $\lg A$ – точка пересечения. Здесь σ_a – амплитуда напряжения, обычно [МПа], а N – число циклов до отказа (или какой-либо другой критерий отказа в случае испытаний композитов).

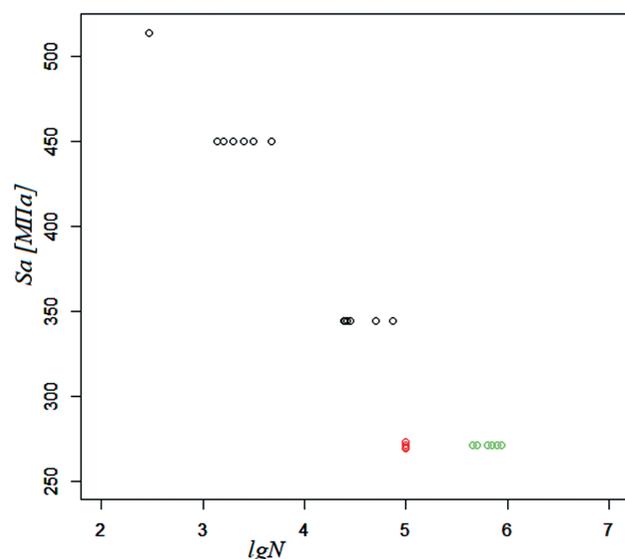


Рис. 4. Кривая усталости композита AS4-PW (по данным [4]) (черные и зеленые – отказы, красные точки для условно-цензурированных образцов – поясняется ниже).

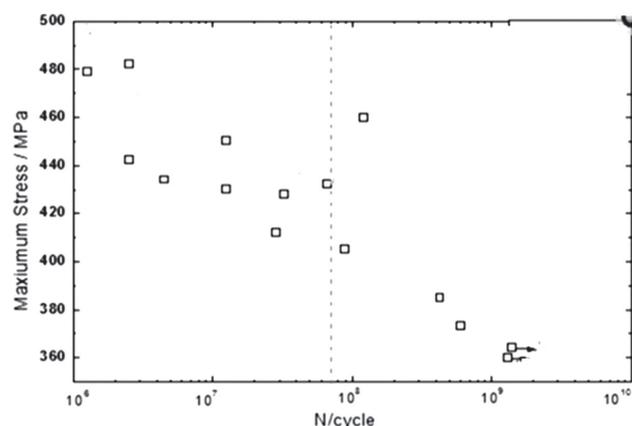


Рис. 5. Гигацикловая усталость композитного материала углеродное волокно / эпоксидная смола [19]

Наиболее подробное исследование усталостной долговечности композитов, используемых в конструкции самолета, можно найти в [4]. Следуя выводам более ранней работы [17], авторы [4] используют распределение Вейбулла не только для анализа разброса, но и для дополнения информации о сломанных во время циклического нагружения образцах информацией 1) о статических испытаниях; 2) о подвергнутых цензурированию экземплярах. Концепция Load-Enhancement (увеличение допускаемой максимальной нагрузки за счет учета информации о цензурированных образцах) широко используется в [4]. На рис. 4 показана кривая усталости из [4]. Информация на рис. 4 будет в дальнейшем использована при апробации разрабатываемого метода.

Исследования, направленные на прямое оценивание σ_∞ в композитах (например, по методу лестницы), отсутствуют [10]. К счастью, времена изменились, появились новые методы испытаний, и исследователи начали постигать область гигацикловой усталости, то есть $N > 10^8$ циклов [18]. Для ускорения испытаний были разработаны специальные ультразвуковые машины [19]. Этот новый в науке подход к испытаниям позволил (хотя и не без некоторых сомнений) пролить свет на то, существует ли σ_∞ в композитах.

На рис. 5 показаны данные [19] испытаний композитных материалов, армированных углеродным волокном (CFRP), которые широко используются в аэрокосмической области. Испытание проводилось при асимметрии $R = 0,2$ и при (внимание!) частоте испытаний 965 Гц. Для этого метода испытаний была разработана специальная система охлаждения. На рис. 5 можно увидеть, что кривая $\sigma_a - N$ снижается, даже когда количество циклов нагружения превышает 10^6 . На рис. 5 плато может быть замечено между 10^7 и 10^8 . Когда количество циклов больше 10^8 , усталостная прочность продолжает уменьшаться. Авторы приходят к выводу, что кривая усталости $\sigma_a - N$ не имеет неограниченного предела выносливости σ_∞ , аналогичного тому, что иногда наблюдается у металлов.

3. Метод

Метод разработан для улучшения качества линейной регрессии кривой усталости (1) за счет специального учета цензурированных. Допущения, лежащие в основе разрабатываемого метода: 1) не существует бесконечно-го предела выносливости для композитов; 2) уравнение (1) верно с принятием $\lg(\sigma_a)$ в качестве независимой переменной (фактора) и $\lg(N)$ как функции (зависимой переменной, нормально распределенной). Напомним, что исторически кривая усталости всегда изображается альтернативным способом: горизонтальная ось для $\lg(N)$ и вертикальная ось для $\lg(\sigma_a)$. Аналогично и в данной статье изображаются кривые усталости на графиках. При оценке коэффициентов регрессии инструментом методом наименьших квадратов справедливость восстанавливается, т.е.: $y \rightarrow \lg(N)$ и $x \rightarrow \lg(\sigma_a)$.

Примем, что имеется p пар значений σ_a, N , которые являются зарегистрированными отказами при испытаниях на усталость. Также у нас есть q цензурированных испытаний на нижнем уровне σ_a^* , для которого известно только количество испытанных образцов и их наработки до цензурирования.

В качестве предельного числа циклов до завершения испытаний принято условно $N_6 = 10^5$ (база испытаний на усталость). Этот тип ограничения данных называется однократным цензурированием справа. Данный тип цензурирования имеет место, когда субъект покидает исследование до того, как произошло событие, или когда исследование заканчивается до того, как событие произошло. В отличие от эксплуатационных испытаний на надежность во время службы, когда наработки до цензурирования различаются [20], при испытании на усталость все подвергнутые цензурированию элементы имеют одинаковый срок службы, а именно база испытаний N_6 .

Для восстановления утраченных данных о потенциальной долговечности неразрушенных q образцов, в соответствии с разрабатываемым методом предложено создавать выборки бутстрэпа [20, 21]. Каждая выборка бутстрэпа состоит из p элементов, выбранных в специальном случайном порядке. На основе исходной выборки представляется возможным оценить уравнение регрессии, вида (1) по методу наименьших квадратов. Выборки бутстрэпа состоят из того же количества пар $(\lg\sigma_a, \lg N)$ и только из тех же этих пар, но с другой вероятностью появления. Для формирования j -й бутстрэп-выборки выполняется случайный выбор

с возвращением. В табл. 2 показан пример выбора шести возможных комбинаций из 10 пар в исходной выборке для бутстрэп-выборок по правилам данного метода, в соответствии с которым случайный выбор осуществляется с возвращением [21]:

Индексы в табл. 2 относятся к информации о $\lg \sigma_a$ и $\lg N$. Для каждой j -й выборки строится уравнение регрессии. В этом примере у нас имеется 6 уравнений с уникальными коэффициентами $\lg A$ и m в уравнении (1). Используя эти 6 уравнений, мы можем получить 6 экстраполированных значений $N_i, i = 1 \dots 6$, для σ_a^* и все они будут разными. Считая эти значения актуальными, на следующем этапе мы включаем их в уточненную оценку кривой усталости и получаем улучшенные статистические параметры кривой усталости.

Дальнейшее объяснение метода дается на примере.

Данные для этого примера взяты из [4]. На рис. 4 некоторые точки показаны черным (отказы), $p = 13$, а некоторые красным (цензурирования, $q = 6$). Зеленые точки на рисунке показывают «как бы неизвестные отказы», при наработках $N > 10^5$. Они условно были признаны неизвестными, так как для целей апробации метода первоначально считалось, что испытания проводились до 10^5 циклов. На основании данных, касающихся разрушения, уравнение кривой усталости с помощью метода наименьших квадратов было оценено по 13 точкам (рис. 4, черные точки):

$$\lg N = 39,49 - 16,94 \lg \sigma_a. \quad (2)$$

После проведения имитационного моделирования бутстрэп мы получили 6 дополнительных точек долговечностей разрушения $N_i, i = 1 \dots 6$, при $\sigma_a^* = 112$ МПа.

4. Анализ результатов

На рис. 6 на графике нормальной вероятности (функция «qqplot» [22]) показаны два распределения случайной величины долговечности $\lg N$ для образцов, испытанных на уровне $\sigma_a^* = 112$ МПа. Одно распределение (показано синим) получено для реальных значений, полученных в [4]. Откроем секрет: в действительности эксперимент проводился до базы $N_6 = 10^6$ циклов, а группа точек, обозначенных красным на рис. 4, была принята цензурированными в целях апробации метода. Красным выделены те, которые получены описанным выше методом, а именно распределение моделирования бутстрэп. Как видно, распределения хорошо совпадают. Характеристики распределений, представленные в табл. 3, также демонстрируют хорошее соответствие.

Табл. 2. Пример выбора шести случайных индексов для выборок бутстрэпа на основе исходной выборки.

j	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	6	7	7	8	4	7	6	3	9	1
2	4	2	4	4	2	8	3	5	9	4
3	1	8	7	3	5	3	10	2	2	10
4	6	1	2	7	9	2	1	10	9	2
5	7	10	8	10	6	2	8	2	5	1
6	3	6	3	7	3	5	1	3	9	6

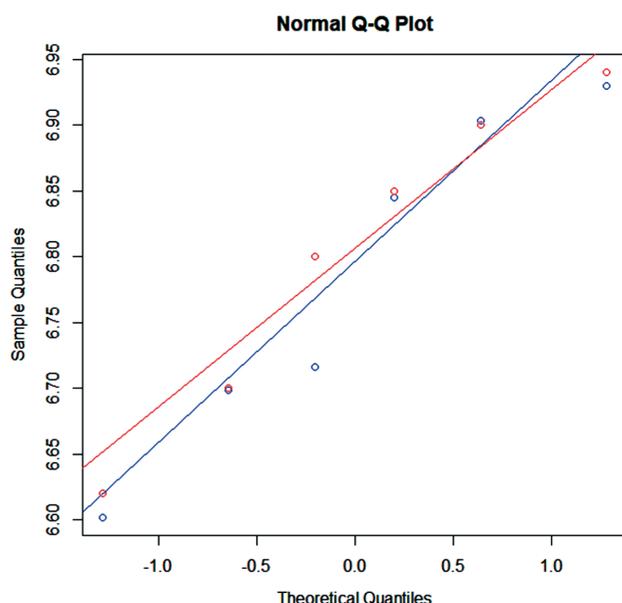


Рис. 6. Распределение случайной величины $\lg(N)$. синий – реальное распределение; красный – смоделированное для испытанных при амплитуде $\sigma_a = 112$ [МПа].

Табл. 3. Параметры экспериментальных и модельных выборок для случайного значения $\lg N$ (σ_a) для испытанных при амплитуде $\sigma_a = 112$ [МПа].

	Экспериментальная выборка	Смоделированная выборка
mean	6,78244	6,801667
RMS	0,129617	0,122052

После получения 6 дополнительных точек уравнение кривой усталости было обновлено:

$$\lg N = 39,23 - 15,82 \cdot \lg \sigma_a \quad (3)$$

Качество уравнения регрессии можно охарактеризовать коэффициентом детерминации R^2 :

$$R^2 = D(\hat{y}) / D(y) = 1 - D(e) / D(y) \quad (4)$$

где $D(y)$ – общая сумма квадратов; $D(e)$ – дисперсия прогнозов модели.

Исходя из (4) коэффициент детерминации для исходной кривой (2) равен: $R^2 = 0,909$, а для уточненной кривой (3) равен: $R^2 = 0,941$, поэтому можно констатировать, что улучшение было достигнуто.

5. Выводы

Обсуждались причины и способы анализа разброса прочностных испытаниях композитов, как при статическом нагружении, так и при усталости. На основе исследований, проведенных в последние годы, как при исследовании усталости металлов, так и при исследовании усталости композитов, разработан метод улучшения уравнения регрессии. Метод учитывает результаты цензурирования с помощью разработанной модели. Моделирование основано на статистическом бутстрэпе. На примере реального испытания, взятого из литературы, показана работоспособность предложенного метода.

Благодарность

Авторы выражают признательность сотрудникам Дмитровского Филиала МГТУ им. Баумана (руководитель группы к.т.н., доцент Таирова Л.П.) за помощь в проведении статических и усталостных испытаний образцов и в оформлении результатов.

Библиографический список

1. Березин А.В. и др. Применение композитных материалов углепластика в планерах самолетов гражданской авиации ПАО «Туполев» // Проблемы машиностроения и автоматизации. 2016. № 3. С. 4-9.
2. Матвиенко Ю.Г., Васильев И.Е., Панков А.В. и др. Ранняя диагностика зон повреждения и вероятного разрушения композиционных материалов с использованием хрупких тензоиндикаторов и акустической эмиссии. // Заводская лаборатория. Диагностика материалов. 2016. Т. 82 № 1. С. 45-57.
3. Svirskiy Yu.A., Bautin A.A., Papis L., Gadolina I.V. Methods Of Modern Aircraft Structural Health Monitoring And Diagnostics of Technical State / Diagnostic Techniques in Industrial Engineering. Ed. M. Ram, J. P. Davim. Switzerland, 2017. P. 1-28.
4. Tomblin J., Seneviratne W. Determining the Fatigue Life of Composite Aircraft Structures Using Life and Load-Enhancement Factors // Report DOT/FAA/AR-10/6. 2011.
5. Chulkov D.I. et al. A study of physical and mechanical characteristics of polymer compositematerials by ultrasonic technique // IOP Conf. Ser.: Mater. Sci. Eng. 2020. Vol. 934. Abs. 012031.
6. Chew S.L., Wang K., Chai S.P. et al. Elasticity, thermal stability and bioactivity of polyhedral oligomeric silsesquioxanes reinforced chitosan-based microfibers // Journal of Materials Science – Materials in Medicine. 2011. Vol. 22. Issue 6. P. 1365–1374.
7. Лисаченко Н.Г., Попов А.Г., Думанский А.М. Принятие решения при расчете статистически достоверных характеристик полимерных композиционных материалов на этапе анализа выбросов // Заводская лаборатория. Диагностика материалов. 2018. Т. 84. № 5. С. 74-80
8. Адлер Ю., Шпер В. 2019 Практическое руководство по статистическому контролю процессов. М.: Альпина Паблишер, 2019. 234 с.
9. Гадолина И.В., Радченко А.А., Хрущев М.М. и др. Использование данных электронной микроскопии для планирования усталостных испытаний углепластиков, деформирования и разрушения композиционных материалов и конструкций / Труды третьей международной конференции «Деформирование и разрушение композиционных материалов и конструкций», посвященной 80-летию ИМАШ РАН, 23–25 октября 2018 г. С. 22-24.
10. Стрекалов В.Б., Ломакина О.Г. Определение коэффициента безопасности деталей из композиционных материалов при одноосном нагружении // Машиноведение. 1982. № 6.

11. Каюмов Р.А. и др. 2020 Оценка остаточной прочности опорных композитных элементов конструкций // IOP Conf. Ser.: Mater. Sci. Eng. 2020. Vol. 934. Abs. 012042.

12. Стрижаус В.Ю. Некоторые закономерности усталостной прочности композитных элементов планера // Композиты и наноструктуры. 2016. Т. 8. № 4. С. 265–271.

13. Dumansky A.M., Hao L. Deformation Regularities Of Carbon Fiber Reinforced Plastic Under Time Variable Loading // IOP Conf. Ser.: Journal of Physics: Conf. Series. 1158 (2019). Abs. 022038.

14. Larionova A.A., Dudchenko A.A. Design and analysis of the strength and durability of metal composite assemblies of aircraft structures // IOP Conf. Ser.: Mater. Sci. Eng. 2020. Vol. 934. Abs. 012044.

15. Schneider C.R.A., Maddox S.J. Best Practice Guide On Statistical Analysis Of Fatigue Weld. Inst. Stat. Rep. 2003.

16. Pollak R., Palazotto A. A comparison of maximum likelihood models for fatigue strength characterization in materials exhibiting a fatigue limit // Probabilistic Engineering Mechanics. 24 (2009). P. 236–241.

17. Sendekyj G. P. Fitting Models to Composite Materials Fatigue Data // Test Methods and Design Allowable for Fibrous Composites, ASTM STP 734. West Conshohocken, PA: ASTM International, 1981. P. 245-260.

18. Paris P, Bathias C. Gigacycle Fatigue in Mechanical Practice / Ultrasonic Fatigue Concepts. CRC Press; Boca Raton, FL, USA: 2004.

19. Wenbin Cui et al. Very High Cycle Fatigue (VHCF) Characteristics of Carbon Fiber Reinforced Plastics (CFRP) under Ultrasonic Loading. / Materials (Basel). 2020. Vol. 13(4). P. 908. DOI: 10.3390/ma13040908

20. Адлер Ю.П., Гадолина И.В., Ляндрес М.Н. Бустрэп-моделирование при построении доверительных интервалов по цензурированным образцам // Заводская лаборатория. 1987. Т. 53. № 10. С. 90–94.

21. B. Efron. Bootstrap Methods: Another Look at the Jackknife // The Annals of Statistics. 1979. Vol. 7. No. 1. P. 1–26.

22. R. Core Team R: язык и среда для статистических вычислений. R Фонд статистических вычислений, Вена, Австрия, 2020 г. URL: <https://www.R-project.org/>

Сведения об авторах

Ирина Викторовна Гадолина – 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

Игорь Сергеевич Майданов – инженер-технолог ОНПП «Технология», Обнинск, Российская Федерация, e-mail: i.caidanov@yandex.ru

Сергей Александрович Смелов – инженер ОНПП «Технология», Обнинск, Российская Федерация, e-mail: sergei_smelov@mail.ru

Юлия Викторовна Сулова – лаборант, Федеральное государственное бюджетное учреждение науки Институт машиноведения им. А.А. Благонравова Российской академии наук, Москва, Российская Федерация, e-mail: demenika@bk.ru

Вклад авторов в статью

Гадолина И.В. — проведение эксперимента, обеспечение воспроизводимости усталостных испытаний;

Майданов И.С. — исследование литературных источников, постановка задачи;

Смелов С.А. — подготовка образцов для испытаний, контроль качества их изготовления, проверка геометрических параметров;

Сулова Ю.В. — обработка результатов, оформление статьи.

Конфликт интересов

Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.

Метод использования транзитивного графа марковского процесса в задаче ранжирования разнородных объектов

Александр В. Бочков, АО «НИИАС», Москва, Российская Федерация
a.bochkov@gmail.com



Александр В. Бочков

Резюме. Метод анализа иерархий, разработанный Томасом Саати, является замкнутой логической конструкцией, которая обеспечивает с помощью простых и хорошо обоснованных правил решение многокритериальных задач, включающих как качественные, так и количественные факторы, причем количественные факторы могут иметь разную размерность. Метод основан на декомпозиции задачи и представлении ее в виде иерархической структуры, что позволяет включить в иерархию все имеющиеся у лица, принимающего решение, знания по решаемой проблеме и последующей обработке суждений лиц, принимающих решения. В результате может быть выявлена относительная степень взаимодействия элементов в иерархии, которые затем выражаются численно. Метод анализа иерархий включает процедуры синтеза множественных суждений, получения приоритетности критериев и нахождения рейтингов сравниваемых альтернатив. Существенным ограничением метода является требование согласованности матриц попарных сравнений для корректного определения весов сравниваемых альтернатив. **Цель статьи** – рассмотреть нетрадиционный подход к решению задачи оценки рейтингов альтернатив на основе их парных сравнений, которая возникает при анализе предпочтений экспертов в различных областях исследований. Обсуждены подходы к формированию матриц парных сравнений с учетом проблемы согласованности таких матриц и оценки компетентности экспертов. **Метод.** Использован метод анализа иерархий, модели и методы теории Марковских процессов. **Результат.** Предложен способ использования транзитивного графа марковского процесса в задаче экспертного ранжирования объектов некоторой генеральной совокупности с учетом компетенций и уровня подготовки экспертов, участвующих в попарном сравнении. Предложено использовать стационарные вероятности марковского процесса в качестве соотношения приоритетов (весов) сравниваемых объектов. Приведен алгоритм построения финальной шкалы сравнения с учетом степени компетентности экспертов. **Вывод.** Процедуры принятия решений, в которых экспертам предлагается выбрать наилучший(ие) вариант(ы) из допустимого множества, достаточно часто используются в самых различных областях для проведения оценки и определения приоритетности целей и т.п. Описанный метод можно применять не только для сравнения объектов, но и для решения более сложных задач групповой экспертной оценки: планирования и управления, прогнозирования и др. Использование метода способствует объективности анализа при сравнении альтернативных вариантов с учетом различных аспектов их последствий, а также отношения лица, принимающего решение, к этим последствиям. Предлагаемый модельный подход позволяет лицу, принимающему решение, выявлять и уточнять его предпочтения, и, соответственно, выбирать решения, согласованные с этими предпочтениями, избегая логических ошибок в длинных и сложных цепочках рассуждений. Предлагаемый подход может быть использован и при групповом принятии решений, описании процедур, исправляющих отсутствие знаний конкретного эксперта, используя информацию, предоставленную остальными экспертами.

Ключевые слова: марковский процесс, экспертная оценка, транзитивный граф, ранжирование, неполные сравнения.

Формат цитирования: Бочков А. В. Метод использования транзитивного графа марковского процесса в задаче ранжирования разнородных объектов // Надежность. 2021. №1. С. 11-16. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2021-21-1-11-16>

Поступила 10.12.2020 г. / После доработки 04.02.2021 г. / К печати 22.03.2021 г.

Введение

Задачи, требующие экспертной оценки, во многих случаях подразумевают участие многих экспертов, что, в свою очередь, накладывает особые требования на процедуру объединения оценок и их достоверность. В большинстве задач принятия решений существуют процедуры, позволяющие объединять мнения разных экспертов по поводу предлагаемых им альтернатив [1, 2, 3]. Поскольку каждый эксперт имеет отличный от других опыт, мнения различных экспертов могут существенно отличаться (действительно, существует множество факторов, которые влияют на предпочтения эксперта). Такое разнообразие экспертных оценок может привести к ситуациям, когда некоторые из них не смогут эффективно выразить любые степени предпочтения, сравнивая две или более доступных альтернатив. Возникает также необходимость использования мнения различных экспертов разного уровня, что порождает вторую серьезную причину несогласованности оценок – в оценки результатов вмешивается несогласованность мнений самих экспертов. Иногда, в погоне за согласованностью сравнений, применяют метод отбрасывания оценок, которые заметно отличаются от средних, но Литтл и Миллет [4, 5], а также Ногин [6] показали, что в итоге можно потерять важные закономерности за счет простого отбрасывания экспертных оценок. В некоторых случаях можно модифицировать процедуру опроса экспертов [7, 8]. Принципиальная применимость и эффективность того или иного подхода зависит от количества пропусков данных и причин, по которым они образовались [9]. Однако Carbone с соавторами [10] на конкретном примере показывают, что «случайное удаление до 50% от сравнений дает хорошие результаты без потери точности». Обобщать результаты в данном случае некорректно, они опираются на априорное знание полной матрицы попарных сравнений, что на практике не наблюдается. Существуют подходы, которые дают возможность при наличии неполной матрицы попарных сравнений использовать методы, позволяющие доопределить матрицу до полной, что подтверждается разными исследователями [11]. Система, которая помогает строить нечеткие отношения предпочтений была предложена в [12, 13], схожая методика также описана в отечественных источниках [14]. Групповое принятие решений, описание процедур, исправляющих отсутствие знаний конкретного эксперта, используя информацию, предоставленную остальными экспертами, вместе с некоторыми процедурами агрегации, можно найти в [15, 16, 17].

1. Постановка задачи

Сложность сравнительной оценки (ранжирования) разнородных объектов некоторой совокупности заключается в том, что каждый объект характеризуется,

как правило, не одним показателем (технологическими особенностями, некими присущими ему атрибутами, факторами, ценообразующими параметрами и т.п.), а несколькими, причем эти показатели нередко разнородны по своей природе.

В общем случае необходимо упорядочить все объекты x_k ($k=1, \dots, n$) некоторой совокупности G или определить ранг (вес) этих объектов во множестве G , т.е. определить соотношение предпочтительности объектов $x^1 \succ x^2 \succ \dots \succ x^n$.

Вследствие недостаточности фактической информации о сравниваемых объектах, задача ранжирования часто решается с привлечением экспертов, которые после тщательного неформального анализа устанавливают для этих объектов свой порядок предпочтения.

В том случае, когда количество параметров сравнения велико, проанализировать их для эксперта весьма затруднительно, поэтому возникает необходимость разработки не требующих больших вычислений и основанных на существенно более простых экспертных оценках методов ранжирования объектов. Эти методы должны давать возможность «совмещать» зачастую противоречивые парные сравнительные оценки экспертов.

2. Метод решения

Кратко поясним суть предлагаемого метода обработки экспертных оценок. Матрица парных сравнений может быть представлена в виде связанного графа с N узлами и двумя ребрами между парой узлов – одно характеризует переход из i -го состояния в j -е с интенсивностью ε_{ij} , а второе, соответственно, характеризует переход из j -го состояния в i -е с интенсивностью ε_{ji} . Например, если сравниваются два объекта и веса объектов № 1 и № 2 по мнению 1-го эксперта равны 1 и 2, соответственно, то марковская сеть, построенная для такого случая, представлена на рис. 1.

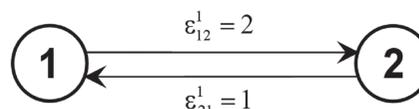


Рис. 1. Марковский процесс сравнения двух объектов

Финальные вероятности состояний равны, соответственно, $p_1^1 = \frac{\varepsilon_{21}^1}{\varepsilon_{12}^1 + \varepsilon_{21}^1} = \frac{1}{3}$ и $p_2^1 = \frac{\varepsilon_{12}^1}{\varepsilon_{12}^1 + \varepsilon_{21}^1} = \frac{2}{3}$, а их отношение равно 1:2. Это простое рассуждение позволяет нам из парного предпочтения находить интенсивности переходов для подобных графов: $\frac{p_1^1}{p_2^1} = \frac{\varepsilon_{21}^1}{\varepsilon_{12}^1}$. Величины ε_{ij} выбираются с учетом условия $\sum_{i,j=1}^n \varepsilon_{ij} + \varepsilon_{ji} = 1$.

Табл. 2. Результаты оценки объектов

Название объектов	Эксперты			Итоговый вес объектов	Ранг объектов
	1	2	3		
Объект № 1	1	2	3	2,0865	2
Объект № 2	2	1	1	1,4398	1
Объект № 3	5	4	5	4,9662	5
Объект № 4	4	5	4	4,6429	4
Объект № 5	3	3	6	4,1729	3
Объект № 6	6	6	3	5,4361	6
Средняя оценка	3,50	3,50	3,67		
Дисперсия	0,2380952	0,2380952	0,1900826		
Сигма	17,50	17,50	15,33		
Вес эксперта	0,3721805	0,3721805	0,3233083		

$$\delta^k = \sum_{1 \leq k \leq n} (p_i^k - \bar{p}^k)^2. \quad (3)$$

Чем эта величина больше, тем меньше доверия к мнению эксперта.

4. Определение веса экспертов

С учетом (3), скорректированные «веса» экспертов можно найти по формуле

$$w^k = \frac{1 - \delta^k}{6 - \sum_{1 \leq j \leq n} \delta^j}. \quad (4)$$

Построим случайный граф с интенсивностями на дугах, соответственно

$$\bar{\epsilon}_{ij} = \sum_{1 \leq k \leq 6} w^k \epsilon_{ij}^k. \quad (5)$$

Итоги вычислений по формулам (1)-(5) представлены в табл. 2.

Далее вышеописанный алгоритм повторяется: вычисляются вероятности состояний, дисперсии и новые «веса» экспертов. При этом целесообразно предусмотреть процедуру, исключающую экспертов, имеющих дисперсию оценок выше некоторого порога (т. е., иными словами, некомпетентных в рассматриваемой области).

5. Построение финальной шкалы

Для построения финальной шкалы воспользуемся процедурой, представляющей из себя несколько модифицированный алгоритм метода Дельфи¹. В общем виде алгоритм Дельфи – это процесс, в результате которого участники группы (независимые эксперты) приходят к консенсусу относительно каких-то событий, не прибегая к дискуссии лицом к лицу. Этот способствует выработке независимости мышления членов

¹ Другие названия метода: «Дельфийский метод», «Метод дельфийского оракула». Авторы метода: математики корпорации РЭНД О. Холмер, Т. Гордон и др. (США), 50-е годы XX в.

группы, препятствует непосредственной конфронтации участников процесса и лишает их возможности отстаивать свои идеи, навязывая свое мнение другим экспертам группы. Немаловажно, что поиск решений проблемы данным методом позволяет учитывать мнение меньшинства, причем в отдельных случаях оно может стать решающим.

Этот метод является наиболее формальным из всех методов экспертного прогнозирования и наиболее часто используется в технологическом прогнозировании, данные которого используются затем в планировании производства и сбыта продукции. Это групповой метод, при котором проводится индивидуальный опрос группы экспертов относительно их предположений о будущих событиях в различных областях, где ожидаются новые открытия или усовершенствования. Опрос проводится с помощью специальных анкет анонимно (личные контакты экспертов и коллективные обсуждения исключаются).

Полученные ответы обобщаются, и результаты снова направляются членам группы экспертов. Для этого рассчитывается среднее и средневзвешенное значение исследуемого параметра, определяется медиана как средний член общего ряда оценок, полученных от экспертов и область доверительности².

На основе этой информации члены группы (по-прежнему сохраняя анонимность) высказывают дальнейшие предположения, причем этот процесс может повторяться несколько раз в рамках т. н. многуровой процедуры опроса.

² Область доверительности целесообразно рассчитывать через квартиль (термин впервые использован Галтоном, 1882). Существует три точки деления: нижняя, средняя и верхняя квартили (также их называют квантилями 0,25; 0,5 и 0,75), равные 25-й, 50-й и 75-й процентилем распределения (соответственно). 25-я квартиль переменной — это такое значение, ниже которого попадают 25% значений переменной. Аналогично, 75-я квартиль — это такое значение, ниже которого попадают 75% значений переменной. Средняя квартиль (50-я квартиль) называется медианой.



Рис. 3. Алгоритм построения финальной шкалы

Экспертов можно условно разделить на три категории:

- «консерваторы», которые своих оценок не меняют;
- «соглашатели», которые начинают менять свою оценку, приближая ее к средней;
- «упрямцы», которые назначают оценку, еще более отдаляющуюся от средней.

Результаты опроса экспертов используют в качестве прогноза после того, как начинает появляться совпадение мнений.

В общем виде процедура экспертного опроса по методу Дельфи включает следующие пять этапов.

Этап 1. Формирование рабочей группы аналитиков, задача которой заключается в организации процедуры экспертного опроса.

Этап 2. Формирование экспертной группы. В соответствии с требованиями метода группа экспертов должна включать 10-15 специалистов в данной области. Компе-

тентность экспертов определяется путем анкетирования, анализом уровня реферирования (количества ссылок на работы данного специалиста), использованием листов самооценки.

Этап 3. Формулирование вопросов. Формулировки вопросов должны быть четкими и однозначно трактуемыми, предполагать однозначные ответы.

Этап 4. Проведение экспертизы. Метод предполагает повторение нескольких шагов проведения опроса.

Этап 5. Подведение итогов опроса.

Предлагаемый алгоритм построения финальной шкалы напоминает вышеописанный алгоритм проведения экспертизы по методу Дельфи (рис. 3).

Если группа экспертов достаточно велика (более 10 чел.), то можно в начале процедуры отбрасывать крайние значения в оценках приоритетов объектов.

Заключение

Вышеописанная процедура ранжирования объектов, включающая алгоритм построения финальной шкалы и учитывающая меру компетентности экспертов, может оказаться полезной в задаче определения предпочтительности объектов по некоторым признакам, задаче о степени оценки потенциальной опасности и риска объектов при анализе структурно-сложных систем и т.п.

Библиографический список

1. Evangelos T. Multi-criteria decision-making methods: a comparative study. Kluwer Academic Publishers. Dordrecht, 2000.
2. Fodor J., Roubens M. Fuzzy preference modelling and multicriteria decision support. Kluwer Academic Publishers. Dordrecht, 1994.
3. Stevens S.S. Psychophysics: Introduction to its Perceptual Neural and Social Prospects. N. Y.: Wiley, 1975.
4. Литтл Р.Дж.А., Рубин Д.Б. Статистический анализ данных с пропусками. М.: Финансы и статистика, 1991. 336 с.
5. Millet I. The effectiveness of alternative preference elicitation methods in the analytic hierarchy process // J. Multi-Criteria Decis. Anal. 1997. Vol. 6. No. 1. P. 41-51.
6. Ногин В.Д. Упрощенный вариант метода анализа иерархий на основе нелинейной свертки критериев // Журнал вычисл. матем. и матем. физ. 2004. Т.44. № 7. С. 1261-1270.
7. Шведенко В.Н., Староверова Н.А. Методы повышения точности расчета компонентов вектора приоритетов иерархической системы альтернатив при проведении экспертных оценок // Вестник ИГЭУ. 2009. № 3.
8. Огурцов А.Н., Староверова Н.А. Алгоритм повышения согласованности экспертных оценок в методе анализа иерархий // Вестник ИГЭУ. 2013. № 5.
9. Garcia-Laencina P.J., Sanco-Gomez J.-L., Figueiras-Vidal A.R. Pattern classification with missing data: a review. London: Springer-Verlag Limited, 2009.

10. Carmone F.J., Kara Jr.A., Zanakis S.H. A Monte Carlo investigation of incomplete pairwise comparison matrices in AHP // *Eur. J. Oper. Res.* 1997. Vol. 102. No. 3. P. 533-553.

11. Ebenbach D.H., Moore C.F. Incomplete information, inferences, and individual differences: The case of environmental judgements // *Org. Behav. Human Decis. Process.* 2000. Vol. 81. No. 1. P. 1-27.

12. Alonso S, Cabrerizo F.J., Chiclana F. et al. An interactive decision support system based on consistency criteria // *J. Mult.-Valued Log. Soft Comput.* 2008. Vol. 14. No. 3-5, P. 371-386.

13. Fodor J., Roubens M. Fuzzy preference modelling and multicriteria decision support. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, 1994.

14. Киселев И.С. Аналитический метод доопределения кратных предпочтений в матрице парных сравнений // *ПДМ.* 2011. № 3 (13).

15. Kim J. K., Choi S.H., Han C.H. et al. An interactive procedure for multiple criteria group decision making with incomplete information // *Comput. Ind. Eng.* 1998. Vol. 35. No. 1/2. P. 295-298.

16. Kim J.K., Choi S.H. A utility range-based interactive group support system for multiattribute decision making // *Comput. Oper. Res.* 2001. Vol. 28. No. 5. P. 485-503.

17. Rehman A., Hussain M., Farooq A. et al. Consensus-Based Multi-Person Decision Making with Incomplete

Fuzzy Preference Relations Using Product Transitivity // *Mathematics.* 2019. Vol. 7(2). P. 185-197.

18. Козлов Б.А., Ушаков И.А. Справочник по расчету надежности аппаратуры радиоэлектроники и автоматики. М.: Советское радио, 1975. 472 с.

Сведения об авторе

Александр Владимирович Бочков – доктор технических наук, заместитель руководителя научно-технического комплекса АО «НИИАС», ул. Нижегородская, д. 27, стр. 1, Москва, Российская Федерация, 109029; e-mail: a.bochkov@gmail.com

Вклад автора в статью

Автором предложен метод использования транзитивного графа марковского процесса в задаче экспертного ранжирования объектов некоторой генеральной совокупности. Предложено использовать стационарные вероятности марковского процесса в качестве соотношения приоритетов (весов) сравниваемых объектов. Приведен алгоритм построения финальной шкалы сравнения с учетом степени компетентности экспертов.

Конфликт интересов

Автор заявляет об отсутствии конфликта интересов

Анализ смещения оценок стационарного коэффициента готовности для различных планов испытаний

Дмитрий М. Рудковский¹, Виктор С. Михайлов^{1*}

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

*mvs1956@list.ru



Дмитрий М.
Рудковский



Виктор С.
Михайлов

Резюме. Любой процесс разработки технических изделий должен включать проведение испытаний на надежность. Если в процессе эксплуатации нормой является восстановление изделия после наступившего отказа, то в качестве планов испытаний на надежность обычно используют планы испытаний типа NBt , NBR , NBt и NBR , где N – число испытываемых однотипных изделий; t – время испытаний каждого из N изделий; R – число отказов; B (B) – характеристика плана, означающая, что работоспособность изделия после каждого отказа в течение срока испытаний восстанавливается (не восстанавливается). Обычно символы NBt и NBR обозначают, что в процессе испытаний отказы восстанавливаются мгновенно. Чтобы не путать планы NBt , NBR , NBt и NBR с планами испытаний с длительным временем восстановления, будем последние обозначать соответственно символами $NB!t$, $NB!R$, $NB!t$ и $NB!R$. Упростим постановку задачи и потребуем для планов испытаний типа $NB!t$, $NB!R$, $NB!t$ и $NB!R$ выполнение условия $D = R$, где D – число восстановлений, т.е. после окончания испытаний в момент времени t восстановление изделий продолжается, пока не восстановится последнее из R отказавших изделий. Такие планы испытаний будем обозначать $NB!t(D=R)$, $NB!R(D=R)$, $NB!t(D=R)$ и $NB!R(D=R)$. В качестве модели надежности принимается экспоненциальное распределение. Для восстанавливаемых изделий обычно в качестве комплексного показателя надежности устанавливают стационарный коэффициент готовности (КГ). Нахождение эффективных оценок является одной из основных задач теории надежности. За последнее время, начиная с 60-ых годов прошлого столетия, в отечественной научной литературе было представлено ничтожно мало исследований, касающихся свойств оценок стационарного КГ. Наиболее известная работа по исследованию оценок стационарного КГ для плана испытаний типа NBR представлена в книге Белецкого Б.Р. «Теория надежности радиотехнических систем (математические основы). Учебное пособие для вузов» (М.: Советское радио, 1978. 264 с.). Настоящая работа восполняет указанный пробел. Чтобы из бесконечного множества оценок стационарного КГ выявить эффективную оценку, сначала следует построить критерий сравнения по эффективности этих оценок. **Цель работы.** Целью работы является построение простого критерия эффективности оценок стационарного КГ для планов испытаний с длительным временем восстановления, и определение на основе построенного критерия эффективной оценки из числа предложенных. **Методы исследования.** Для нахождения эффективной оценки использовались интегральные числовые характеристики точности оценки, а именно: суммарный квадрат смещения ожидаемой реализации некоторого варианта оценки от исследуемых параметров законов распределений. **Выводы.** Построены простые критерии эффективности оценок стационарного КГ для различных планов испытаний с длительным временем восстановления (случай $N \geq 1$). Оценка $G_3 = (1 + VR / S(R + 1))^{-1}$ является эффективной по смещению среди предложенных для планов испытаний типа $NB!t(D=R)$ и $NB!t(D=R)$. Традиционная оценка $G_1 = (1 + V / S)^{-1}$ является эффективной по смещению среди предложенных для планов испытаний типа $NB!R(D=R)$ и $NB!R(D=R)$.

Ключевые слова: оценка, эффективная оценка, критерий эффективности, коэффициент готовности, стационарный коэффициент готовности.

Формат цитирования: Рудковский Д.М., Михайлов В.С., Анализ смещения оценок стационарного коэффициента готовности для различных планов испытаний // Надежность. 2021. №1. С. 17-22. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2021-21-1-17-22>

Поступила 28.12.2020 г. / После доработки 28.01.2021 г. / К печати 22.03.2021 г.

Введение

Любой процесс разработки технических изделий должен включать проведение испытаний на надежность. Если в процессе эксплуатации нормой является восстановление изделия после наступившего отказа, то в качестве планов испытаний на надежность обычно используют планы испытаний типа NBt , NBR , NBt и NBR , где N – число испытываемых однотипных изделий; t – время испытаний каждого из N изделий; R – число отказов; B (B) – характеристика плана, означающая, что работоспособность изделия после каждого отказа в течение срока испытаний восстанавливается (не восстанавливается) [1–3]. Обычно символы NBt и NBR обозначают, что в процессе испытаний отказы восстанавливаются мгновенно. Чтобы не путать планы NBt , NBR , NBt и NBR с планами испытаний с длительным временем восстановления, будем последние обозначать соответственно символами $NB!t$, $NB!R$, $NB!t$ и $NB!R$.

Упростим постановку задачи и потребуем для планов испытаний типа $NB!t$, $NB!R$, $NB!t$ и $NB!R$ выполнение условия $D = R$, где D – число восстановлений, т.е. после окончания испытаний в момент времени t восстановление изделий продолжается пока не восстановится последнее из R отказавших изделий. Такие планы испытаний будем обозначать $NB!t(D=R)$, $NB!R(D=R)$, $NB!t(D=R)$ и $NB!R(D=R)$. В качестве модели надежности принимается экспоненциальное распределение.

Для восстанавливаемых изделий обычно в качестве комплексного показателя надежности устанавливают стационарный коэффициент готовности (КГ). Стационарный КГ определяется как вероятность того, что изделие окажется в работоспособном состоянии в данный момент времени, достаточно удаленный от начала испытаний¹.

Формула для стационарного КГ (K_r), используемая на практике, имеет вид [1–3]

$$K_r = T / (T + H) = 1 / (1 + H / T),$$

где $T = 1 / \lambda$ – средняя наработка до отказа изделия, где λ – интенсивность отказов изделия, $H = 1 / h$ – среднее время восстановления (замены) изделия, где h – интенсивность восстановлений (замен) изделия. В качестве оценки КГ используется общая формула

$$G = \check{T} / (\check{T} + \check{H}) = 1 / (1 + \check{H} / \check{T}),$$

где \check{T} – оценка средней наработки до отказа, полученная по результатам испытаний изделий, \check{H} – оценка среднего времени восстановления, полученная по результатам испытаний изделий. Из вида оценки G следует, что существует бесконечное множество оценок стационарного КГ K_r . Например, для планов испытаний типа NBt и NBR в качестве \check{T} можно выбрать оценку² соответственно

$\check{T} = Nt / (R + 1)$, $R \geq 1$ и $\check{T} = Nt / R$, $R \geq 1$ [1–4]. В качестве формулы для \check{H} традиционно выбирают $\check{H} = V / D = R$, где $R \geq 1$, V – суммарное время восстановления. Нахождение эффективных оценок является одной из основных задач теории надежности. За последнее время, начиная с 60-тых годов прошлого столетия, в отечественной научной литературе было представлено ничтожно мало исследований, касающихся свойств оценок стационарного КГ. Наиболее известная работа по исследованию оценок стационарного КГ для плана испытаний типа NBR представлена в [3]. Настоящая работа восполняет указанный пробел.

Чтобы из бесконечного множества оценок стационарного КГ K_r выявить эффективную оценку, сначала следует построить критерий сравнения по эффективности этих оценок.

Цель работы

Целью работы является построение простого критерия эффективности оценок стационарного КГ для планов испытаний с длительным временем восстановления ($N \geq 1$) и определение на основе построенного критерия эффективной оценки из числа предложенных.

Методы исследования

Для нахождения эффективной оценки использовались интегральные числовые характеристики точности оценки, а именно: суммарный квадрат смещения ожидаемой реализации некоторого варианта оценки от исследуемых параметров законов распределений [4].

Построение критерия эффективности оценок стационарного КГ для плана испытаний типа $NB!t(D=R)$

Рассмотрим план испытаний типа $NB!t(D=R)$. Такие испытания предназначены прежде всего для оценки стационарного КГ [1–3] (определяющие испытания). Пусть испытывается некоторое количество изделий и в процессе испытаний наработка до отказа и время восстановления изделия являются случайными величинами и подчиняются экспоненциальному закону распределения вероятностей [1–3]. В процессе испытаний изделие всегда может находиться в одном из двух состояний: работоспособном и неработоспособном. В случае отказа изделие восстанавливается, причем ресурс изделия восстанавливается полностью (путем замены или ремонта), что в процессе испытаний позволяет считать неизменными параметры законов распределения.

Таким образом, испытание $NB!t(D=R)$ можно представить в виде двух совокупностей испытаний, проводимых по классическим планам NBt (восстановление можно считать мгновенным) и $(N=R)B(D=R)$ (считаем,

¹ ГОСТ 27.002-2015 Надежность в технике. Термины и определения. М.: Стандартинформ, 2016. 23 с.

² ГОСТ Р 50779.26-2007 Статистические методы. Точечные оценки, доверительные, предикционные и толерантные интервалы для экспоненциального распределения. М.: Стандартинформ, 2008. 27 с.

что отказы происходят мгновенно), т.е. соответственно план с ограниченным временем испытаний и план с ограниченным числом восстановлений (является случайной величиной).

В процессе проведения испытаний типа NBt наблюдается пуассоновский поток отказов с интенсивностью $N\lambda$ [1–3]. Не нарушая общности рассуждений, интенсивность $N\lambda$ объединенного потока отказов будем обозначать символом λ , т.е. λ эквивалентно $N\lambda$, что не должно привести к путанице, тогда совокупность независимых испытаний представляется в виде испытания одного изделия $N = 1$, характеризуемого объединенным потоком отказов.

Введем обозначения:

S – суммарная наработка изделий;

V – суммарное время восстановлений.

Можно предложить множество вариантов оценок $G(D=R, R, S=Nt, V)$. Для их сравнения по эффективности следует построить критерий эффективности оценок стационарного КГ. С этой целью воспользуемся опытом подобных построений, изложенным в [4]. Оценка G считается эффективной по смещению в сравнении с другими оценками, если ее математическое ожидание EG имеет наименьшее смещение от истинного стационарного КГ K_r , который всегда зависит от параметров законов распределения λ, h . Смещение (m) в большинстве случаев определяют как квадрат отклонения EG от принимаемых значений КГ, а именно:

$$m(G, K_r) = (EG - K_r)^2.$$

В принципе, вид оценок G стационарного КГ может иметь любой функциональный вид $G(N, S=Nt, V, D=R, R, \dots)$, $N = 1$. В данной работе следует ограничиться оценками с простым видом, а именно ($S=Nt$):

$$G_1 = \frac{1}{1 + \frac{V \cdot R}{S \cdot D = R}} \text{ (традиционная оценка),}$$

$$G_2 = \frac{1}{1 + \frac{V \cdot R + 1}{S \cdot D = R}}, G_3 = \frac{1}{1 + \frac{V \cdot R}{S \cdot R + 1}}.$$

Тогда в предположении, что $EG(V, R)$, конечно, следует, что $EG(V, R) = E_R(E_V(G|R))$ [6].

Для каждого из R отказавших изделий плотность функции вероятности для суммы независимых одинаково распределенных случайных величин времен восстановлений τ_{vij} с плотностью распределения $he^{-ht} - V$, имеет вид специального распределения Эрланга $F(D = R, R = r, H = 10^j, T = 10^i) = E\left(G - \frac{T}{T + H}\right)^2$ [1, 2, 5]. Условное математическое ожидание E_V оценки G стационарного КГ имеет вид

$$E_V(G | R, D = R, h) = \int_0^\infty G \frac{h(hV)^{(D-1)} e^{-hV}}{(D-1)!} dV.$$

Поток отказов представляет собой пуассоновский поток с функцией распределения $L(r) = \sum_{k=0}^r e^{-\Delta} \frac{\Delta^k}{k!}$, ($\Delta = \lambda t$). Математическое ожидание EG вычисляется по формуле [1–3]:

$$EG = E_R(E_V G) = \sum_{r=0}^\infty (E_V G) e^{-\Delta} \frac{\Delta^r}{r!}.$$

Смещение $m(G)$, как и K_r , тоже зависит от параметров выбранных законов распределения (T, H). Чтобы построить критерий эффективности оценок стационарного КГ, следует просуммировать смещение по всем параметрам выбранных законов распределения (T, H) и плана испытаний ($R=r, t, N=1$):

$$A(G) = \int_{10^3}^{10^5} \int_{10^1}^{10^4} \int_{10^1}^{10^7} m(G) dH dT dt. \quad (1)$$

Заметим, что параметр N плана испытаний типа $NBt(D=R)$ не является критичным и, не нарушая общности рассуждений, принимается равным единице $N = 1$. Если не ограничивать суммирование, то величина построенного функционала $A(G)$ для большинства оценок всегда будет равна бесконечности. Поэтому пределы суммирования (выраженные в часах) ограничивают разумными интервалами величин параметров (T, H, t, V) и $R = 10$.

Среди оценок, обладающих минимальным суммарным смещением $A(G)$, эффективной следует считать оценку с минимальным суммарным уклонением. Для этого строится функционал

$$B(G) = \int_{10^3}^{10^5} \int_{10^1}^{10^4} \int_{10^1}^{10^7} y(G) dH dT dt, \quad (2)$$

где $y(G) = E_R(E_V((G - K_r)^2 | R))$ [4, 6],

$$E_V\left((G - K_r)^2 | R, D = R, h\right) = \int_0^\infty (G - K_r)^2 \frac{h(hV)^{(D-1)} e^{-hV}}{(D-1)!} dV.$$

Непосредственное вычисление функционалов $A(G)$ и $B(G)$ (формулы (1) и (2)) весьма затруднительно, т.к. требует больших вычислительных мощностей. Поэтому формулы (1) и (2) следует упростить и привести к более практичному виду соответственно ($R = r$)

$$A_1 = \sum_{k=3}^5 \sum_{j=1}^4 \sum_{i=4}^7 (C)^2, \quad (3)$$

$$\text{где } C = \left[\sum_{r=1}^{10} E_V G(D = r, R = r, H = 10^j, t = 10^k) \cdot e^{-\frac{t=10^k}{T=10^j}} \frac{(-t = 10^k)^r}{(T = 10^j)^r r!} \right] \cdot \frac{10^j}{10^i + 10^j},$$

$$B_1 = \sum_{k=3}^5 \sum_{j=1}^4 \sum_{i=4}^7 \sum_{r=1}^{10} e^{-\frac{t=10^k}{T=10^j}} \frac{(-t = 10^k)^r}{(T = 10^j)^r r!} E_V F, \quad (4)$$

$$\text{где } F = \left[G(D = r, R = r, t = 10^k) - \frac{10^j}{10^i + 10^j} \right]^2.$$

Результаты подстановки в формулы (3) и (4) предложенных оценок стационарного КГ для плана испытаний типа $NB!t(D=R)$ представлены в табл. 1.

Табл. 1. Результаты подстановки в формулы (1) и (2) предложенных оценок стационарного КГ для плана испытаний типа $NB!t(D=R)$

	G_1	G_2	G_3
A1	34,057	34,263	33,906
B1·1000	114	170	93

Из табл. 1 следует, что для плана испытаний типа $NB!t(D=R)$ оценка $G_3 = (1 + VR / S(R + 1))^{-1}$ является эффективной по смещению среди предложенных.

Пример. Сложное оборудование в количестве двух штук было поставлено на опытную эксплуатацию на срок равный трем месяцам (2190 ч). В качестве показателя надежности в ТЗ установлен стационарный коэффициент готовности $K_r = 0,92$. В процессе опытной эксплуатации обнаружен отказ. Из-за сложной логистики оборудование простояло на ремонте 500 ч.

Далее рассмотрим два решения примера:

1) Традиционная оценка

По результатам опытной эксплуатации оценка стационарного КГ составила

$G_1 = (1 + V / S)^{-1} = (1 + 500 / (2190 + 2190))^{-1} = 0,897$, что не соответствует требованиям ТЗ.

2) С использованием эффективной оценки стационарного КГ $G_3 = (1 + VR / S(d + 1))^{-1}$.

По результатам опытной эксплуатации оценка стационарного КГ составила

$G_3 = (1 + VR / S(R + 1))^{-1} = (1 + 500 / 2(2190 + 2190))^{-1} = 0,946$, что соответствует требованиям ТЗ.

Построение критерия эффективности оценок стационарного КГ для плана испытаний типа $NB!t(D=R)$

Рассмотрим план испытаний типа $NB!t(D=R)$. Испытание $NB!t(D=R)$ можно представить в виде двух совокупностей испытаний, проводимых по классическим планам NBt (без восстановления) и $(N=R)B(D=R)$, т.е. соответственно по биномиальному плану и плану, ограниченному числом восстановлений (является случайной величиной).

Рассмотрим план испытаний типа $(N=R)B(D=R)$. Как и в предыдущем разделе, для каждого из R испытуемых (или отказавших для плана NBt) изделий плотность функции вероятности для суммы независимых одинаково распределенных случайных величин времен восстановлений τ_{vij} с плотностью распределения $he^{-ht} - V$, имеет

вид специального распределения Эрланга $\frac{h(hV)^{(d-1)} e^{-hV}}{(d-1)!}$

[1, 2, 5]. Тогда условное математическое ожидание E_V оценки G стационарного КГ рассчитывают по формуле

$$E_V(G | R, D = R, h) = \int_0^\infty G \frac{h(hV)^{(D-1)} e^{-hV}}{(D-1)!} dV.$$

Пусть случайная величина R имеет биномиальное распределение $p_N(R=r)$ [7, ф. 1.4.55] с параметрами N и p , $0 \leq p \leq 1$, т.е. с.в. $R = r$, равная числу успехов в серии из N независимых опытов с вероятностью успеха $p = 1 - e^{-\lambda}$, принимает целочисленные значения $0, 1, 2, \dots, N$ с вероятностями $p_N(r) = C_N^r p^r (1-p)^{N-r}$.

Тогда математическое ожидание $EG(V, R) = E_R(E_V(G|R))$ имеет вид

$$EG(V, R) = \sum_{r=0}^N p_N(r) E_V(G | R = r).$$

Аналогично (см. предыдущий раздел) строится математическое ожидание

$$EG((G - K_c)^2) = \sum_{r=0}^N p_N(r) E_V((G - K_c)^2 | R = r).$$

Чтобы построить критерий эффективности оценок стационарного КГ, следует просуммировать смещение по всем параметрам выбранных законов распределения (T, H) и плана испытаний $(R=r, t, N \leq 10)$:

$$A(G) = \sum_{N=1000}^{10} \int_{10^4}^{10^5} \int_{10^4}^{10^4} \int_{10^4}^{10^7} m(G) dHdTdt, \quad (5)$$

$$B(G) = \sum_{N=1000}^{10} \int_{10^4}^{10^5} \int_{10^4}^{10^4} \int_{10^4}^{10^7} y(G) dHdTdt. \quad (6)$$

Непосредственное вычисление функционалов $A(G)$ и $B(G)$ (формулы (5) и (6)) весьма затруднительно, т.к. требует больших вычислительных мощностей. Поэтому формулы (5) и (6) приводятся к виду:

$$A_1 = \sum_{N=1}^{10} \sum_{k=3}^5 \sum_{j=1}^4 \sum_{i=4}^7 (C)^2, \quad (7)$$

где $C = \left[\sum_{r=1}^N E_V G(D=r, R=r, N, H=10^j, t=10^k) - \frac{10^j}{10^j + 10^i} \cdot C_N^r p^r (1-p)^{N-r} \right]$

$$B_1 = \sum_{N=1}^{10} \sum_{k=3}^5 \sum_{j=1}^4 \sum_{i=4}^7 \sum_{r=1}^N C_N^r p^r (1-p)^{N-r} E_V F, \quad (8)$$

где $F = \left[G(D=r, R=r, N, t=10^k) - \frac{10^j}{10^j + 10^i} \right]^2$.

Заметим, что суммарная наработка S считается по среднему $S = R \cdot t / 2 + (N - R) \cdot t$.

Результаты подстановки в формулы (7) и (8) предложенных оценок стационарного КГ для плана испытаний типа $NB!t(D=R)$ представлены в табл. 2.

Табл. 2. Результаты подстановки в формулы (7) и (8) предложенных оценок стационарного КГ для плана испытаний типа $NB!t(D=R)$

	G_1	G_2	G_3
A1	271	272	270
B1·100	240	272	239

Из табл. 2 следует, что для плана испытаний типа $NB!t(D=R)$ оценка $G_3 = (1 + VR / S(R + 1))^{-1}$ является эффективной по смещению среди предложенных.

Построение критерия эффективности оценок стационарного КГ для планов испытаний типа $NB!R(D=R)$ и $NB!R(D=R)$

Испытание $NB!R(D=R)$ можно представить в виде двух совокупностей испытаний, проводимых по классическим планам NBR (без восстановления) и $(N=R)B(D=R)$, т.е. соответственно по биномиальному плану и плану с ограниченным числом восстановлений, которое в данном случае является не случайной величиной. Аналогично испытание $NB!R(D=R)$ можно представить в виде двух совокупностей испытаний, проводимых по классическим планам NBR (с восстановлением) и $(N=R)B(D=R)$.

Для любого из R отказавших изделий длительности восстановления τ_{ij} и работы τ_{ij} , $i = 1, 2, \dots, R; j = 1, 2, \dots, N$ не зависят друг от друга и каждая имеет свою плотность распределения соответственно he^{-ht} и $\lambda e^{-\lambda t}$. Зависимость факта появления отказов и, как следствие, восстановлений не влияет на продолжительность восстановления τ_{ij} и работы τ_{ij} . И, как следствие, независимы и с.в. S, V . Для построения математического ожидания EG следует знать функцию распределения сумм S, V и числа отказов R . Для каждого из $R = r$ ($D = d = r$) изделий, поставленных на восстановление, плотность функции вероятности для суммы независимых одинаково распределенных случайных времен восстановления τ_{ij} с плотностью распределения $he^{-ht} - V$, имеет вид специального распределения Эрланга $\frac{h(hV)^{(d-1)} e^{-hV}}{(d-1)!}$ [1, 2, 5]. Для каждого из $R = r$ отказавших изделий плотность функции вероятности для суммы независимых одинаково распределенных случайных наработок до отказа с плотностью распределения $\lambda e^{-\lambda t} - S$, тоже имеет вид специального распределения Эрланга $\frac{\lambda(\lambda S)^{(r-1)} e^{-\lambda S}}{(r-1)!}$. Аналогично для совокупности R отказавших изделий [1, 2, 5].

Тогда математическое ожидание оценки G стационарного КГ рассчитывают по формуле

$$E(G, D = d = r, R = r, \lambda, h) = \int_0^\infty \int_0^\infty G \frac{h(hV)^{(d-1)} e^{-hV}}{(d-1)!} \frac{\lambda(\lambda S)^{(r-1)} e^{-\lambda S}}{(r-1)!} dV dS.$$

Аналогично

$$E((G - K_r)^2, D = d = r, R = r, \lambda, h) = \int_0^\infty \int_0^\infty (G - K_r)^2 \frac{h(hV)^{(d-1)} e^{-hV}}{(d-1)!} \frac{\lambda(\lambda S)^{(r-1)} e^{-\lambda S}}{(r-1)!} dV dS.$$

Чтобы построить критерий эффективности оценок стационарного КГ, следует просуммировать смещение по всем параметрам выбранных законов распределения (T, H) и плана испытаний ($R = 10$):

$$A(G) = \sum_{r=1}^{10} \int_1^{10^4} \int_{10^4}^{10^7} m(G) dT dH, \tag{9}$$

$$B(G) = \sum_{r=1}^{10} \int_1^{10^4} \int_{10^4}^{10^7} E(G - K_r)^2 dH dT. \tag{10}$$

Непосредственное вычисление функционалов $A(G)$ и $B(G)$ (формулы (9) и (10)) весьма затруднительно, т.к. требует больших вычислительных мощностей. Поэтому формулы (9) и (10) следует упростить и привести к более практичному виду соответственно:

$$A_1 = 10^4 \sum_{j=1}^4 \sum_{i=4}^7 \sum_{r=1}^{10} C(D = R, R = r, H = 10^j, T = 10^i), \tag{11}$$

где $C(D = R, R = r, H = 10^j, T = 10^i) = \left(EG - \frac{T}{T + H} \right)^2$,

$$B_1 = 10^2 \sum_{j=1}^4 \sum_{i=4}^7 \sum_{r=1}^{10} F(D = R, R = r, H = 10^j, T = 10^i), \tag{12}$$

где $F(D = R, R = r, H = 10^j, T = 10^i) = E \left(G - \frac{T}{T + H} \right)^2$.

В формулы (11) и (12) введен нормирующий множитель, упрощающий вид результата. Результаты подстановки предложенных оценок стационарного КГ в формулы (11) и (12) для планов испытаний типа $NB!R(D=R)$ и $NB!R(D=R)$ представлены в табл. 3.

Табл. 3. Результаты подстановки предложенных оценок стационарного КГ в формулы (11) и (12) для планов испытаний типа $NB!R(D=R)$ и $NB!R(D=R)$

	G_1	G_2	G_3
A1	202	1199	325
B1	49	66	42

Из табл. 3 следует, что оценка $G_1 = (1 + V / S)^{-1}$ является эффективной по смещению среди предложенных.

Выводы

1) Построены простые критерии эффективности оценок стационарного КГ для различных планов ис-

пытаний с длительным временем восстановления (случай $N \geq 1$).

2) Оценка $G_3 = (1 + VR / S(R + 1))^{-1}$ является эффективной по смещению среди предложенных для планов испытаний типа $NB!t(D=R)$ и $NB!t(D=R)$.

3) Традиционная оценка $G_1 = (1 + V / S)^{-1}$ является эффективной по смещению среди предложенных для планов испытаний типа $NB!R(D=R)$ и $NB!R(D=R)$.

Библиографический список

1. Барзилович Е.Ю., Беляев Ю.К., Каштанов В.А. и др. Вопросы математической теории надежности / под ред. Б.В. Гнеденко. М.: Радио и связь, 1983. 376 с.

2. Гнеденко Б.В., Беляев Ю.К., Соловьев А.Д. Математические методы в теории надежности: Основные характеристики надежности и их статистический анализ: Изд. 2-е, испр. и доп. М.: Книжный дом «ЛИБРОКОМ», 2013. 584 с.

3. Белецкий Б.Р. Теория надежности радиотехнических систем (математические основы): Учебное пособие для вузов. М.: Советское радио, 1978. 264 с.

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

5. Кокс Д.Р., Смит В.Л. Теория восстановления. М.: Советское радио, 1967. 299 с.

6. Боровков А.А. Теория вероятностей. М.: Эдиториал УРСС, 1999. 472 с.

7. Шуленин В.П. Математическая статистика. Часть 1. Параметрическая статистика. Томск.: Издательство НТЛ, 2012. 540 с.

Сведения об авторах

Дмитрий Михайлович Рудковский – кандидат технических наук, начальник отдела, Федеральное государственное унитарное предприятие «Центральный научно-исследовательский институт химии и механики им. Д.И. Менделеева» (ФГУП «ЦНИИХМ»), адрес: 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»), адрес: ул. Нагатинская, д. 16а, Москва, Российская Федерация, 115487, e-mail: Mvs1956@list.ru

Вклад авторов в статью

Авторами построены простые критерии эффективности оценок стационарного КГ для планов испытаний с длительным временем восстановления (случай $N \geq 1$). Получены эффективные оценки из числа предложенных.

Рудковский Дмитрий Михайлович произвел построение критерия эффективности оценок стационарного КГ для планов испытаний типа $NB!R(D=R)$ и $NB!R(D=R)$.

Михайлов Виктор Сергеевич произвел построение критерия эффективности оценок стационарного КГ для планов испытаний типа $NB!t(D=R)$ и $NB!t(D=R)$.

Конфликт интересов

Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.

Применение интервальных значений треугольных нечетких функций к решению проблем здравоохранения

Капил Найтани^{1*}, Раджеш Дангвал¹

¹Университет Хемвати Нандан Бахугуна Гарвал, Сринагар, Уттаракханд, Индия

*kapilpintu88@gmail.com24



Капил Найтани



Раджеш Дангвал

Резюме. Цель. В области здравоохранения имеют место различные виды неопределенности, связанные с медицинскими ошибками, которые обусловлены человеческим фактором и несовершенством техники. Как правило, четкое значение приводит к потере точности и неопределенности результатов, вследствие чего имеющихся данных недостаточно для оценки клинического процесса с желаемой степенью точности. Поэтому теория нечетких множеств играет важную роль в обеспечении точности результатов при решении задач, связанных со здравоохранением. **Методы.** Для повышения точности результатов в данной статье используются функциональные нечеткие числа. Для моделирования рисков безопасности пациентов здесь применяется новый вид анализа дерева отказов с использованием нечетких множеств. Используются интервальные значения треугольных нечетких чисел уровня (λ, ρ) , их функции, t -норму и дефазификацию методом центра тяжести для оценки нечеткой вероятности отказа и безотказности системы. Эффективность этих методов демонстрируется на примере из сферы здравоохранения, а полученные результаты проанализированы с помощью других существующих методов. Для ранжирования основных событий рассматриваемых проблем использован подход, изложенный в работе Танаки и др. Для анализа изменений в нечеткой вероятности отказа также использованы нечеткие функции. **Результаты.** В рамках работы изучено применение дерева отказов, t -нормы и функциональных нечетких чисел в контексте интервальных треугольных нечетких чисел. В исследовании рассмотрено два типа проблем из области здравоохранения и соответствующие им методы дефазификации в целях анализа надежности существующими методами. Авторы пришли к заключению, что метод t -нормы не дает значительного накопления нечеткости, и выяснили, как функциональное нечеткое число влияет на надежность. Аналогичным образом методом V -индекса были найдены наименее критические события по каждой системе.

Ключевые слова: здравоохранение, нечеткие множества, t -норма, интервальные значения треугольных нечетких функций, анализ дерева отказов, дефазификация.

Для цитирования: Найтани К., Дангвал Р. Применение интервальных значений треугольных нечетких функций к решению проблем здравоохранения // Надежность. 2021. №1. С. 23-33. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2021-21-1-23-33>

Поступила 11.11.2020 г. / После доработки 24.02.2021 г. / К печати 22.03.2021 г.

1. Введение

В классической или традиционной теории множеств элемент либо принадлежит множеству, либо нет, то есть ответом на вопрос о принадлежности любого элемента множеству является «да» или «нет», а не «более» или «менее». Теория нечетких множеств [25] содержит фактор неопределенности, то есть описывает степень принадлежности любого элемента множеству.

Поскольку вопросы безопасности представляют собой серьезную проблему для работы медицинских учреждений по всему миру, необходимо выделить основные причины различных видов врачебных ошибок и искать способы снижения их частоты. Для разработки более эффективных и безопасных способов лечения следует шире применять проактивные методы анализа рисков [3]. Анализ дерева отказов (fault tree analysis, FTA) широко используется при решении проблем в области здравоохранения [1-5, 18-19]. Хайман и Джонсон [10] провели FTA отказов медицинских систем оповещения о состоянии пациента. Пак и Ли [18] построили FTA процесса мытья рук. Чэнь [6] предложил новый, более быстрый метод анализа надежности нечетких систем с использованием арифметических операций с нечеткими числами.

Ли разработал изображение хромосом [11-12], применив нечеткую логику к лейкоцитам крови, Бутнариу [4] разработал модель нейрона (преддверно-улиткового нерва), описываемую с помощью нечеткого автомата. Аналогичным образом Роша применил нечеткую логику к нервной системе [20-21]. Классический подход к диагностике вазоренальной гипертензии был разработан Форденном и Бездеком [7]. Адласснинг и Коларц применили нечеткую логику в автоматизированной системе диагностики заболеваний в области ревматологии, известной как CADIAG-2 [2].

Интерактивная диагностическая система на основе нечеткой логики под названием SPINX [8] состоит из диалоговой системы, в которую вводятся данные пациента и ответы на запрос дополнительной информации, и системы принятия решений, которая осуществляет поиск по дереву отказов и соотносит пациента с диагнозом. Аналогичным образом Лесмо, Саитта и Торассо разработали систему обучения продукционным правилам для принятия медицинских решений [13]. Автоматизированная система обучения основана на теории нечетких множеств и работает с лингвистическими переменными. Еще одним примером нечеткой системы является нечеткая консультативная система в области офтальмологии, разработанная Огунтаде [17]. Она оценивает состояние пациента до и после лечения. Очевидно, что нечеткая логика широко представлена в медицинских системах, а модель выводов на базе нечеткой логики разработана и успешно испытана.

2. Нечеткие множества

Нечеткие множества были предложены в 1965 году независимо друг от друга Лотфи А. Заде [24] и Дитером Клауа в качестве дополнения к классическому понятию множества. В классической теории множеств принадлежность элементов к множеству оценивается в двоичных терминах в соответствии с бивалентными условиями, когда элемент либо принадлежит множеству, либо нет. В теории нечетких множеств степень принадлежности элементов к множеству относится к единичному интервалу $[0, 1]$. Нечеткое множество – это обобщение классической теории.

Нечеткое множество определяется функцией принадлежности, ставящей в соответствие универсальное множество интервалу $[0, 1]$, как указано ниже:

$$\mu_A(x) : X \rightarrow [0, 1]. \quad (1)$$

Здесь $\mu_A(x)$ выражает степень принадлежности элемента x множеству A . Нечеткое множество A можно выразить следующим образом:

$$\tilde{A} = \{(x, \mu_A(x)) : x \in X\}. \quad (2)$$

Нечеткость можно наблюдать во многих сферах жизни, включая машиностроение, медицину, производство и др.

3. Фаззификация и интервальные значения треугольных нечетких чисел

Фаззификация – это процесс преобразования четкого значения в нечеткое с помощью нечетких функций принадлежности. Существует множество нечетких функций принадлежности для выполнения фаззификации, включая треугольные, трапециевидные, Коши, Гаусса и т. д. [16]. При анализе проблем в области безопасности и здравоохранения в целях получения более точных описаний и решений часто используются интервальные значения треугольных нечетких функций принадлежности, или просто интервальные значения треугольных нечетких чисел. В математическом смысле интервальное нечеткое множество \tilde{A} (*i-v fuzzy set*) из R выводится как $\tilde{A} \equiv \{(x, [\mu_{\tilde{A}^L}(x), \mu_{\tilde{A}^U}(x)]) / x \in R\}$; $0 \leq \mu_{\tilde{A}^L}(x) \leq \mu_{\tilde{A}^U}(x) \leq 1 \forall x \in R$. Оно обозначается как $\mu_{\tilde{A}}(x) = [\mu_{\tilde{A}^L}(x), \mu_{\tilde{A}^U}(x)] x \in R$ или $\tilde{A} = [\tilde{A}^L, \tilde{A}^U]$.

Треугольное интервальное нечеткое множество \tilde{A} означает, что, когда степень принадлежности x лежит в интервале $[\mu_{\tilde{A}^L}(x), \mu_{\tilde{A}^U}(x)]$, наибольшая степень равна $\mu_{\tilde{A}^U}(x)$, а наименьшая степень равна $\mu_{\tilde{A}^L}(x)$, где:

$$\mu_{\tilde{A}^L}(x) = \begin{cases} \frac{\lambda(x-a)}{b-a}, & a \leq x \leq b, \\ \frac{\lambda(c-x)}{c-b}, & b \leq x \leq c, \\ 0, & \text{в других случаях.} \end{cases} \quad (3)$$

Таким образом, $\tilde{A}^L = (a, b, c, \lambda)$ $a < b < c$, и аналогично:

$$\mu_{\tilde{A}^U}(x) = \begin{cases} \frac{\rho(x-a)}{b-a}, & a \leq x \leq b, \\ \frac{\rho(c-x)}{c-b}, & b \leq x \leq c, \\ 0, & \text{в других случаях.} \end{cases} \quad (4)$$

Таким образом, $\tilde{A}^U = (a, b, c, \rho)$, $a < b < c$. Рассмотрим случай, когда $0 < \lambda \leq \rho \leq 1$. Из уравнений (3) и (4) получаем $\tilde{A} = [\tilde{A}^L, \tilde{A}^U]$, $[(a, b, c; \lambda), (a, b, c; \rho)]$, называемое треугольным нечетким числом уровня $(\lambda, \rho) i - v$ (см. рис. 1).

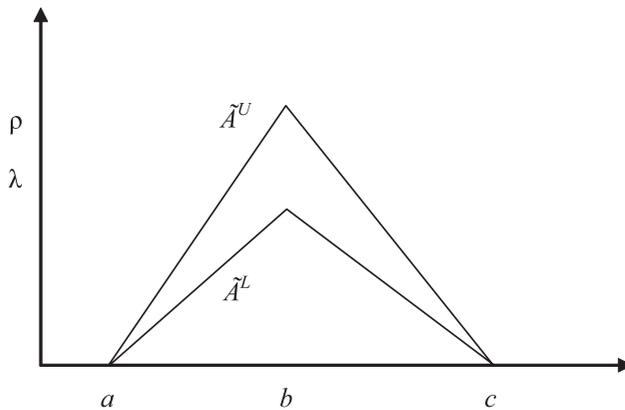


Рис. 1. Треугольное нечеткое интервальное число

4. t-норма

Заде [24] предполагает, что пересечение нечеткого множества является минимальным оператором и алгебраическим произведением. Минимальное произведение и оператор ограниченной разности принадлежат так называемой треугольной норме или t -норме. t -норма — это бинарная функция $t: [0, 1] \times [0, 1] \rightarrow [0, 1]$, которая удовлетворяет аксиомам (i) коммутативности, (ii) ассоциативности, (iii) монотонности и (iv) граничных условий. В литературе упоминаются различные операции t -норма, такие как, $t(\mu_A(x), \mu_B(x)) = \min\{\mu_A(x), \mu_B(x)\}$, $t(\mu_A(x), \mu_B(x)) = \max\{0, \mu_A(x) + \mu_B(x) - 1\}$,

$$t(\mu_A(x), \mu_B(x)) = \mu_A(x) \cdot \mu_B(x) \text{ и}$$

$$t(\mu_A(x), \mu_B(x)) = \begin{cases} \mu_A(x), & \text{где } \mu_B(x) = 1, \\ \mu_B(x), & \text{где } \mu_A(x) = 1, \\ 0, & \text{в других случаях.} \end{cases}$$

Последнюю из указанных операций t -норма Лин и др. [14] применили к треугольным нечетким числам, а мы используем для нахождения вероятности отказа системы. Операция t -норма дает меньшее накопление нечеткости, что является преимуществом в случае с нечеткими арифметическими операциями.

5. Функции нечетких чисел

Определяются как функция от функции x , то есть значение принадлежности также имеет степень принадлежности. Описывается следующим образом:

$$\mu_{\tilde{A}}(x) : X \rightarrow [0, 1], \mu(\mu_{\tilde{A}}(x)) : \mu_{\tilde{A}}(x) \rightarrow [0, 1],$$

$$\tilde{A} = \left\{ \left((x, \mu_{\tilde{A}}(x)), \mu(\mu_{\tilde{A}}(x)) \right) : x \in X \right\}. \quad (5)$$

Треугольное функциональное интервальное нечеткое число показано на рис. 2. Нижнее значение принадлежности составляет $(1, 2, 3; 0.5)$, а верхнее — $(1, 2, 3; 1.0)$. Таким образом, координату z можно найти по формуле

$$\mu(\mu_A(x)) = \frac{1}{x^2 + 1}.$$

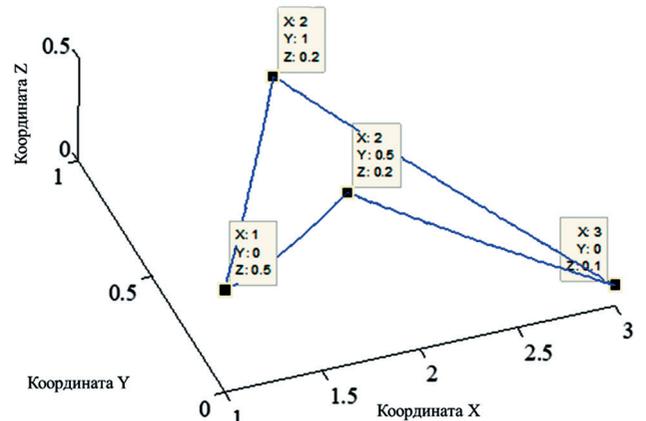


Рис. 2. Интервальные треугольные нечеткие функции

6. Анализ дерева отказов (FTA) и нечеткая вероятность

Анализ дерева отказов (FTA) — это анализ дерева, в котором нежелательное состояние системы анализируется с использованием булевой логики для объединения серии базовых событий нижнего уровня. Кроме того, если известны вероятности отказа компонентов системы, то можно вычислить вероятность конечного события. В диаграмме дерева отказов используются два логических элемента: «И» и «ИЛИ». «И» (конъюнкция) означает, что вероятность отказа зависит от наступления всех событий, а событие, связанное с логическим элементом ИЛИ, означает, что исходные события действуют независимо, вызывая отказ для результирующего события. Нечеткую вероятность отказа можно рассчитать, выполнив арифметические операции с нечеткими числами. В случае, когда вероятность понимается в нечетком смысле, FTA называется FFTA (нечеткий анализ дерева отказов — fuzzy fault tree analysis). При FTA берется четкая вероятность отказа, а при FFTA — нечеткая вероятность отказа.

Дерево отказов на рис. 3 связано с основными событиями, обозначаемыми X_1, X_2, X_3, X_4, X_5 и X_6 . Конечное событие T может быть выражено следующим уравнением:

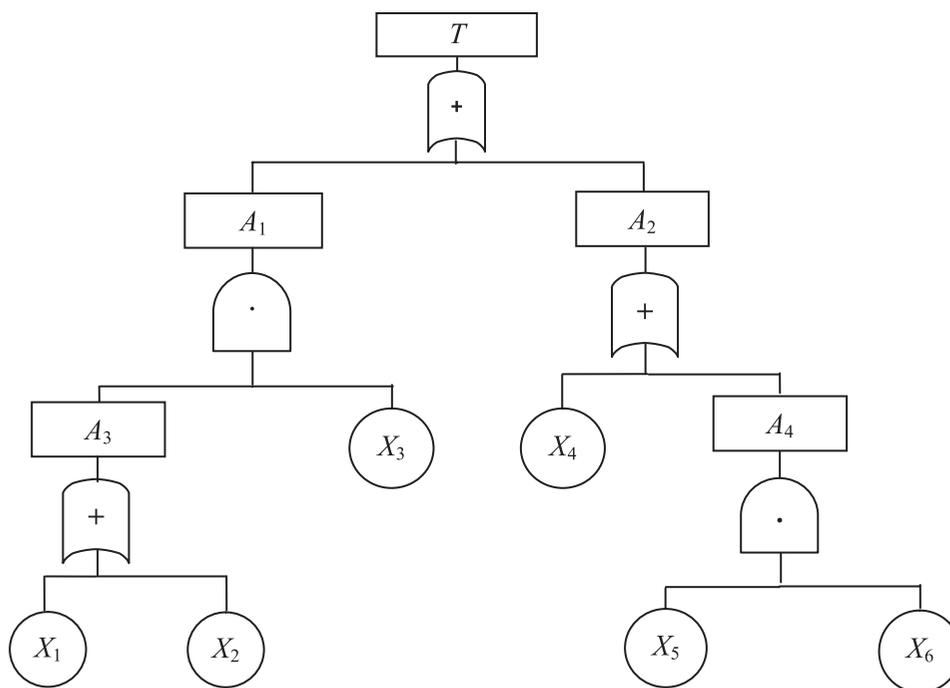


Рис. 3. Диаграмма дерева отказов

$$T = A_1 \cup A_2,$$

$$T = (A_3 \cap X_3) \cup (X_4 \cup A_4),$$

$$T = [\{(X_1 \cup X_2) \cap X_3\} \cup \{X_4 \cup (X_5 \cap X_6)\}]. \quad (6)$$

7. Надежность

Надежность определяется как вероятность того, что компонент или система будет выполнять требуемую

функцию в течение заданного периода времени при заданных условиях эксплуатации. Это вероятность безотказной работы в течение определенного времени. Надежность – это свойство согласованности, измерения, тестирования или срока службы любой системы или точности эксперимента. Это оценка того, насколько мала ошибка и насколько полученное значение соответствует истинному значению. Высоконадежная система обеспечивает одинаковые результаты в различных условиях, т.е. высоконадежная оценка является точной.

Табл. 1. Операции с логическими элементами

Подход	Логический элемент	Операция	Уравнение
Традиционный ФТА	ИЛИ	Конъюнкция	$P_{\text{или}} = 1 - [(1 - q_1) \times (1 - q_2) \times \dots \times (1 - q_n)]$
	И	Пересечение	$P_{\text{и}} = q_1 \times q_2 \times \dots \times q_n$
Традиционный FFTA	ИЛИ	Конъюнкция	$P_{\text{или}} = \tilde{I} \Theta [(\tilde{I} \Theta \tilde{q}_1) \otimes (\tilde{I} \Theta \tilde{q}_2) \otimes \dots \otimes (\tilde{I} \Theta \tilde{q}_n)]$
	И	Пересечение	$P_{\text{и}} = \tilde{q}_1 \otimes \tilde{q}_2 \otimes \dots \otimes \tilde{q}_n$
FFTA с t-нормой	ИЛИ	Конъюнкция	$P_{\text{или}} = \tilde{I} \Theta_t [(\tilde{I} \Theta_t \tilde{q}_1) \otimes_t (\tilde{I} \Theta_t \tilde{q}_2) \otimes_t \dots \otimes_t (\tilde{I} \Theta_t \tilde{q}_n)]$
	И	Пересечение	$P_{\text{и}} = q_1 \otimes_t q_2 \otimes_t \dots \otimes_t q_n$

Табл. 2. Нечеткие операции над двумя интервальными треугольными нечеткими числами

Операция	Треугольные интервальные нечеткие числа
Произведение	$\left(\begin{matrix} a_1, b_1, c_1 : \rho \\ a_1, b_1, c_1 : \lambda \end{matrix} \right) \times \left(\begin{matrix} a_2, b_2, c_2 : \rho \\ a_2, b_2, c_2 : \lambda \end{matrix} \right) = \left(\begin{matrix} a_1 a_2, b_1 b_2, c_1 c_2 : \rho \\ a_1 a_2, b_1 b_2, c_1 c_2 : \lambda \end{matrix} \right)$
Дополнение	$1 - \left(\begin{matrix} a, b, c : \rho \\ a, b, c : \lambda \end{matrix} \right) = \left(\begin{matrix} 1 - c, 1 - b, 1 - a : \rho \\ 1 - c, 1 - b, 1 - a : \lambda \end{matrix} \right)$

7.1. Расчет надежности системы

При анализе сложной системы ко всей системе может применяться определенный закон распределения потока отказов. Однако альтернативный подход состоит в том, чтобы определить надежность или подходящую модель надежности для каждого компонента системы и применить правила вероятности в соответствии с конфигурациями компонентов в системе. При расчете надежности системы рассматриваются следующие конфигурации.

7.1.1. Последовательная конфигурация

В последовательной конфигурации функционирование системы требует работоспособности всех компонентов. Согласно этой концепции, если один из двух последовательно связанных компонентов выйдет из строя, вся система выйдет из строя. Последовательная связь представлена блок-схемой на рис. 4.

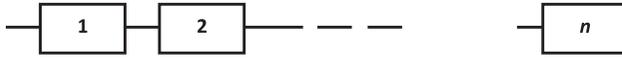


Рис. 4. Последовательная конфигурация

Вероятность отказа последовательной системы может быть определена как 1 минус вероятность того, что ни один из компонентов не выйдет из строя (то есть вероятность того, что система будет работать). Вероятности отказа компонентов (для системы из двух компонентов) вычисляются следующим образом:

- E_1 : событие отказа компонента 1;
- E_2 : событие отказа компонента 2.

Пусть вероятность отказа компонента 1 равна $P(E_1)=q_1$, а компонента 2 – $P(E_2)=q_2$, тогда вероятности безотказной работы компонентов равны $P(E_1^c)=1-q_1$ и $P(E_2^c)=1-q_2$, а вероятность безотказной работы системы – $(1-q_1) \cdot (1-q_2)$.

Таким образом, вероятность отказа составляет $P_s=1-(1-q_1) \cdot (1-q_2)$.

При условии, что два компонента независимы друг от друга, обобщим последнюю формулу до n взаимно независимых последовательных компонентов:

$$P_s = 1 - (1 - q_1) \cdot (1 - q_2) \cdot (1 - q_3) \cdot (1 - q_4) \cdot \dots \cdot (1 - q_n). \quad (7)$$

Для определения надежности возьмем дополнение вероятности отказа системы до 1.

7.1.2. Параллельная конфигурация

Два или более компонентов находятся в параллельной или резервированной конфигурации – для отказа такой системы все компоненты должны выйти из строя, то есть система непрерывно работает, если работают один или несколько компонентов. Параллельные компоненты представлены блок-схемой на рис. 5.

Вероятность отказа для n параллельных и независимых компонентов определяется вероятностью отказа всех компонентов, т.е.

$$P_s = q_1 \times q_2 \times q_3 \times \dots \times q_n. \quad (8)$$

Для определения надежности возьмем дополнение вероятности отказа системы до 1.

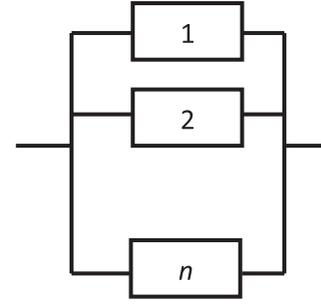


Рис. 5. Параллельные компоненты

8. V-индекс

Пусть \tilde{q}_T означает нечеткую вероятность отказа системы в результате конечного события, которая зависит от состояния компонентов, нечеткие вероятности отказа которых $(q_{i,s})$ представляют собой интервальные треугольные нечеткие числа, тогда нечеткая вероятность отказа системы в результате конечного события вычисляется по формуле:

$$\tilde{q}_T = \tilde{q}_T(\tilde{q}_1, \tilde{q}_2, \dots, \tilde{q}_i, \dots, \tilde{q}_n) = \left[(\tilde{q}_{T_1}^L, \tilde{q}_{T_2}^L, \tilde{q}_{T_3}^L : \lambda), (\tilde{q}_{T_1}^R, \tilde{q}_{T_2}^R, \tilde{q}_{T_3}^R : \rho) \right], \quad (9)$$

где $\tilde{q}_T^L = [(\tilde{q}_{T_1}^L, \tilde{q}_{T_2}^L, \tilde{q}_{T_3}^L : \lambda), (\tilde{q}_{T_1}^R, \tilde{q}_{T_2}^R, \tilde{q}_{T_3}^R : \rho)]$ представляет собой λ, ρ интервальное треугольное нечеткое число.

Пусть \tilde{q}_{T_i} – нечеткая вероятность отказа системы в результате конечного события после предотвращения отказа i -го компонента системы (т.е. $\tilde{q}_i = \tilde{0}$), тогда значение \tilde{q}_{T_i} вычисляется по формуле:

$$\tilde{q}_T = \tilde{q}_T(\tilde{q}_1, \tilde{q}_2, \dots, \tilde{q}_i, \dots, \tilde{q}_n) = \left[(\tilde{q}_{T_i}^L, \tilde{q}_{T_2}^L, \tilde{q}_{T_3}^L : \lambda), (\tilde{q}_{T_i}^R, \tilde{q}_{T_2}^R, \tilde{q}_{T_3}^R : \rho) \right], \quad (10)$$

где $\tilde{q}_T = [(\tilde{q}_{T_i}^L, \tilde{q}_{T_2}^L, \tilde{q}_{T_3}^L : \lambda), (\tilde{q}_{T_i}^R, \tilde{q}_{T_2}^R, \tilde{q}_{T_3}^R : \rho)]$ представляет собой λ, ρ интервальное треугольное нечеткое число.

Тогда V -индекс согласно Х. Танаки [23], т.е. мера различия между E_1 и \tilde{q}_{E_1} определяется как

$$V(\tilde{q}_T, \tilde{q}_{T_i}) = (\tilde{q}_T - \tilde{q}_{T_i}) + (\tilde{q}_{T_i} - \tilde{q}_{T_i}) + (\tilde{q}_T - \tilde{q}_{T_i}) > 0. \quad (11)$$

$V(\tilde{q}_T, \tilde{q}_{T_i})$ указывает на степень снижения вероятности отказа i -го компонента. Если $V(\tilde{q}_T, \tilde{q}_{T_i}) > V(\tilde{q}_T, \tilde{q}_{T_j})$, то предупреждение отказа в i -м компоненте более эффективно, чем предупреждение отказа j -го компонента.

9. Определения

9.1. Определение 1

Пусть $\tilde{A} = [(a_1, b_1, c_1 : \lambda), (a_1, b_1, c_1 : \rho)]$ и $\tilde{B} = [(a_2, b_2, c_2 : \lambda), (a_2, b_2, c_2 : \rho)]$ – два интервальных треугольных нечетких числа, тогда вероятности отказа $P(\tilde{A} \cup \tilde{B})$ для $\tilde{A} > 0$ и $\tilde{B} > 0$ могут быть определены с использованием оператора ИЛИ [9, 25] как

$$P(\tilde{A} \cup \tilde{B}) = 1 \ominus [(1 \ominus P(\tilde{A})) \otimes (1 \ominus P(\tilde{B}))]. \quad (12)$$

9.2. Определение 2

Пусть $\tilde{A} = [(a_1, b_1, c_1; \lambda), (a_1, b_1, c_1; \rho)]$ и $\tilde{B} = [(a_2, b_2, c_2; \lambda), (a_2, b_2, c_2; \rho)]$ – два интервальных треугольных нечетких числа, тогда вероятности отказа $P(\tilde{A} \cap \tilde{B})$ для $\tilde{A} > 0$ и $\tilde{B} > 0$ могут быть определены с использованием оператора И [9, 22] как

$$P(\tilde{A} \cap \tilde{B}) = P(\tilde{A}) \otimes P(\tilde{B}). \quad (13)$$

10. Методология

При реализации предлагаемого FFTA осуществляются следующие шаги.

Шаг 1. Построение дерева отказов применительно к любой задаче, связанной со здравоохранением, сопряжено с рассмотрением промежуточных и базовых событий.

Шаг 2. Преобразование вероятностей отказа для базовых событий в интервальные треугольные нечеткие числа на основе экспертных методов.

Шаг 3. Вычисление нечеткой вероятности отказа для конечного события с использованием простых арифметических операций и нечетких арифметических операций на базе t -нормы с интервальными треугольными нечеткими числами с использованием операций, приведенных в табл. 2, и выражений, приведенных в табл. 3 (третья строка), для операторов ИЛИ и И, которые, в свою очередь, основаны на уравнениях (12) и (13) соответственно.

Шаг 4. С помощью функционала нечетких чисел мы устанавливаем соответствие между функцией принадлежности и ее степенью принадлежности в виде неразрывной функции и анализируем изменения в нечеткой вероятности отказа для конечного события.

Шаг 5. Мы вычисляем нечеткую надежность конечного события, которая равна единице минус нечеткая вероятность отказа для конечного события.

Шаг 6. Нахождение наиболее и наименее значимых базовых событий с использованием определения V -индекса на основе уравнения (11), вычисление $V(\tilde{q}_T, \tilde{q}_{T_i}) \forall i$ путем исключения i -го базового события в схеме дерева отказов и нахождение наиболее и наименее значимых событий путем нахождения максимальных $V(\tilde{q}_T, \tilde{q}_{T_i})$ и минимальных $V(\tilde{q}_T, \tilde{q}_{T_i})$ значений для всей системы соответственно.

Шаг 7. Дефаззифицированная вероятность отказа для конечного события может быть легко вычислена с помощью дефаззификации методом центра тяжести и предлагаемого аналогичного способа для функционала нечетких чисел с последующим анализом результатов и выработкой предложений по совершенствованию работы системы.

11. Дефаззификация

Дефаззификация представляет собой процесс преобразования нечеткого значения в четкое значение. Существует ряд методов преобразования числа в нечеткое

множество и дефаззификации [25]. Наиболее простой метод дефаззификации заключается в установке наивысшей функции принадлежности. Заслуженно большой популярностью также пользуется метод центра тяжести. В качестве интервального треугольного нечеткого числа примем среднее значение центра тяжести верхнего и нижнего треугольных нечетких чисел. В настоящей работе мы также применяем метод центра тяжести к интервальным треугольным функциональным нечетким числам.

Табл. 3. Операция t -норма с интервальными треугольными нечеткими числами

Операция	Нечеткое выражение определения t -нормы
(1) Сложение	$\tilde{A} \oplus_{T_w} \tilde{B} = (b_1 + b_2 - \max(b_1 - a_1, b_2 - a_2), b_1 + b_2, c_1 + c_2 + \max(c_1 - b_1, c_2 - b_2))$
(2) Произведение	$\tilde{A} \otimes_{T_w} \tilde{B} = (b_1 \cdot b_2 - \max((b_1 - a_1) \cdot c_2, (b_2 - a_2) \cdot c_1), b_1 \cdot b_2, c_1 \cdot c_2 + \max((c_1 - b_1) \cdot a_2, (c_2 - b_2) \cdot a_1))$
(3) Вычитание	$\tilde{A} \ominus_{T_w} \tilde{B} = (b_1 - b_2 - \max(b_1 - a_1, c_2 - b_2), b_1 - b_2, b_1 - b_2 + \max(c_1 - b_1, b_2 - a_2))$
(4) Дополнение	$1 \ominus_{T_w} \tilde{B} = (1 - c_2, 1 - b_2, 1 - a_2)$

11.1. Метод центра тяжести

Дефаззификация методом центра тяжести может быть проведена следующим образом

$$x^* = \frac{\int x \cdot \mu_A(x) dx}{\int \mu_A(x) dx} \quad (14)$$

Исходя из рис. 1 мы проводим оценку центра тяжести верхней и нижней функций принадлежности;

$$x^{U*} = \frac{\int_a^b x \cdot \rho \left(\frac{x-a}{b-a} \right) dx + \int_b^c x \cdot \rho \left(\frac{c-x}{c-b} \right) dx}{\int_a^b \rho \left(\frac{x-a}{b-a} \right) dx + \int_b^c \rho \left(\frac{c-x}{c-b} \right) dx},$$

$$x^{U*} = \frac{a+b+c}{3}; \quad (15)$$

$$x^{L*} = \frac{\int_a^b x \cdot \lambda \left(\frac{x-a}{b-a} \right) dx + \int_b^c x \cdot \lambda \left(\frac{c-x}{c-b} \right) dx}{\int_a^b \lambda \left(\frac{x-a}{b-a} \right) dx + \int_b^c \lambda \left(\frac{c-x}{c-b} \right) dx},$$

$$x^{L*} = \frac{a+b+c}{3}. \quad (16)$$

Затем усредняем оба значения;

$$x^* = \frac{1}{2} [x^{U*} + x^{L*}], \quad (17)$$

$$x^* = \frac{a+b+c}{3}. \quad (18)$$

11.2. Предлагаемый метод центра тяжести

В рамках предлагаемого метода функция принадлежности имеет переменную степень принадлежности. В данном методе центр тяжести определяется следующим образом:

$$x^* = \frac{\int x \cdot \mu_A(x) \cdot \mu(\mu_A(x)) dx}{\int \mu_A(x) \cdot \mu(\mu_A(x)) dx} \quad (19)$$

Пусть $\mu(\mu_A(x)) = \frac{1}{x^2+1}$, а $0 < \frac{1}{x^2+1} \leq 1$ для любого реального значения x .

Мы проводим оценку дефаззифицированного значения каждого из нижних и верхних трапециевидальных нечетких чисел, а затем берем усредненное значение обоих дефаззифицируемых значений

$$x^{U*} = \frac{\int_a^b x \cdot \rho \left(\frac{x-a}{b-a} \right) \cdot \frac{1}{x^2+1} dx + \int_b^c x \cdot \rho \left(\frac{c-x}{c-b} \right) \cdot \frac{1}{x^2+1} dx}{\int_a^b \rho \left(\frac{x-a}{b-a} \right) \cdot \frac{1}{x^2+1} dx + \int_b^c \rho \left(\frac{c-x}{c-b} \right) \cdot \frac{1}{x^2+1} dx}, \quad (20)$$

$$x^{L*} = \frac{\int_a^b x \cdot \lambda \left(\frac{x-a}{b-a} \right) \cdot \frac{1}{x^2+1} dx + \int_b^c x \cdot \lambda \left(\frac{c-x}{c-b} \right) \cdot \frac{1}{x^2+1} dx}{\int_a^b \lambda \left(\frac{x-a}{b-a} \right) \cdot \frac{1}{x^2+1} dx + \int_b^c \lambda \left(\frac{c-x}{c-b} \right) \cdot \frac{1}{x^2+1} dx}, \quad (21)$$

$$x^* = \frac{1}{2} [x^{U*} + x^{L*}], \quad (22)$$

$$x^{U*} = x^{L*} = \frac{\left[\frac{1}{b-a} \left\{ b-a - \frac{a}{2} \ln \left(\frac{b^2+1}{a^2+1} \right) - \tan^{-1} \left(\frac{b-a}{1+ab} \right) \right\} - \right.}{\left. - \frac{1}{c-b} \left\{ c-b - \frac{c}{2} \ln \left(\frac{c^2+1}{b^2+1} \right) - \tan^{-1} \left(\frac{c-b}{1+bc} \right) \right\} \right]}{\left[\frac{1}{b-a} \left\{ \frac{1}{2} \ln \left(\frac{b^2+1}{a^2+1} \right) - a \tan^{-1} \left(\frac{b-a}{1+ab} \right) \right\} - \right.}, \quad (23)$$

$$\left. \left. - \frac{1}{c-b} \left\{ \frac{1}{2} \ln \left(\frac{c^2+1}{b^2+1} \right) - c \tan^{-1} \left(\frac{c-b}{1+bc} \right) \right\} \right]} \right]$$

$$x^* = \frac{1}{2} [x^{U*} + x^{L*}] = x^{U*} \text{ или } x^{L*}, \text{ т.к. } x^{U*} = x^{L*}. \quad (24)$$

12. Пример. Дерево отказов инфузионного насоса

Схема дерева отказов инфузионного насоса [15] показана на рис. 6. В данном примере дерево отказов содержит четыре комбинации отказов, приводящих к

конечному событию, то есть конечное событие формируется элементом ИЛИ, а значит все исходные события влияют независимо. Аналогично, насос и средство оповещения работают совместно и связаны элементом И.

Маркс и Слоним [15] рассматривали вероятность отказа для базового события в 0,001 (столбец 3 в табл. 4). При этом в реальных системах такое невозможно, поэтому мы преобразуем эти значения в интервальные треугольные нечеткие числа, как показано в табл. 4 (столбец 4).

Математическое выражение события имеет следующий вид:

$$T = K_1 \cup F_1 \cup G_1 \cup H_1 = (I_1 \cap J_1) \cup F_1 \cup G_1 \cup H_1 = \\ = ((A_1 \cup B_1 \cup C_1) \cap (D_1 \cup E_1)) \cup F_1 \cup G_1 \cup H_1. \quad (25)$$

По определению мы можем вывести математическую формулу для данного выражения:

$$q_{T_i} = 1 - [(1 - q_{K_1}) \times (1 - q_{F_1}) \times (1 - q_{G_1}) \times (1 - q_{H_1})] = \\ = 1 - [(1 - q_{I_1} \times q_{J_1}) \times (1 - q_{F_1}) \times (1 - q_{G_1}) \times (1 - q_{H_1})] = \\ = 1 - [(1 - (1 - (1 - q_{A_1}) \times (1 - q_{B_1}) \times (1 - q_{C_1}))) \times \\ \times (1 - (1 - q_{D_1}) \times (1 - q_{E_1}))] \times (1 - q_{F_1}) \times (1 - q_{G_1}) \times (1 - q_{H_1}). \quad (26)$$

Вычисление конечного четкого значения осуществляется традиционным способом. При работе с нечеткими числами используется традиционная операция с нечетким деревом отказов, а в рамках предлагаемого метода используется операция t -норма с интервальными треугольными нечеткими числами. Операции с элементами ИЛИ и И в рамках различных методов приведены в табл. 2 и 3.

13. Нечеткая вероятность отказа и надежность применительно к различным методам

13.1. Минимаксный метод

Согласно Хуану и др. [9], минимаксный метод применим в случаях, когда вероятность отказа крайне мала. В данном методе мы используем максимальную вероятность отказа применительно к событиям, связанным элементом ИЛИ, и минимальную для событий, связанных элементом И. Такая четкая вероятность показана в табл. 4 (столбец 3):

$$P_{Oss}(I_1) = \max(P_{Oss}(A_1), P_{Oss}(B_1), P_{Oss}(C_1)) = \\ = \max(0.001, 0.001, 0.001) = 0.001,$$

$$P_{Oss}(J_1) = \max(P_{Oss}(D_1), P_{Oss}(E_1)) = \\ = \max(0.001, 0.001) = 0.001,$$

$$P_{Oss}(K_1) = \min(P_{Oss}(I_1), P_{Oss}(J_1)) = \min(0.001, 0.001) = 0.001.$$

Тогда вероятность отказа для конечного события «Лекарство не доставлено пациенту» составляет 0.001, а надежность события «Лекарство доставлено пациенту» – 0.999.

13.2. Метод Танаки и др.

С использованием метода Танаки и др. и табл. 4 (столбец 4) получаем, что нечеткая вероятность отказа для конечного события составляет $(0.0015511, 0.00297288494329, 0.004705098 : 0.8)$, а нечеткая надежность – $(0.0015511, 0.00297288494325, 0.004705098 : 1.0)$.

$$\left(0.995294902, 0.99702711505671, 0.9984489 : 0.8 \right) \\ \left(0.995294902, 0.99702711505671, 0.9984489 : 1.0 \right)$$

13.3. Предлагаемый метод *t*-норма

С использованием предлагаемого метода *t*-норма и табл. 3 получаем, что нечеткая вероятность отказа составляет

$$\left(0.00247417296853, 0.00297288494329, 0.00357225265339 : 0.8 \right) \\ \left(0.00247417296853, 0.00297288494329, 0.00357225265339 : 1.0 \right)$$

а нечеткая надежность –

$$\left(0.99642774734661, 0.99702711505671, 0.99752582703147 : 0.8 \right) \\ \left(0.99642774734661, 0.99702711505671, 0.99752582703147 : 1.0 \right)$$

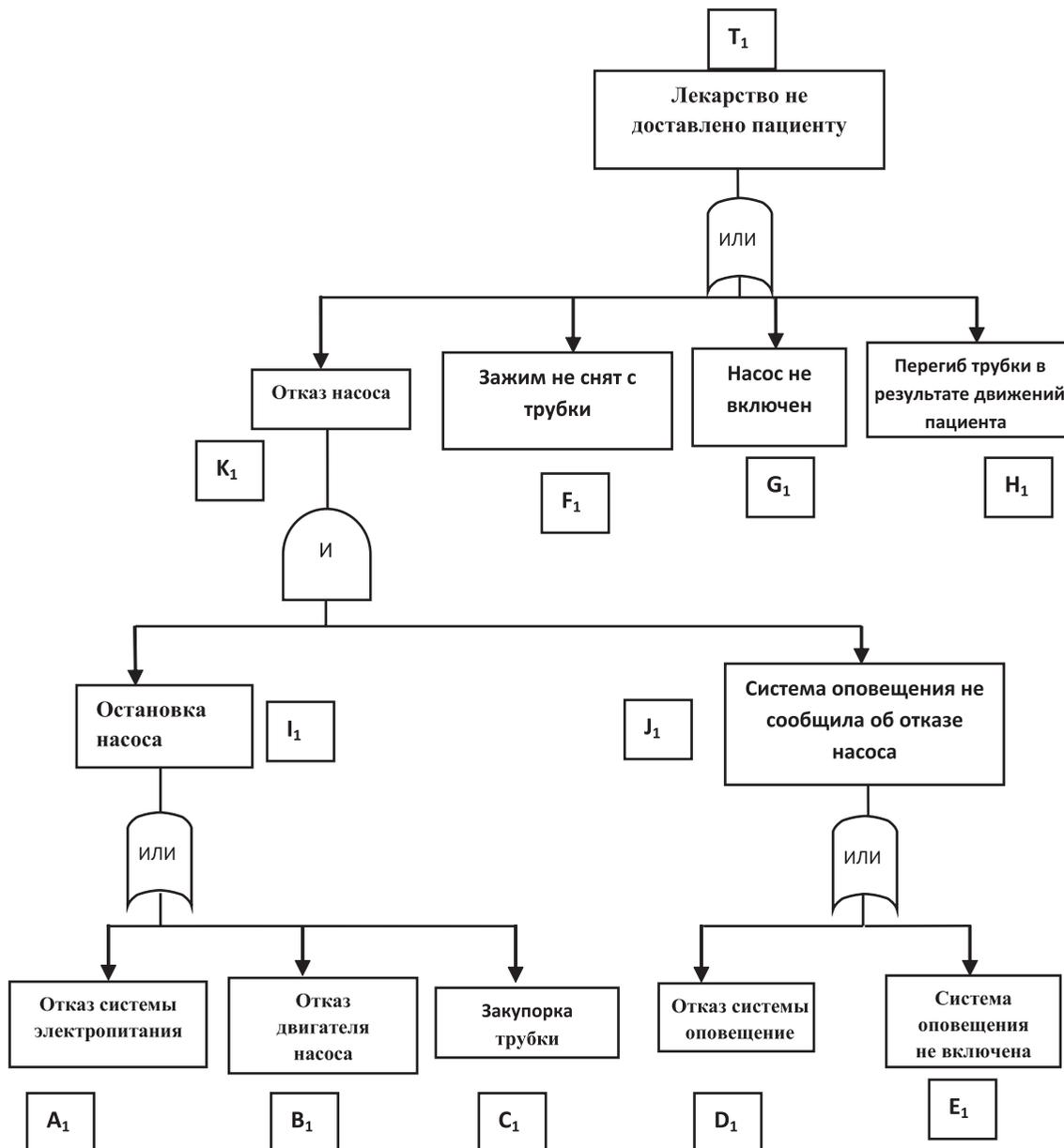


Рис. 6. Дерево отказов инфузионного насоса

Табл. 4. Преобразование четкого значения в треугольные нечеткие числа

Базовое событие	Вероятность отказа	Четкая возможность	Представление треугольного нечеткого числа
A_1	\tilde{q}_{A_1}	0.001	$(0.0006, 0.0010, 0.0015 : 0.8)$ $(0.0006, 0.0010, 0.0015 : 1.0)$
B_1	\tilde{q}_{B_1}	0.001	$(0.0006, 0.0010, 0.0015 : 0.8)$ $(0.0006, 0.0010, 0.0015 : 1.0)$
C_1	\tilde{q}_{C_1}	0.001	$(0.00055, 0.0010, 0.0014 : 0.8)$ $(0.00055, 0.0010, 0.0014 : 1.0)$
D_1	\tilde{q}_{D_1}	0.001	$(0.0006, 0.00095, 0.00145 : 0.8)$ $(0.0006, 0.00095, 0.00145 : 1.0)$
E_1	\tilde{q}_{E_1}	0.001	$(0.0005, 0.0010, 0.0016 : 0.8)$ $(0.0005, 0.0010, 0.0016 : 1.0)$
F_1	\tilde{q}_{F_1}	0.001	$(0.0005, 0.0010, 0.0016 : 0.8)$ $(0.0005, 0.0010, 0.0016 : 1.0)$
G_1	\tilde{q}_{G_1}	0.001	$(0.00055, 0.00097, 0.0015 : 0.8)$ $(0.00055, 0.00097, 0.0015 : 1.0)$
H_1	\tilde{q}_{H_1}	0.001	$(0.0005, 0.0010, 0.0016 : 0.8)$ $(0.0005, 0.0010, 0.0016 : 1.0)$

14. Дефаззификация

14.1. Дефаззификация методом Танаки и др.

В результате дефаззификации методом Танаки и др. традиционным способом с использованием уравнения (18) получаем, что вероятность отказа для конечного события составляет 0.0814379427968, а надежность – 0.9185620572032.

14.2. Дефаззификация функции интервальной нечеткой вероятности конечного события

В результате дефаззификации предлагаемым методом с использованием формул (23) и (24) получаем, что вероятность отказа для конечного события составляет 0.0799309006739733, а надежность конечного события – 0.920069099326026027.

Разница обоих результатов составляет 0.00150704212282669, полученная здесь вероятность отказа находится слева от вероятности отказа, полученной традиционным способом.

15. Результат

В целях получения показателя критических базовых событий для случая «Лекарство не доставлено пациенту» мы вычислили разницу $V(\tilde{q}_{T_i}, \tilde{q}_{T_{i1}})$ для каждого базового события с использованием уравнения (11). Результаты приведены в табл. 7. Исходя из значения V -индекса в табл. 7 сделан вывод о том, что наиболее

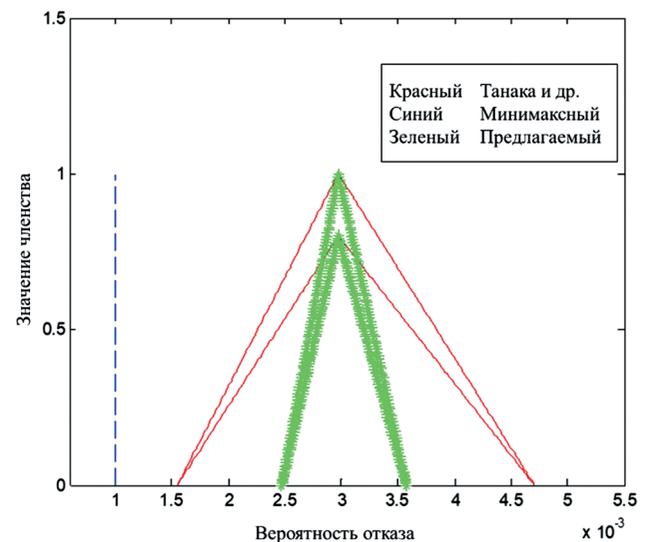


Рис. 7. Вероятность отказа типа «Лекарство не доставлено пациенту»

Табл. 5. Сравнение минимаксного метода и метода Танаки и др.

Значение принадлежности	Минимаксный метод	Метод Танаки и др.			
		Левые точки		Правые точки	
0.1	0.001	0.00169327849433	0.00172882311791	0.00448857136791	0.00453187669433
0.2	0.001	0.00183545698866	0.00190654623582	0.00427204473582	0.00435865538866
0.3	0.001	0.00197763548299	0.00208426935373	0.00405551810373	0.00418543408299
0.4	0.001	0.00211981397732	0.00226199247165	0.00383899147164	0.00401221277732
0.5	0.001	0.00226199247165	0.00243971558956	0.00362246483956	0.00383899147164
0.6	0.001	0.00240417096597	0.00261743870747	0.00340593820747	0.00366577016597
0.7	0.001	0.00254634946030	0.00279516182538	0.00318941157538	0.00349254886030
0.8	0.001	0.00268852795463	0.00297288494329	0.00297288494329	0.00331932755463
0.9	0.001	0.00283070644896			0.00314610624896
1	0.001	0.00297288494329			0.00297288494329

Табл. 6. Сравнение минимаксного метода и предлагаемого метода *t*-норма

Значение принадлежности	Минимаксный метод	Предлагаемый метод <i>t</i> -норма			
		Левые точки		Правые точки	
0.1	0.001	0.00252404416601	0.00253651196538	0.00349733168963	0.00351231588238
0.2	0.001	0.00257391536348	0.00259885096222	0.00342241072586	0.00345237911137
0.3	0.001	0.00262378656096	0.00266118995906	0.00334748976210	0.00339244234036
0.4	0.001	0.00267365775843	0.00272352895591	0.00327256879834	0.00333250556935
0.5	0.001	0.00272352895591	0.00278586795275	0.00319764783458	0.00327256879834
0.6	0.001	0.00277340015339	0.00284820694960	0.00312272687081	0.00321263202733
0.7	0.001	0.00282327135086	0.00291054594644	0.00304780590705	0.00315269525632
0.8	0.001	0.00287314254834	0.00297288494329	0.00297288494329	0.00309275848531
0.9	0.001	0.00292301374581	–	–	0.00303282171430
1	0.001	0.00297288494329	–	–	0.00297288494329

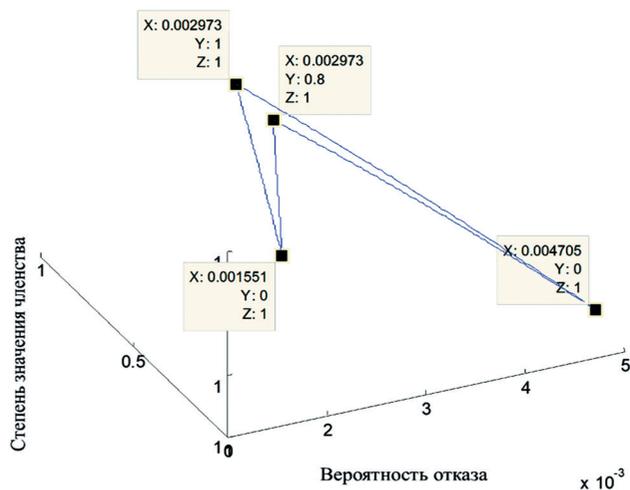


Рис. 8. Функциональная нечеткая вероятность отказа для конечного события

критичные базовые события – F_1 и H_1 , а наименее критичное – C_1 . Значения для всех критичных базовых событий приведены ниже в порядке убывания:

$$(F_1, H_1) > G_1 > E_1 > D_1 > (A_1, B_1) > C_1. \quad (27)$$

Сравнение различных методов показано в табл. 5 и 6, а также на рис. 7 и 8.

16. Заключение

В рамках работы изучено применение ФТА, *t*-нормы и функциональных нечетких чисел в контексте интервальных треугольных нечетких чисел. В исследовании рассмотрено два типа проблем из области здравоохранения и соответствующие им методы дефаззификации в целях анализа надежности существующими методами. Авторы пришли к заключению, что метод *t*-нормы не дает значительного накопления нечеткости, и выяснили, как функциональное нечеткое число влияет на надеж-

Табл. 7. Ранжирование базовых событий из Примера 1 с использованием разности отказов

Устраненное событие	\tilde{q}_{T_i}	$V(\tilde{q}_{T_i}, \tilde{q}_{T_i})$	Ранг
$A_1(i = 1)$	$(0.0024722231738, 0.00297094556083, 0.00357031413827 : 0.8)$ $(0.0024722231738, 0.00297094556083, 0.00357031413827 : 1.0)$	0.000005827692319999422	5
$B_1(i = 2)$	$(0.00247222317380, 0.002970945560830, 0.00357031413827 : 0.8)$ $(0.00247222317380, 0.002970945560830, 0.00357031413827 : 1.0)$	0.000005827692319999422	5
$C_1(i = 3)$	$(0.00247222332310, 0.00297094556083, 0.00357031413826 : 0.8)$ $(0.00247222332310, 0.00297094556083, 0.00357031413826 : 1.0)$	0.000005827635119999477	6
$D_1(i = 4)$	$(0.00247133568504, 0.002970004907872, 0.00356941849523 : 0.8)$ $(0.00247133568504, 0.002970004907872, 0.00356941849523 : 1.0)$	0.000008551477067999993	4
$E_1(i = 5)$	$(0.002471186078590, 0.00296989967328, 0.00356926886526 : 0.8)$ $(0.002471186078590, 0.00296989967328, 0.00356926886526 : 1.0)$	0.000008955948079999217	3
$F_1(i = 6)$	$(0.001475612719830, 0.00197485980309, 0.00257452629985 : 0.8)$ $(0.001475612719830, 0.00197485980309, 0.00257452629985 : 1.0)$	0.00299431174244	1
$G_1(i = 7)$	$(0.001505632544530, 0.00200482962803, 0.00260452717178 : 0.8)$ $(0.001505632544530, 0.00200482962803, 0.00260452717178 : 1.0)$	0.00290432122087	2
$H_1(i = 8)$	$(0.001475612719830, 0.00197485980309, 0.00257452629985 : 0.8)$ $(0.001475612719830, 0.00197485980309, 0.00257452629985 : 1.0)$	0.00299431174244	1

ность. Аналогичным образом методом V -индекса были найдены наименее критические события по каждой системе. Специалисты в области здравоохранения могут пользоваться такими методами для снижения вероятности отказа в любом ответственном процессе.

Библиографический список

1. Abecassis Z.A., Carroll IV C., Khorzad R., McElroy L.M., Mehrotra S., Patel R.M. Applying fault tree analysis to the prevention of wrong-site surgery. *J. Surg. Res.* 2014;1-7.
2. Adlassing K., Kolarz G. CADIAG2: Computer assisted medical diagnosis using fuzzy subsets. In: Gupta M., Sanchez E., editors. *Fuzzy Information and decision processes*; Amsterdam: North-Holland; 1982. P. 219-247.
3. Bonnabry P., Cingria L., Sadeghipour F., Ing H., Fonzo-Christe C., Pfister R.E. Use of a systematic risk analysis method to improve safety in the production of pediatric parenteral nutrition solutions. *Qual. Saf. Health Care* 2005;14:93-98.
4. Butnariu D. L fuzzy automata. Description of a neural model. In: Rose J., Bilciu C., editors. *Modern trends in cybernetics and systems*. Springer-Verlag (New York); 1976.
5. Cagliano A.C., Grimaldi S., Rafele C. A systemic methodology for risk management in healthcare sector. *Saf. Sci.* 2011;49:695-708.
6. Chen S.M. Fuzzy system reliability analysis using fuzzy number arithmetic operations. *Fuzzy Sets Syst.* 1994;64(1):31-38.
7. Fordon W., Bezdek J. The application of fuzzy set theory to medical diagnosis. In: Gupta M., Ragade R., Yager R., editors. *Advance of in fuzzy set theory and application*. Amsterdam: North-Holland; 1979. P. 445-461.
8. Fieschi M., Fieschi D., Joubert M., Soula G., Roux M. SPINX: an interactive system for medical diagnosis aids. In: Gupta M., Sanchez E., editors. *Fuzzy information and decision processes*. Amsterdam: North-Holland; 1982. P. 269-275.
9. Huang H.Z., Tong X., Zuo M.J. Posbist fault tree analysis of coherent systems. *Reliab. Eng. Syst. Saf.* 2004;84:141-148.
10. Hyman W.A., Johnson E. Fault tree analysis of clinical alarms. *J. Clin. Eng.* 2008;April/June:85-94.
11. Lee E. Shape oriented dissimilarities of polygons; its application to the classification of chromosome images. *Pattern recognition* 1974;6:47-60.
12. Lee E. An application of fuzzy sets to the classification of geometric figures and chromosome images. *Information Science* 1976;10:95-114.
13. Lesmo L., Saitta L., Tarasso P. Learning of fuzzy production rules for medical diagnosis. In: Gupta M., Sanches E., editors. *Fuzzy information and decision processes*. Amsterdam: North-Holland; 1982. P. 249-260.
14. Lin K.P., Hung K.C., Kuo Y., Wu M.J. Developing a T_{ω} (the weakest t-norm) fuzzy GERT for evaluating uncertain process reliability in semiconductor manufacturing. *Appl. Soft Comput.* 2011;11(8):5165-51.

15. Marx D.A., Slonim A.D. Assessing patient safety risk before the injury occurs: an introduction to sociotechnical probabilistic risk modelling in health care. *Qual. Saf. Health Care* 2003;12(II):ii33-ii38.

16. Mon D.L., Cheng C.H. Fuzzy system reliability analysis for components with different membership functions. *Fuzzy Sets Syst.* 1994;64(2):145-157.

17. Oguntade O., Beaumont P. Ophthalmological prognosis via fuzzy subsets. *Fuzzy Sets and Systems* 1982;7:123-138.

18. Park A., Lee S.J. Fault tree analysis on hand washing for hygiene management. *Food Control* 2009;20:223-229.

19. Raheja D., Escano M.C. Reducing patient healthcare safety risks through fault tree analysis. *J. Syst. Saf.* 2009;September-October.

20. Rocha A. Neural fuzzy point processes. *Fuzzy sets and systems* 1980;3:11-35.

21. Rocha A. Basic properties of neural circuits. *Fuzzy sets and systems* 1982;7:109-121.

22. Tanaka H., Fan L.T., Lai F.S., Toguchi K. Fault-tree analysis by fuzzy probability. *IEEE Trans. Reliab.* 1983;R-32(5):453-457.

23. Yucel G., Cebi S., Hoege B., Ozok A.F. A fuzzy risk assessment model for hospital information system implementation. *Expert Syst. Appl.* 2011;39:1211-1218.

24. Zadeh L.A. Fuzzy Sets. *Inf. Control* 1965;8(3):338-353.

25. Zimmermann H.J. *Fuzzy Set Theory and Its Applications*. Boston: Kluwer Academic Publishers; 2001.

Сведения об авторах

Капил Найдани – научный сотрудник, Университет Хемвати Нандан Бахугуна Гарвал, e-mail: kapilpintu88@gmail.com.

Раджеш Данвал – доктор, профессор, Университет Хемвати Нандан Бахугуна Гарвал, e-mail: dangwalrajeshhnbgu@gmail.com.

Вклад авторов в статью

Капил Найдани представил проблему нечеткости медицинской системы в виде функционального нечеткого множества и применил его дефаззификацию методом центра тяжести в точечное значение функции, а также сравнил другие методы дефаззификации нечетких множеств с целью выявления различий в уровне надежности для различных методов.

Раджеш Данвал привел пример клинических методов и дерева отказов с вероятностью отказов для базовых событий, чтобы найти точное значение вероятности отказа для событий с целью повышения надежности системы.

Конфликт интересов

Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.

Замечания к содержанию стандарта по терминологии в области надежности

Борис П. Зеленцов, Сибирский государственный университет телекоммуникаций и информатики, Новосибирск, Российская Федерация
zelentsov@mail.ru



Борис П.
Зеленцов

Резюме. Цель. Многолетняя дискуссия по терминологии в области надежности свидетельствует об актуальности темы и в то же время выявляет трудности, связанные с нахождением компромиссных решений. Данная статья направлена на устранение недостатков, связанных с использованием привычных, но недостаточно обоснованных терминов в межгосударственном стандарте ГОСТ 27.002-2015. Правильное понимание и использование терминов имеет большое значение. **Методы.** В статье сформулированы требования к используемой терминологии с точки зрения логической непротиворечивости и внутренней согласованности и выявлены конкретные термины, при использовании которых эти требования были нарушены. Несколько терминов, использованных в этом стандарте, подвергнуты логическому и терминологическому анализу, который основан на требованиях, изложенных в нормативных документах, и на смысловом значении этих терминов. **Результаты и выводы.** В статье сказано, что безупречность терминов, определений и основных понятий сводится к тому, что стандарт не должен содержать синонимов, омонимов и терминов, ранее принятых в других стандартах, с новым или измененным содержанием. На основании проведенного терминологического анализа выявлены термины, использование которых является необоснованным. Отмечено, что термину «надежность» дано однозначное определение как свойства, содержание и смысл которого приведены с достаточным обоснованием. Однако другие определения надежности, приведенные в стандарте, сформулированы необоснованно. Рассмотрено несколько случаев использования терминов, которые не удовлетворяют сформулированным требованиям: «оценка надежности», «оценка показателей надежности», «состояние объекта» и др.

Ключевые слова: надежность, терминология, требования к терминам.

Для цитирования: Зеленцов Б.П. Замечания к содержанию стандарта по терминологии в области надежности // Надежность. 2021. №1. С. 34-37. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2021-21-1-34-37>

Поступила 08.10.2020 г. / После доработки 27.01.2021 г. / К печати 22.03.2021 г.

Введение

В РФ введен в действие межгосударственный стандарт [1], который используется практически во всех областях техники в Российской Федерации. Следует отметить, что пользователями этого стандарта являются также студенты высших учебных заведений, будущие специальности которых связаны с техникой различного назначения.

Автор откликнулся на призыв редакции журнала принять участие в дискуссии по проблеме терминологии в области надежности.

В данной статье на основе нормативных документов и на основе логического терминологического анализа сформулированы требования, которым, по мнению автора, должны удовлетворять используемые термины. Затем отмечены несколько случаев использования терминов, не удовлетворяющих этим требованиям. И в то же время автор не вступает в дискуссию по поводу того, какими должны быть понятия и их определения.

Обзор источников

В последние годы было опубликовано много работ, посвященных терминологии в области надежности. Многие авторы сконцентрировались на определении термина «надежность». Однако стандарт [1] содержит много других терминов и определений, которые, по мнению автора, нуждаются в переосмыслении и доработке. Самой серьезной публикацией по данной тематике является [8]. В ней сформулированы основные принципы, которым должен соответствовать общетехнический терминологический стандарт в области надежности: преемственность по отношению к предшествующим аналогичным стандартам, согласованность с другими общетехническими стандартами, близость к международным стандартам, внутренняя согласованность, логическая непротиворечивость. Понятие надежности в [8] рассмотрено в условиях применения, технического обслуживания и ремонта, хранения и транспортирования. Сделан вывод о том, что определение термина «надежность» должно отражать ее как комплексное свойство.

В [5] продолжена полемика по ограниченному числу понятий и терминов, а именно, «изделие», «объект», «отказ», «свойство», «расчет», «оценка» и др. В частности, сделан вывод о том, что не следует применять термин «оценка надежности». Отмечено, что в соответствии со стандартом [2] под оценкой понимается статистика, используемая для оценивания некоторого параметра. Сделан вывод о том, что термины «оценка надежности» и «оценивание надежности» не следует вводить в государственный стандарт по надежности.

В [7] проведен анализ термина «объект», который использован в основополагающем стандарте [1]. Рассмотрена история этого термина, приведен перечень видов объектов, проведено обсуждение термина «изделие»,

которое используется как синоним объекта. Пояснено, что в понятие «объект» могут включаться аппаратные средства и программное обеспечение.

Пристальное внимание автора [9] привлекло определение термина «надежность», в котором автор видит две части: функциональную и параметрическую. В статье показана возможность единого подхода к функциональной и параметрической надежности, что позволило уточнить, по мнению автора, определение надежности как свойства. Обоснована необходимость однозначного толкования термина «надежность».

В статье [4] подвергнута критике сложившаяся система терминов в области надежности и сформированы обоснованные, по мнению автора, предложения по изменению основополагающих терминов. Например, «надежность» трактуется не как свойство, а как наука; безотказность, ремонтпригодность, сохраняемость, долговечность – не как свойства, а как показатели надежности (то есть показатели науки?) и др. Противоречие устраняется путем добавления термина «объект»: «надежность объекта», «безотказность объекта» и т.д.

Методы

Сначала остановимся на общих принципах и на специфических особенностях их применения в области надежности. Автор согласен с тем, что «договорившись сначала об общих принципах, будет легче находить решения по конкретным терминам и определениям» [8].

В Рекомендациях по стандартизации [3] сказано, что терминология должна быть однозначно понимаемой и непротиворечивой. В этих Рекомендациях изложены требования, которым должен удовлетворять используемый термин. Термин должен выражать только одно понятие и одно понятие должно выражаться только одним термином. Два или более определений одного понятия не допускаются. Нарушением такого соответствия являются многозначность (омонимия) и синонимия.

Во введении к стандарту [1] сказано, что для каждого понятия установлен один стандартизованный термин, а в разделе 1 также сказано, что применение терминов-синонимов не допускается. Очевидно, что термины, определения и основные понятия, приведенные в этом стандарте, должны удовлетворять этим требованиям. Таким образом, безупречность терминов, определений и основных понятий, по мнению автора, сводится к следующему:

- 1) все термины, определения и основные понятия, приведенные в стандарте, должны быть однозначными и непротиворечивыми;
- 2) все термины, определения и основные понятия, приведенные в стандарте, должны быть согласованы с другими государственными стандартами и не вступать в противоречие с более ранними стандартами.

Это означает, что государственный стандарт **не должен содержать**:

1) разных терминов, определений и основных понятий с одинаковым содержанием и смыслом (не должен содержать синонимов);

2) одного и того же термина, определения и основного понятия с разным содержанием и смыслом (не должен содержать омонимов);

3) терминов, ранее принятых в других государственных стандартах, с новым, измененным содержанием.

В тех случаях, когда имеют место указанные отклонения и несоответствия, стандарт должен содержать необходимые пояснения и обоснования.

С этих позиций можно отметить некоторые замечания к стандарту [1], на основе которых в дальнейшем могут быть сформулированы предложения по некоторым изменениям и дополнениям, направленным на совершенствование стандарта.

Прежде всего, следует уточнить значения основных понятий, которые содержатся в названии стандарта, а именно, значение понятий «термин», «определение» и «надежность».

Определения первых двух понятий приведены в [3]:

Термин – слово или словосочетание определенной области знаний, выбираемое или создаваемое для выражения понятия и требующее дефиниции.

Определение – это логический прием, позволяющий отличать, отыскивать и формулировать интересующее понятие.

Для лучшего понимания этих понятий приведем их определения на основе информации из академических и энциклопедических словарей русского языка.

Термин – слово или сочетание слов, являющееся точным обозначением определенного понятия, употребляемого в какой-либо специальной области науки, техники, искусства.

Определение (дефиниция) – формулировка, раскрывающая смысл, содержание, сущность, основные особенности термина с помощью знакомых и осмысленных слов.

Термин «Надежность» определен в п. 3.1.5 стандарта [1]:

Надежность – свойство объекта сохранять во времени способность выполнять требуемые функции в заданных режимах и условиях применения, технического обслуживания, хранения и транспортирования.

В этом определении термина «надежность» раскрыта сущность и установлено содержание термина как свойства. Это определение однозначно. Никаких других толкований, методов, способов, вариантов, разновидностей определения термина «надежность» не должно существовать.

Таким образом, используемые в стандарте [1] термины, определения и основные понятия должны удовлетворять указанным требованиям, в том числе «термин», «определение», «надежность», содержащиеся в названии стандарта, должны также удовлетворять этим требованиям.

Результаты

Позволим себе отметить противоречивое и неправильное использование некоторых терминов, определений и понятий в стандарте [1].

1. «Методы определения надежности»

В стандарте приведены три метода определения надежности в следующих пунктах:

3.7.9 расчетный метод определения надежности;

3.7.10 расчетно-экспериментальный метод определения надежности;

3.7.11 экспериментальный метод определения надежности.

Итак, в данном стандарте заложено определение термина «надежность» как свойства (п. 3.1.4) и еще три разных метода определения этого термина, в которых никакого определения (дефиниции, формулировки) не приведено. Поэтому приведенные методы определения термина «надежность» являются бессмысленными.

Термин «метод определения надежности» в алфавитный указатель не включен.

2. Использование понятия «Определение»

Понятие «определение» использовано в пунктах:

3.7.6 определение численных значений;

3.7.8 определение соответствия ...

Никакого определения «оценки надежности» и «контроля надежности» не приведено. Видимо, понятие «определение» использовано в каком-то другом смысле, который в стандарте не раскрыт.

3. «Оценка надежности»

В стандарте использовано понятие «оценка надежности»:

3.7.6 Оценка надежности как определение численных значений показателей надежности объекта;

3.7.10 Метод оценки надежности ...

Поскольку «надежность» является свойством, то в приведенные термины вкладывается смысл «оценка свойства». Определение термина «оценка свойства» не раскрыто, определение такого понятия не содержится ни в нормативных документах, ни в других источниках. Термин «оценка надежности» необоснованно введен авторами стандарта.

Следует отметить, что в соответствии со стандартом [2] «оценка» – это статистика, используемая для оценивания параметра, который является признаком семейства распределений. Итак, термин «оценка» определен в стандарте [2], в соответствии с которым оценивают параметры, а не свойства (!).

4. «Состояние»

Этот термин использован в разделе «3.2 Состояния». Этот раздел является единственным разделом, название которого состоит из термина, определение которого не приведено. Для полного представления об этом недостатке отметим разделы, названия которых состоят из терминов, которые определены:

3.4 Отказы, дефекты, повреждения

3.5 Техническое обслуживание, восстановление и ремонт

- 3.6 Показатели надежности
- 3.8 Резервирование
- 3.9 Испытания на надежность

Однако раздел «3.2. Состояния» является исключением из этого правила: термин, использованный в названии, не определен.

Термин «состояние» в алфавитный указатель не включен.

5. «Состояние объекта»

В разделе «3.2 Состояния» приведены различные состояния, определения которых даны через термин «состояние объекта». Таких состояний приведено более 10. Поэтому термин «состояние объекта» можно считать основополагающим. Однако определение этого термина не приведено. Возникает простой вопрос: возможно ли (в государственном стандарте!) определять термины через термин, который не определен?

Термин «состояние объекта» в алфавитный указатель не включен.

Обсуждение и выводы

Итак, в статье сформулированы обоснованные предложения по совершенствованию стандарта по терминологии в области надежности. Показано, что в стандарте [1] заложена неоднозначность и логическая противоречивость при стандартизации некоторых терминов.

В стандарте [1] термину «надежность» дано однозначное определение. Другие определения надежности, использованные в стандарте, сформулированы необоснованно. Термин «оценка надежности» введен некорректно. Этот термин противоречит известному и общепринятому термину «оценка». Понятие «определение» использовано в стандарте с разными значениями.

Автор надеется, что публикация и обсуждение приведенных замечаний позволит более строго подойти к изложению стандарта по терминологии в области надежности.

Библиографический список

1. ГОСТ 27.002-2015. Надежность в технике. Термины и определения. М.: Стандартинформ, 2016. IV, 23 с.

2. ГОСТ Р ИСО 3534-1-2019. Статистические методы. Словарь и условные обозначения. Часть 1. Общие статистические термины и термины, используемые в теории вероятностей. М.: Стандартинформ, 2020. IV, 65 с.

3. Рекомендации по стандартизации Р 50.1.075-2011. Разработка стандартов на термины и определения.

4. Алпеев А.С. Терминология надежности // Надежность. 2016. № 4. С. 43-45.

5. Михайлов В.С. О терминах надежности // Надежность. 2020. № 2. С. 24-27.

6. Нетес В.А. Новый международный терминологический словарь по надежности // Надежность. 2016. № 3. С. 54-58.

7. Нетес В.А. Объект надежности: определение и содержание понятия // Надежность. 2019. № 4. С. 3-7.

8. Нетес В.А. Принципы стандартизации терминологии по надежности // Надежность. 2020. № 2. С. 19-33.

9. Похабов Ю.П. О дефиниции и термина «Надежность» // Надежность. 2017. № 1. С. 4-10.

Сведения об авторе

Борис Павлович Зеленцов – доктор технических наук, профессор кафедры высшей математики Сибирского государственного университета телекоммуникаций и информатики, Новосибирск, Российская Федерация, e-mail: zelentsov@mail.ru

Вклад автора в статью

Автор провел терминологический анализ основополагающего стандарта по терминологии в области надежности и отметил некорректное применение некоторых терминов. В случае принятия точки зрения автора эти термины могут быть уточнены или им будет дано более обоснованное определение.

На основе этого анализа выявлены термины, определения которых нуждаются в уточнении.

Конфликт интересов

Автор заявляет об отсутствии конфликта интересов.

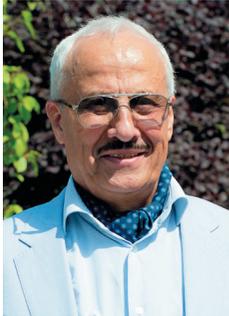
О функциональной безопасности сложной технической системы управления с цифровыми двойниками

Игорь Б. Шубинский^{1*}, Хендрик Шебе², Ефим Н. Розенберг¹

¹АО «НИИАС», Москва, Российская Федерация

²TV Rheinland, Кельн, Германия

*igor-shubinsky@yandex.ru



Игорь Б.
Шубинский



Хендрик Шебе



Ефим Н.
Розенберг

Резюме. Цель данной статьи заключается в оценке преимуществ применения технологии цифровых двойников по сравнению со стандартными подходами построения безопасной двухканальной системы. **Методы.** Система описывается с помощью Марковской модели. Эта модель позволяет определить количественные характеристики безопасности при наличии в системе защитных отказов. **Результаты.** Выведены основные количественные показатели безопасности системы как среднее время до опасного отказа и среднее время до защитного отказа, а также количественные соотношения основных и дополнительных затрат для партии продукции. **Заключение.** Преобразование исходного объекта в систему с цифровыми двойниками позволяет значительно снизить интенсивность опасных отказов. Данный эффект может быть получен не только с помощью технологии цифровых двойников, но и вследствие переводов системы в состояния защитных отказов при каждом событии несовпадения результатов работы исходного объекта и/или цифровых двойников. Установлено, что среднее время до защитного отказа системы при этих условиях не меньше среднего времени до отказа исходного объекта. Это означает, что при достижении высокой эффективности повышения безопасности есть возможность сохранить надежность системы на уровне не ниже уровня надежности исходного объекта. Введение в состав системы цифровых двойников – это новый, еще не апробированный подход к обеспечению безопасности системы. Решение о целесообразности дополнительных затрат принимают совместно заказчик и разработчик системы. При этом надо учитывать, что при большой партии изготавливаемых технических систем нивелируется влияние дополнительных затрат и сохраняется эффект значительного повышения безопасности систем.

Ключевые слова: цифровой двойник, функциональная безопасность, система управления

Формат цитирования: Шубинский И.Б., Шебе Х., Розенберг Е.Н. О функциональной безопасности сложной технической системы управления с цифровыми двойниками // Надежность. 2021. №1. С. 38-44. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2021-21-1-38-44>

Поступила 07.10.2020 г. / После доработки 04.02.2021 г. / К печати 22.03.2021 г.

1. Введение

Рассматривается система управления, которая должна работать с высоким уровнем функциональной безопасности. Возможные решения по построению системы управления приведены в стандарте IEC 61508 [1]. Применительно к системам управления и/или обеспечения безопасности движения на железнодорожном транспорте, многие рекомендации по функциональной безопасности аппаратуры и программ приведены в стандартах EN 50128 [2], EN 50129 [3], а также в работах [4–10 и др.]. Ключевые решения состоят в применении многоканальности аппаратуры и многоверсионности программ, что приводит, естественно, к существенному удорожанию системы и нередко ограничивает возможность ее многосерийного изготовления. Нельзя не отметить определенные сложности при модернизации и модификации такой системы вследствие необходимости перепроектирования ее избыточных средств под изменившиеся потребности. Они возникают на железнодорожном транспорте в связи с перепрофилированием данной системы на другой объект подвижного состава, изменением грузонапряженности пути, изменением класса железнодорожной линии и др.

В настоящее время актуальна задача построения дешевых в серийном производстве систем управления и обеспечения безопасности движения, которые при этом соответствуют повышенным требованиям функциональной безопасности. В данной статье изучается возможность создания системы управления и/или обеспечения безопасности движения в составе исходного объекта уровня полноты безопасности УПБ1 или УПБ2 и внешнего контура цифровых двойников, предназначенного для достижения желаемого уровня функциональной безопасности.

Под цифровым двойником понимается изделие, содержащее:

- математическую модель исходного объекта;

- программную реализацию модели, которая реализует все рабочие функции исходного объекта;

- результаты верификации модели и доказательства ее адекватности исходной системе, а также перечень опасных и потенциально опасных состояний с определением допустимой длительности опасных отказов исходного объекта;

- эксплуатационную документацию.

В целом цифровой двойник можно представить как сложное средство диагностики.

2. Архитектура технической системы с цифровым двойником

Архитектура цифрового двойника приведена на рис. 1. Она чем-то схожа с архитектурой сложной технической системы управления, предложенной в работе [11], но не повторяет ее.

Цифровой двойник формируется в виде компьютерной модели, состоящей из трех взаимосвязанных уровней:

- *объектный*, содержащий в себе компьютерную модель технических средств системы управления, участвующих в реализации алгоритма функционирования системы, с подключенными к ней моделями исполнительных и измерительных устройств;

- *логический*, который содержит имитационную модель алгоритма функционирования системы управления и/или обеспечения безопасности движения;

- *визуальный*, на котором осуществляется визуализация данных, а также формирование задающих воздействий, представляющих собой команды пользовательского управления.

Обеспечение адекватности виртуальной модели реальному объекту на железнодорожном транспорте является ключевым элементом построения системы обеспечения безопасности движения [12]. Рассмотрим в качестве объекта систему железнодорожной автоматики и телемеханики. Системы автоматической блокировки



Рис. 1. Архитектура цифрового двойника

и электрической (микропроцессорной) централизации на станции содержат датчики информации о параметрах работы рельсовых цепей (уровень напряжения на входах приемников). Описание работы этих датчиков является самостоятельной сложной задачей, поскольку выбирается оптимум из режимов контроля наличия поездов на участке, контроля излома рельсов, уровня сигналов для локомотивной сигнализации. Вместе с тем, данные процессы хорошо изучены и сведены к типовым нормам, обеспечивающим безопасность движения. Соответственно для моделирования в виртуальной модели их математическое описание может быть использовано для предиктивной диагностики событий непрерывного процесса их функционирования. Для следующего уровня виртуальной модели, представляющей дискретно-событийную работу моделируемого объекта, достаточно иметь только значение выхода процесса за нормы работоспособности и безопасности.

Дискретно-событийная работа в виртуальной модели хорошо представляется дискретным автоматом, для которого также разработаны критерии обеспечения безопасности, основанные на монотонности функций управления. Аналогично может быть построена виртуальная модель работы отдельных систем на подвижном составе. Так, работа тормозной магистрали поезда в режиме торможения сводится к открытию клапанов, что приводит к потере давления в магистрали и срабатыванию тормозов в поезде. Сам процесс описывается сложными дифференциальными уравнениями распространения потока воздуха по всей длине поезда. Для оценки последствий в части обеспечения безопасности достаточно иметь критерии снижения давления в хвостовом вагоне за заданное время. Учитывая, что сам режим торможения может разделяться на виды служебного, полного служебного и экстренного торможения, в виртуальной модели необходимо сформировать их варианты. Следует заметить, что само механическое воздействие тормозных колодок на колеса из-за разрядки тормозной магистрали можно описать предельными временными характеристиками, влияющими на длину тормозного пути.

Для следующего уровня виртуальной модели – уровня описания работы прибора безопасности, достаточно иметь временные отметки начала открытия клапана торможения и завершения снижения скорости поезда или его остановки.

Таким образом, в виртуальной модели цифрового двойника совмещены упрощенные непрерывные математические модели непрерывных процессов в преобразовании информации и связанные с ними дискретно-событийные модели.

Внешний контур рассматриваемой системы управления и/или обеспечения безопасности движения формируется с помощью двух однотипных цифровых двойников в двухканальной схеме с независимыми входами и выходами каналов и безопасным компаратором. Способы построения двухканальной схемы для обеспечения функциональной безопасности описаны в указанных выше стандартах.

Внешний контур связан с исходной одноканальным объектом каналом связи, защищенным от помех и от несанкционированного доступа (рис. 2):

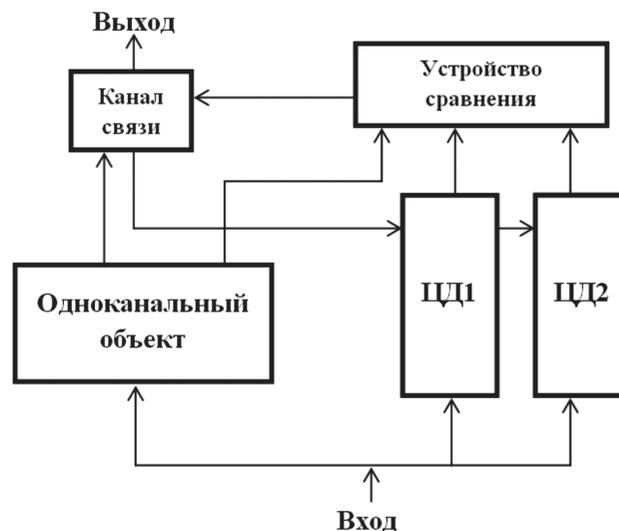


Рис. 2. Увеличенная структурная схема технической системы с цифровым двойником

3. Оценка эффективности ответственной технической системы с цифровым двойником

Система, схема которой приведена на рис. 2, относится к категории ответственной технической системы (например, системы управления и/или обеспечения безопасности движения), к которой предъявляются повышенные требования по функциональной безопасности. Введение цифровых двойников в состав ответственной технической системы вызывает опасения и требует углубленного обоснования безопасности этой системы. В ИЕС 61508 [1] рекомендован базовый показатель функциональной безопасности объекта – интенсивность опасного отказа λ . Тогда в качестве показателя эффективности системы с цифровым двойником можно рассматривать отношение интенсивности опасного отказа исходной системы λ_0 – одноканального объекта (рис. 2) к вероятности опасного отказа системы с цифровым двойником λ_c . Чем больше это отношение, тем эффективнее применение технологии цифровых двойников в ответственных системах.

Для фиксированных интервалов времени показатель эффективности применения технологии цифровых двойников имеет следующий вид: $\mathcal{E} = \lambda_0 / \lambda_c$.

Для определения интенсивности опасного отказа системы в целом λ_c приняты следующие предпосылки:

- система управления и/или обеспечения безопасности движения работает при высокой интенсивности запросов;
- надежность одноканального объекта определяется интенсивностью отказа λ_1 ;
- исходный объект контролируется с вероятностью правильного обнаружения отказа α . Цифровой двойник

также контролируется с вероятностью α . Вероятность пропуска отказа $\bar{\alpha}$. Средства контроля идеально надежны. Вероятность ложной тревоги пренебрежимо мала;

- адекватность цифрового двойника исходному объекту оценивается по результатам его верификации. Предполагается, что оба цифровых двойника адекватно имитируют работу исходного объекта. Соответствующий уровень полноты безопасности должен обеспечиваться с помощью стандартов ИЕС 61508 [1], часть 3, или EN 50128 [2].

- надежность цифрового двойника определяется систематическими отказами его программного средства. Отказы проявляются при определенных наборах входных данных. Предполагается, что эти наборы разнообразны и случайны. Отсюда следует возможность оценивать надежность цифрового двойника интенсивностью отказа λ_2 . Предполагается также, что надежность цифрового двойника гораздо выше надежности исходного объекта, т.е. $\lambda_2 \ll \lambda_1$.

- в случае обнаруженного отказа объекта передается команда на замену его путем подключения двух цифровых двойников. При этом принято, что правильная и своевременная передача команды осуществляется с вероятностью ν ;

- устройство сравнения и узел связи в защищенном исполнении идеально надежны (если это предположение не обеспечено, то возможно включить в интенсивности отказов λ_1 и λ_2 соответствующие доли, вызванные устройством сравнения);

- приняты показательные распределения отказов и восстановлений объекта. Это обусловлено тем, что в системах управления и/или обеспечения безопасности движения в подавляющем большинстве содержится электрическое/электронное оборудование;

- случайные события отказов объекта и цифровых двойников взаимно независимы;

- интенсивности устранения отказа объекта и систематического отказа цифрового двойника равны μ , поскольку осуществляются одной ремонтной бригадой.

- интенсивности устранения опасных отказов γ определяются длительностью существования скрытых (необнаруженных средствами контроля) отказов;

- предполагается, что времена восстановления системы распределены по показательному закону (это – общепринятое предположение в таких системах; однако даже если функция распределения времени восстановления отличается от экспоненциальной, это мало влияет на стационарные характеристики системы, см., например, книгу Гнеденко и Коваленко [13]).

Рассмотрим модель возможной организации обеспечения безопасности системы.

Критерии защитного отказа системы с цифровыми двойниками:

1. Не совпали результаты работы исходного объекта и цифровых двойников; причины – необнаруженный отказ исходного объекта или одного из цифровых двойников. Восстановление системы.

2. Отказал один из цифровых двойников. Восстановление системы.

Критерий опасного отказа системы с цифровым двойником:

Отказ объекта и ошибка в передаче команды на подключение цифровых двойников или отказ исходного объекта и цифровых двойников.

Граф состояний безопасности технической системы с цифровыми двойниками (см. рис. 2) согласно модели 1 показан на рис. 3.

Описание состояний:

1 – исправное состояние системы;

2 – обнаруженный отказ объекта;

3 – не совпали результаты работы объекта и его цифровых двойников вследствие не выявленного отказа объекта. Причина не совпадения результатов неизвестна. Система переводится в состояние *защитного отказа*. Производится восстановление системы;

4 – неправильная или несвоевременная передача команды управления на подключение цифровых двойников при правильно обнаруженном отказе объекта – *опасный отказ*. Отказ устраняется после обнаружения скрытого отказа;

5 – обнаружен отказ одного из двух цифровых двойников. Система переводится в состояние *защитного отказа*. Производится восстановление системы.

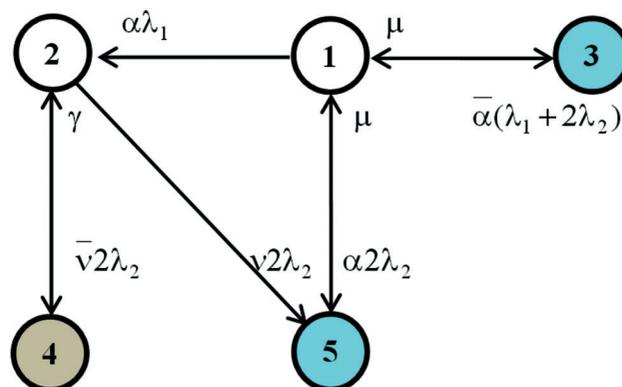


Рис. 3. Граф состояний безопасности системы с цифровыми двойниками

Дуги графа на рис. 3 помечены следующими параметрами: **1-2:** $\alpha\lambda_1$ – обнаруживаемый поток отказов исходного объекта; **1-3:** $\bar{\alpha}(\lambda_1 + 2\lambda_2)$ – не обнаруживаемый поток отказов объекта или цифровых двойников; **1-5:** $\alpha 2\lambda_2$ – обнаруживаемый поток отказов цифровых двойников; **4-2:** γ – интенсивность существования скрытого опасного отказа; **2-4:** $\bar{\nu} 2\lambda_2$ – разреженный с вероятностью $\bar{\nu}$ поток отказов цифровых двойников; **2-5:** $\nu 2\lambda_2$ – разреженный с вероятностью ν поток отказов цифровых двойников; **3-1, 5-4:** μ – интенсивность восстановления системы.

Модель функциональной безопасности рассматриваемой системы на рис. 3 предусматривает следующую логику ее функционирования. Начальное состояние 1 – все элементы исправны. В случае обнаруженного отказа или сбоя в работе объекта происходит переход в состояние 2 и передается команда на замену его цифровыми двойниками на период времени, не влияющий на возникновение

опасных управляющих воздействий. При опасном или потенциально опасном отказе производится блокирование выходных сигналов объекта, как это показано в патенте [12]. Если отказал исходный объект и результаты работы цифровых двойников не совпадают, то система переводится в состояние защитного отказа 3. Если обнаружен отказ любого одного цифрового двойника, то при исправном объекте происходит переход системы из состояния 1 в состояние 5 защитного отказа. При отказавшем объекте при отказе любого одного цифрового двойника происходит переход из состояния 2 в состояние 4 опасного отказа (если произошла ошибка при подключении цифровых двойников) или в состояние 5 в случае безошибочного подключения цифровых двойников.

При принятых экспоненциальных законах распределений и, следовательно, постоянных интенсивностях отказов и восстановлений, в исследуемой системе отсутствует последствие. Это означает, что поведение системы в будущем зависит от настоящего и не зависит от предыдущих ее состояний. При указанных предпосылках поведение системы описывается с помощью Марковского случайного процесса.

Для решения задачи предварительно определяют исходные данные:

- функции распределения времени пребывания системы в состояниях графа рис. 3

$$F_1(t) = 1 - \exp[-(\lambda_1 + 2\lambda_2)t]; F_2(t) = 1 - \exp(-2\lambda_2 t);$$

$$F_4(t) = 1 - \exp(-\gamma \cdot t); F_3(t) = F_5(t) = 1 - \exp(-\mu \cdot t);$$

- математические ожидания времени пребывания системы в состояниях графа рис. 3 по формуле:

$$T_i = \int_0^{\infty} [1 - F_i(t)] dt; T_1 = \frac{1}{\lambda_1 + 2\lambda_2}; T_2 = \frac{1}{2\lambda_2};$$

$$T_4 = \frac{1}{\gamma}; T_3 = T_5 = \frac{1}{\mu}; \quad (1)$$

- вероятности переходов по формуле:

$p_{ij} = \int_0^{\infty} \lambda_{ij} [1 - F_i(t)] dt$, где λ_{ij} – интенсивность перехода системы из состояния i в состояние j :

$$p_{12} = \frac{\alpha\lambda_1}{\lambda_1 + 2\lambda_2}; p_{13} = \frac{\bar{\alpha}(\lambda_1 + 2\lambda_2)}{\lambda_1 + 2\lambda_2}; p_{15} = \frac{\alpha \cdot 2\lambda_2}{\lambda_1 + 2\lambda_2};$$

$$p_{24} = \bar{v}; p_{25} = v; p_{31} = p_{42} = p_{51} = 1; \quad (2)$$

Ключевой показатель безопасности – среднюю наработку до опасного отказа $T_{\text{ОП}}$ системы можно определить с помощью топологического метода [14] по формуле

$$T_{\text{ОП}} = \frac{T_1 \Delta G_{S_{\text{ОП}}}^1 + \sum_{(k)} \sum_{i,j} I_k^{ij} \Delta G_k^i T_j}{\Delta G_{S_{\text{ОП}}}}, \quad (3)$$

где $\Delta G_{S_{\text{ОП}}}^1$ – вес разложения графа без начальной вершины 1 и множества опасных состояний $S_{\text{ОП}} = \{4\}$ и связанных с ними дуг графа; $\Delta G_{S_{\text{ОП}}}$ – вес разложения графа

без множества опасных состояний и связанных с ними дуг графа; I_k^{ij} – вес k -го пути из вершины i в вершину j ; ΔG_k^j – вес разложения графа без вершин расположенных на k -ом пути и без вершины j в множестве неопасных состояний $S_{\text{Н}} = \{1, 2, 3, 5\}$.

Веса разложений можно определить с помощью формулы Мейсона [15]

$$\Delta G = 1 - \sum_i C_i + \sum_{ij} C_i C_j - \sum_{ijk} C_i C_j C_k + \dots,$$

где веса контуров находят в множестве неопасных состояний (рис. 3):

$$C_1 = p_{13} \cdot p_{31} = \frac{\bar{\alpha}(\lambda_1 + 2\lambda_2)}{\lambda_1 + 2\lambda_2}; C_2 = p_{15} \cdot p_{51} = \frac{2\lambda_2}{\lambda_1 + 2\lambda_2};$$

$$C_3 = p_{12} \cdot p_{25} = \frac{\alpha v \lambda_1}{\lambda_1 + 2\lambda_2}.$$

Все контуры пересекающиеся, т.к. имеют общую вершину 1.

Веса разложений графа рис. 3

$$\Delta G_{S_{\text{ОП}}}^1 = 1;$$

$$\Delta G_{S_{\text{ОП}}} = 1 - C_1 - C_2 - C_3 = 1 - \frac{\bar{\alpha}(\lambda_1 + 2\lambda_2) + 2\lambda_2 + \alpha v \lambda_1}{\lambda_1 + 2\lambda_2}. \quad (4)$$

Руководствуясь графом на рис. 3 и подставляя выражения (1), (2), (4) в формулу (3), находим в множестве неопасных состояний (1, 2, 5)

$$T_{\text{ОП}} = \frac{T_1 + p_{12} T_2 + p_{13} T_3 + (p_{15} + p_{12} p_{25}) \cdot T_5}{1 - C_1} = \frac{\mu(\alpha\lambda_1 + 2\lambda_2) + \bar{\alpha} 2\lambda_2 (\lambda_1 + 2\lambda_2)}{2\lambda_2 \mu \cdot [\alpha(\lambda_1 + 2\lambda_2) - \alpha(\lambda_1 v + 2\lambda_2)]}. \quad (5)$$

Учитывая, что интенсивность отказов цифрового двойника λ_2 на 2-3 порядка меньше интенсивности отказов λ_1 исходного объекта и $\mu \gg 2\lambda_2 \lambda_1$, то выражение (5) с погрешностью, не превышающей одного порядка малости, может быть преобразовано к виду:

$$T_{\text{ОП}} \approx \frac{1}{2\lambda_2 \bar{v}}.$$

Так как поток опасных отказов системы многократно разрежен относительно потока неопасных отказов исходного объекта, который является простейшим, то согласно работам [16, 17, 18] многократно разреженный случайным образом простейший поток отказов также является простейшим с постоянным параметром

$$\lambda_c = 1 / T_{\text{ОП}} = 2\lambda_2 \bar{v}.$$

Примечание. Для обеспечения важного предположения, а именно «интенсивность отказов цифрового двойника на 2-3 порядка меньше интенсивности отказов исходного объекта», важно, что программное обеспечение было создано с помощью методов, соответствующих более высоким уровням полноты безопасности, в частности на 2-3 уровня полноты безопасности выше.

Альтернативно, интенсивность отказов должна быть доказана статистическим путем [19].

При обеспечении требований стандарта EN 50159 [20] к безопасности канала связи вероятность своевременной и безошибочной передачи команды подключения цифровых двойников стремится к единице. Поэтому можно добиться близкой к 0 вероятности \bar{v} ошибочной передачи команды управления цифровыми двойниками. Следовательно, путем применения цифровых двойников безопасность исходного объекта по показателю интенсивности опасных отказов может быть повышена на несколько порядков. Действительно, рассмотрим отношение интенсивностей опасных отказов исходного объекта ($\lambda_0 = \lambda_1$) к интенсивности опасных отказов системы: $\mathcal{E} = \frac{\lambda_0}{\lambda_c} = \frac{\lambda_1}{2\lambda_2\bar{v}}$. Поскольку $\lambda_1 \gg \lambda_2$ и $\bar{v} \rightarrow 0$, то наше утверждение справедливо.

Указанный эффект может быть получен не только путем применения технологии цифровых двойников, но и вследствие переводов системы в состояния защитных отказов при каждом событии изменения ее исходной архитектуры. Поэтому целесообразно сопоставить наработку системы до перехода в любое защитное состояние и наработку исходного объекта до отказа.

Определим среднюю наработку системы до защитного отказа. С этой целью в графе состояний рис. 3 нужно вычлнить состояния 3, 4, 5 (состояния опасного и защитных отказов) вместе с прилегающими к ним дугами. Тогда граф на рис. 3 преобразуется к виду, показанному на рис. 4.

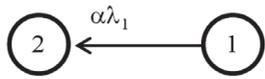


Рис. 4. Граф исследуемой системы без опасного и защитных состояний

Среднее время до защитного отказа находим по формуле (3), где все веса разложений равны 1 вследствие отсутствия контуров на графе рис. 4:

$$T_{\text{зашц}} = T_1 + p_{12}T_2 = \frac{1 + \alpha\lambda_1}{\lambda_1 + 2\lambda_2}.$$

Тогда отношение среднего времени до защитного отказа к среднему времени до отказа исходного объекта с учетом соотношения $\lambda_1 \gg \lambda_2$ определяется следующим образом

$$\frac{T_{\text{зашц}}}{T_1} \approx \frac{1 + \alpha\lambda_1}{\lambda_1}. \quad (6)$$

Таким образом, среднее время до защитного отказа системы не меньше среднего времени до отказа исходного объекта. Это означает, что в рассматриваемой модели при высокой эффективности в отношении повышения безопасности надежность системы сохраняется на уровне не ниже уровня надежности исходного объекта.

Введение в состав системы цифровых двойников – это новый, еще не апробированный подход к обеспечению безопасности системы. Естественно, он требует основа-

тельного обоснования безопасности. Это связано с большими финансовыми затратами. С одной стороны, имеет место большой эффект в повышении функциональной безопасности системы. С другой стороны, возможны большие разовые затраты на создание алгоритма цифрового двойника $C_{\text{алд}}$ и на обоснование безопасности системы $C_{\text{об}}$. С учетом отмеченных обстоятельств, оценен экономическую целесообразность данного подхода.

Пусть стоимость исходного объекта C_1 . Стоимость системы с цифровыми двойниками $C_1 + \Delta C_1$. Объем партии выпускаемой продукции – m единиц. Стоимость партии из m систем с цифровыми двойниками составляет $C_{\text{пар}} = (C_1 + \Delta C_1)m + C_{\text{алд}} + C_{\text{об}}$. Затраты на создание этой системы в совокупности с затратами на обоснование безопасности приемлемы в том случае, если выполняется следующее условие:

$$C_{\text{пар}} - C_1m \leq C_{\text{доп}}, \quad (7)$$

где $C_{\text{доп}}$ – допустимые финансовые вложения на обеспечение желаемого уровня безопасности. Влияние дополнительных затрат на партию продукции можно оценить с помощью следующего выражения :

$$\frac{C_{\text{пар}}}{C_1m} = \frac{(C_1 + \Delta C_1)m + C_{\text{алд}} + C_{\text{об}}}{C_1m}. \quad (8)$$

При $m \rightarrow \infty$ выражение (8) преобразуется к виду

$$\lim_{m \rightarrow \infty} \frac{C_{\text{пар}}}{C_1m} = \frac{C_1 + \Delta C_1}{C_1}. \quad (9)$$

Поскольку затраты ΔC_1 на серийное изготовление цифровых двойников в системе значительно меньше затрат C_1 на изготовление исходного объекта, то выражение (9) стремится к 1. Это означает, что при большой партии изготавливаемых технических систем нивелируется влияние дополнительных затрат.

Решение о целесообразности дополнительных затрат совместно определяют заказчик и разработчик системы, исходя из потребности в обеспечении безопасности этой системы. Вместе с тем, затраты на обеспечение высокого уровня безопасности системы ориентировочно превышают в 10-50 раз стоимость исходного одноканального объекта, тогда как снижение интенсивности опасных отказов системы по сравнению с этим показателем исходного объекта может составлять несколько порядков. Это обстоятельство может играть решающую роль в решении о применении технологии цифровых двойников в интересах обеспечения безопасности технической системы.

4. Заключение

Преобразование исходного объекта в систему с цифровыми двойниками позволяет значительно снизить интенсивность опасных отказов. Данный эффект может быть получен не только с помощью технологии цифровых двойников, но и вследствие переводов системы в состояния защитных отказов при каждом событии несовпадения результатов работы исходного объекта и/или цифровых двойников. Установлено, что среднее время

до защитного отказа системы при этих условиях не меньше среднего времени до отказа исходного объекта. Это означает, что при достижении высокой эффективности повышения безопасности есть возможность сохранить надежность системы на уровне не ниже уровня надежности исходного объекта.

Введение в состав системы цифровых двойников – это новый, еще не апробированный подход к обеспечению безопасности системы. Естественно, он требует основательного обоснования безопасности. Это связано с большими дополнительными финансовыми затратами. Решение о целесообразности дополнительных затрат принимают совместно заказчик и разработчик системы. При этом надо учитывать, что при большой партии изготавливаемых технических систем нивелируется влияние дополнительных затрат и сохраняется эффект значительного повышения безопасности систем.

Библиографический список

1. IEC 61508, Functional safety of electrical/electronic/programmable electronic safety-related systems, 2010.
2. EN 50128, Railway applications – Communication, signalling and processing systems – Software for railway control and protection systems, 2011.
3. EN 50129, Railway applications – Communication, signalling and processing systems – Safety related electronic systems for signalling, 2018.
4. Schabe H. The Safety Philosophy behind CENELEC Rails Standards, Proceedings ESREL 2002, Lyon, March 19-21, 2002. P. 788-790.
5. Hirao Y. Watanabe I. Safety technologies and management of railway signalling in Japan. Signal + Draht. 2000. №5.
6. Сапожников В.В., Сапожников Вл.В., Христов Х.А. и др. Методы построения безопасных микроэлектронных систем железнодорожной автоматики / Под ред. Сапожникова Вл.В. М.: Транспорт. 1995. 272 с.
7. Shubinsky I.B., Sheabe X. On the definition of functional reliability, Proceedings of the ESREL 2013, Safety, Reliability and Risk Analysis: Beyond the Horizon – Steenbergen et al. (Eds) 2014 Taylor & Francis Group, London, ISBN 978-1-138-00123-7. P. 3021-3027.
8. Shubinsky I.B., Sheabe X., Rozenberg E.N. A short study on rebooting safe computers and the impact on safety, ESREL 2009, Proceedings Reliability, Risk and Safety, vol. 1. P. 175-178
9. Braband J. A practical guide to safety analysis methods/ Signal+Draht International. 2001.
10. Gulker J., Schabe H. Physical Principles of Safety. In ESREL 2006 Proceedings Safety Reliability and Risk analysis, vol. 2. Rotterdam: Balkema, 2006. P. 1045–1050.
11. Дмитриев В.М., Ганджа Т.В., Зайченко Т.Н. Методика стратификации и интеграции компьютерной модели сложной технической управляемой системы // Информатика и системы управления. 2016. № 4(50).
12. Батраев В.В., Кудряшов С.В., Попов П.А., Розенберг Е.Н., Розенберг И.Н., Шухина Е.Е., Шубинский И.Б. Двухканальная система для регулирования движения железнодорожных транспортных средств. Патент РФ № 2726243. 2020. Бюл. № 19.
13. Гнеденко Б.В., Коваленко Б.В. Введение в теорию массового обслуживания, М.: Наука, 1987.
14. Шубинский И.Б. Структурная надежность информационных систем. Методы анализа. М.: Журнал Надежность, 2012. 212 с.
15. Mason Samuel J. Feedback Theory – Further Properties of Signal Flow Graphs // Proceedings of the IRE. 1956. Vol. 44. No. 7. P. 920–926. doi:10.1109/jrproc.1956.275147
16. Григелионис Б.И. О точности приближения композиции процессов восстановления пуассоновским процессом // Литов. матем. сб. 1962. Т. 2. № 2. С. 135-143.
17. Погожев И.Б. Оценка отклонения потока отказов в аппаратуре многофазового использования от пуассоновского потока // Кибернетику – на службу коммунизму, Т. 2. М.: Энергия, 1964. С. 228-245
18. Назаров А.А., Лапатин И.Л. Асимптотические пуассоновские МАР-потоки // Известия Томского государственного университета. (Управление, вычислительная техника и информатика). 2010. № 4(13). С. 72-78.
19. Braband, J. Gall, H., Schäbe, H., Proven in Use for Software: Assigning an SIL Based on Statistics in: Handbook of RAMS in Railway systems – Theory and Practice, Qamar Mahboob, Enrico Zio (Eds.), 2018, Boca Raton, Taylor and Francis, Chapter 19. P. 337-350.
20. EN 50159 Railway applications Communication, signaling and processing systems Safety-related communication in transmission systems, 2010.

Сведения об авторах

Игорь Борисович Шубинский – доктор технических наук, профессор, заместитель руководителя НТК АО «НИИАС». Адрес: ул.Нижегородская, д. 27, стр.1, Москва, Российская Федерация, 109029, тел. +7 (495) 786-68-57; e-mail: igor-shubinsky@yandex.ru

Хендрик Шебе – доктор физико-математических наук, заведующий отделом анализа рисков и опасностей, TÜV Rheinland InterTraffic, Кельн, Германия; e-mail: schaebe@de.tuv.com

Ефим Наумович Розенберг – профессор, доктор технических наук, первый заместитель Генерального директора АО «НИИАС». Адрес: ул. Нижегородская, д. 27, стр.1, Москва, Российская Федерация, 109029; e-mail: info@vniias.ru

Вклад авторов в статью

Шубинским И.Б. выполнена разработка математической модели, проведен анализ результатов исследования.

Шебе Х. разработан граф состояний системы, определены ограничения предложенной модели.

Розенбергом Е.Н. выполнена постановка задачи исследования.

Конфликт интересов

Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.

Исследование соционических характеристик мужчин и женщин для повышения надежности профессионального психологического отбора авиационных специалистов

Ольга В. Ариничева^{1*}, Алексей В. Малишевский¹

¹Санкт-Петербургский государственный университет гражданской авиации, Санкт-Петербург, Российская Федерация

*2067535@mail.ru



Ольга В.
Ариничева



Алексей В.
Малишевский

Резюме. Цель. Данная статья продолжает серию исследований, направленных на совершенствование профессионального психологического отбора специалистов гражданской авиации. Соционические характеристики человека-оператора формируют его работу с информационными потоками, и их значимость тем выше, чем с большим дефицитом времени связана профессиональная деятельность, поэтому в настоящем исследовании эти характеристики рассматривались как профессионально важные качества как пилота, так и диспетчера управления воздушным движением. Ставилась задача оценить соционические характеристики мужчин и женщин операторских специальностей, успешно прошедших процедуру профессионального психологического отбора в гражданской авиации, определить наличие или отсутствие различий между полученными результатами. Кроме того, для сравнения, также исследованы соционические характеристики мужчин и женщин, чья профессиональная деятельность имеет сугубо гуманитарную направленность. В общей сложности в работе использованы данные 3116 испытуемых. **Методы.** В качестве психодиагностической методики для оценки составляющих соционических характеристик была использована разработанная исследователями Санкт-Петербургского государственного университета гражданской авиации 5-я модификация соционического теста «ММ-1». Полученные выборки, в первую очередь, сравнивались по критерию согласия Пирсона (χ^2), также для обработки результатов был применен метод корреляционного анализа. **Результаты.** Представлены соционические портреты, то есть распределение доминирующих составляющих соционической модели человека среди различных выборок, соционические модели различных профессиональных групп (соционическая модель человека для типичного представителя рассматриваемой выборки), а также графические данные по отдельным психологическим дихотомиям: «экстраверсия – интроверсия», «логика – этика», «сенсорика – интуиция», «рациональность – иррациональность». **Выводы.** Выявленные различия между обследованными выборками носят, в первую очередь, профессиональный характер – при сравнении выборок лиц одной профессиональной группы и примерно одного возраста, но разного пола, ни в одном случае достоверных различий не выявлено. Таким образом, по результатам использованных в настоящем исследовании соционических психодиагностических методик принципиальных различий по половому признаку не выявлено. Однако анализ ряда отечественных и зарубежных источников по проблематике половых различий приводит к выводу, что в интересах повышения надежности профессионального психологического отбора авиационных специалистов, данное направление исследований необходимо продолжить, но уже оценивая различия в выраженности требуемых профессионально важных качеств у операторов не по критерию биологического пола, а в соответствии с идентифицируемым гендерным типом личности испытуемого.

Ключевые слова: профессиональный психологический отбор, половые различия, соционика, соционические характеристики.

Формат цитирования: Ариничева О.В., Малишевский А.В. Исследование соционических характеристик мужчин и женщин для повышения надежности профессионального психологического отбора авиационных специалистов // Надежность. 2021. №1. С. 45-54. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2021-21-1-45-54>

Поступила 16.11.2020 г. / После доработки 01.02.2021 г. / К печати 22.03.2021 г.

Введение

Положительные свойства интеллекта, такие как логичность, сообразительность и т.п. всегда относились к «общим способностям, адекватным летному труду» [1]. Однако правильнее будет отнести их к любой операторской деятельности. И, не ставя под сомнение данное утверждение, следует также отметить, что для операторской деятельности важен не только уровень интеллекта, но и умение использовать его своевременно. Если программист или инженер могут позволить себе остановиться и подумать над оптимальным решением задачи, то оператор подобной возможности не имеет. Он вынужден не только постоянно обрабатывать большие объемы информации, но и делать это в принудительном темпе. Поэтому к его мыслительной деятельности предъявляются весьма специфические требования.

В прошлом веке известный польский психолог Antoni Kępiński [2] ввел в научный обиход понятие «информационный метаболизм» (ИМ), как процесс постоянного обмена информацией, в самом широком ее понимании, человека с окружающей его средой. Литовская исследовательница Aušra Augustinavičiūtė – последовательница швейцарского психиатра Карла Густава Юнга – объединила теорию Юнга о психологических типах [3] с теорией информационного метаболизма Kępiński, создав такое научное направление, как соционика [4], которая и рассматривает подобные процессы информационного обмена.

Поэтому вполне очевидно, что соционические характеристики оператора, которые определяют возможности его информационного обмена с окружающей средой, в том числе с другими членами экипажа воздушного судна или диспетчерской смены [5-8], должны рассматриваться как его профессионально важные качества (ПВК). И, следовательно, их правильный учет напрямую влияет на надежность профессионального психологического отбора (ППО) авиационных специалистов.

Постановка проблемы

В своей работе [9] авторы уже ставили проблему необходимости учета половых различий при ППО авиационных специалистов. Данный вопрос совершенно не отражен в ныне действующем «Руководстве» по ППО [10], которое будучи ухудшенной копией «Руководства» [11] времен СССР, в силу действовавших тогда правил, было предназначено исключительно для отбора лиц мужского пола. И это уже не говоря о прочих недостатках «Руководства» [10], которые подробно разбирались авторами в работах [12-14] и целом ряде других.

В работе [15] авторы уже подробно излагали причины, по которым ППО для лиц женского пола должен отличаться от ППО у лиц пола мужского. Другое дело, что выделить непосредственно те ПВК, где необходимо учитывать именно мужские и женские особенности, задача достаточно непростая. Вполне очевидно, хотя бы на уровне здравого смысла, что мужская психология отличается от женской. Вопрос в том, влияет ли это на качество выполнения

авиационным специалистом своих профессиональных функций, а если влияет, то как? В статье [9] и ставилась задача исследовать некоторые профессионально важные качества у мужчин и женщин и определить наличие или отсутствие различий между полученными результатами. Анализ результатов проведенного исследования [9] показал, что по данным использованных психодиагностических методик: тесту Arnold H. Buss & Ann Durkee¹, опроснику «Прогноз-2»² для оценки нервно-психической устойчивости и тесту Hans Jürgen Eysenck³ для определения уровня развития интеллекта, принципиальных различий по половому признаку не выявлено. Исключение – это склонность к физической агрессии, определенная по тесту Arnold H. Buss & Ann Durkee, где были выявлены достоверные различия по критерию Пирсона ($\chi^2_{0,01} = 11,345 > \chi^2_{\text{эмп}} = 11,1289 > \chi^2_{0,05} = 7,815$ для $\nu = 3$). У женщин данный показатель явно ниже, хотя девушки с высокой агрессивностью тоже наличествуют.

В настоящей же статье, авторы ставили задачу, аналогичную задаче из работы [9], рассмотреть есть ли различия в соционических характеристиках по признаку пола.

Материал и методы

Естественно, что поскольку основной интерес в исследовании представляло повышение надежности ППО на операторские специальности, среди испытуемых, участвовавших в данном исследовании, преобладают представители авиационных профессий, особенно пилоты и диспетчеры управления воздушным движением (УВД).

Однако чтобы исправить недостатки, описанные в работе [14], были обследованы еще и представители сугубо гуманитарных направлений обучения Санкт-Петербургского государственного университета гражданской авиации (СПбГУ ГА) и Института филологии, иностранных языков и медиакоммуникации Иркутского государственного университета (ИФИЯМ ИГУ). Для этого при содействии психолога-фрилансера В.С. Каменской, которой авторы выражают свою искреннюю благодарность, были комплексно протестированы студенты бакалавриата ИФИЯМ ИГУ по профилям подготовки «Зарубежное регионоведение» и «Перевод и переводоведение».

В настоящей статье авторы использовали данные о 3116 испытуемых, из них:

- мужчин – 2582 чел.;
- женщин – 534 чел.

В том числе:

- профессиональных пилотов из более трех десятков авиакомпаний России, Азербайджана, Белоруссии, Казахстана, Украины, Узбекистана и Эстонии (803 чел.);
- диспетчеров УВД из практически всех регионов России (563 чел.);
- студентов-пилотов (мужчин) СПбГУ ГА (659 чел.);

¹ Карелин А.А. Большая энциклопедия психологических тестов. М.: Эксмо, 2007. 416 с.

² Берг Т.Н. Нервно-психическая неустойчивость и способы ее выявления: учебное пособие. Владивосток: Мор. гос. ун-т, 2005. 63 с.

³ Айзенк Г.Ю. Новые IQ тесты. М.: ЭКСМО-Пресс, 2003. 192 с.

- студентов-пилотов (женщин) СПбГУ ГА (24 чел.);
- студентов-диспетчеров УВД (мужчин) СПбГУ ГА (103 чел.);
- студентов-диспетчеров УВД (женщин) СПбГУ ГА (53 чел.);
- студентов-представителей гуманитарных профессий (мужчин) СПбГУ ГА (34 чел.);
- студентов-представителей гуманитарных профессий (женщин) СПбГУ ГА (195 чел.);
- студентов-представителей гуманитарных профессий (мужчин) ИФИЯМ ИГУ (29 чел.);
- студентов-представителей гуманитарных профессий (женщин) ИФИЯМ ИГУ (93 чел.);
- представителей (мужчин) наземного технического персонала (286 чел.);
- представителей (женщин) наземного технического персонала (96 чел.);
- организаторов перевозок и членов кабинного экипажа (мужчин) из различных авиапредприятий России (105 чел.);

- организаторов перевозок и членов кабинного экипажа (женщин) из различных авиапредприятий России (73 чел.);

Кроме того для анализа были использованы ранее полученные данные, опубликованные авторами в работах [14, 16] и ряде других. Сбор данных проводился авторами данной статьи с 1999 года по 2019 год. В силу столь продолжительного периода сбора данных, в некоторых случаях, при сохранении общего итогового результата, не удалось сохранить исходные данные и сформировать новые выборки в полном возможном объеме. Этим же объясняется и то, что в некоторых таблицах, взятых из других работ, количество лиц некоторых профессиональных категорий незначительно отличается от заявленных выше (иногда одна характеристика есть в общих данных, а другая в них не вошла и утеряна, и наоборот). Однако по мнению авторов, данные моменты не могут принципиально повлиять на окончательный результат, поскольку отличия в используемых данных, различающихся в разных таблицах, не превышают 1,5%.

Табл. 1. Соционические портреты выборок для различных профессиональных групп с учетом пола (по состоянию на 01.01.2020)

ТИМ	Коэффициент «пригодности»	Летный состав			Диспетчерский состав службы УВД			Наземный технический состав		«Гуманитарии»		Организаторы перевозок и кабинный экипаж		ВСЕГО
		Профессионалы	Студенты СПбГУ ГА		Профессионалы	Студенты СПбГУ ГА		мужчины	женщины	мужчины	женщины	мужчины	женщины	
			мужчины	женщины		мужчины	женщины							
СЛЭ	0	319	184	8	182	31	15	85	23	11	55	26	21	960
ЛСЭ	0	201	143	8	133	36	12	76	16	8	30	29	10	702
СЛИ	0,75	121	38	3	74	7	3	30	14	5	11	11	11	328
ЛСИ	0,75	81	47	3	57	13	1	29	9	6	15	11	4	276
СЭЭ	0,75	30	15	1	25	7	1	17	10	5	30	8	9	158
ЛИЭ	0,75	5	3	0	8	3	1	15	6	6	15	3	0	65
СЭИ	1,5	12	5	0	17	1	1	2	5	2	9	8	4	66
ЛИИ	1,5	9	3	0	6	1	0	5	1	2	9	1	0	37
ЭСЭ	1,5	3	4	0	5	0	0	5	2	2	17	1	3	42
ИЛЭ	1,5	5	1	0	5	0	0	3	2	1	9	0	1	27
ЭСИ	2,25	2	1	0	3	0	1	1	0	1	10	2	2	23
ИЛИ	2,25	5	3	0	3	0	0	6	0	3	4	2	0	26
ИЭЭ	2,25	2	3	0	3	1	0	2	3	3	18	0	2	37
ЭИЭ	2,25	3	3	0	7	1	0	6	5	5	23	1	4	58
ИЭИ	3	2	1	0	10	0	1	3	0	3	9	0	1	30
ЭИИ	3	3	1	0	3	2	0	1	0	0	9	2	1	22
ВСЕГО		803	455	23	541	103	36	286	96	63	273	105	73	2857

Здесь ТИМ:

ЛСЭ – логико-сенсорный экстраверт; ЭСЭ – этико-сенсорный экстраверт; СЛЭ – сенсорно-логический экстраверт; СЭЭ – сенсорно-этический экстраверт; ЛСИ – логико-сенсорный интроверт; ЭСИ – этико-сенсорный интроверт; СЛИ – сенсорно-логический интроверт; СЭИ – сенсорно-этический интроверт; ЛИЭ – логико-интуитивный экстраверт; ЭИЭ – этико-интуитивный экстраверт; ИЛЭ – интуитивно-логический экстраверт; ИЭЭ – интуитивно-этический экстраверт; ЛИИ – логико-интуитивный интроверт; ЭИИ – этико-интуитивный интроверт; ИЛИ – интуитивно-логический интроверт; ИЭИ – интуитивно-этический интроверт

Табл. 2. Сравнение распределений ТИМ по критерию χ^2 Пирсона

1-я вы- борка	N_1	2-я вы- борка	N_2	Число степеней свободы (ν)	$\chi^2_{\text{эмп}}$	$\chi^2_{\text{крит}}$	Вывод
1	455	2	23	2	0,294	5,991 для $p < 0,05$ 9,210 для $p < 0,01$	Достоверных различий не выявлено ($p > 0,05$)
1	455	3	103	3	8,874	11,070 для $p < 0,05$ 15,086 для $p < 0,01$	Достоверных различий не выявлено ($p > 0,05$)
1	455	7	63	4	83,982	9,488 для $p < 0,05$ 13,277 для $p < 0,01$	Различия высоко достоверны ($p \leq 0,01$)
2	23	4	36	2	0,332	5,991 для $p < 0,05$ 9,210 для $p < 0,01$	Достоверных различий не выявлено ($p > 0,05$)
2	23	8	273	3	20,956	7,815 для $p < 0,05$ 11,345 для $p < 0,01$	Различия высоко достоверны ($p \leq 0,01$)
3	103	4	36	3	2,213	7,815 для $p < 0,05$ 11,345 для $p < 0,01$	Достоверных различий не выявлено ($p > 0,05$)
3	103	7	63	5	32,664	11,070 для $p < 0,05$ 15,086 для $p < 0,01$	Различия высоко достоверны ($p \leq 0,01$)
4	36	6	96	3	12,500	7,815 для $p < 0,05$ 11,345 для $p < 0,01$	Различия высоко достоверны ($p \leq 0,01$)
4	36	8	273	4	31,551	9,488 для $p < 0,05$ 13,277 для $p < 0,01$	Различия высоко достоверны ($p \leq 0,01$)
4	36	10	73	4	11,574	9,488 для $p < 0,05$ 13,277 для $p < 0,01$	Различия достоверны ($p \leq 0,05$)
5	286	6	96	7	10,014	14,067 для $p < 0,05$ 18,475 для $p < 0,01$	Достоверных различий не выявлено ($p > 0,05$)
6	96	8	273	10	31,987	18,307 для $p < 0,05$ 23,209 для $p < 0,01$	Различия высоко достоверны ($p \leq 0,01$)
7	63	8	273	8	5,683	15,507 для $p < 0,05$ 20,090 для $p < 0,01$	Достоверных различий не выявлено ($p > 0,05$)
7	63	9	105	6	15,636	12,592 для $p < 0,05$ 16,812 для $p < 0,01$	Различия достоверны ($p \leq 0,05$)
9	105	10	73	6	8,530	12,592 для $p < 0,05$ 16,812 для $p < 0,01$	Достоверных различий не выявлено ($p > 0,05$)
ВЫБОРКИ							
1	Студенты, обучающиеся на пилота. Мужчины			2	Студенты, обучающиеся на пилота. Женщины		
3	Студенты, обучающиеся на диспетчера УВД. Мужчины			4	Студенты, обучающиеся на диспетчера УВД. Женщины		
5	Наземный технический состав. Мужчины			6	Наземный технический состав. Женщины		
7	Мужчины-гуманитарии			8	Женщины-гуманитарии		
9	Служба перевозок. Мужчины			10	Служба перевозок. Женщины		

Для анализа результатов использовался язык программирования R, который широко применяется как программное обеспечение для анализа данных и фактически стал стандартом для статистических программ¹ (доступен под лицензией GNU GPL²). В работе были использованы методы корреляционного анализа и критерий согласия Пирсона (χ^2)³.

Исследование проводилось в соответствии с основными биоэтическими правилами⁴ на добровольной основе.

¹ Data Science and Analytics / University Information Technology. URL: <http://it.unt.edu/research>

² Free Software Foundation. URL: <https://fsf.org/>

³ Bock D.E., Velleman P.F., De Veaux R.D. Stats: modeling the world. 4th Edition. Boston, USA, Pearson Addison Wesley, 2015. 932 p.

⁴ Bioethics / Internet Encyclopedia of Philosophy. URL: <https://>

Результаты и обсуждение

Рассмотрим соционические портреты [16, 17], то есть распределение типов информационного метаболизма (ТИМ) или, точнее, доминирующих составляющих соционической модели человека (СМЧ) [17] среди различных выборок (табл. 1). Все данные получены с помощью 5-й модификации теста «ММ-1» [14, 16, 18]. Сравним полученные выборки по критерию χ^2 Пирсона и полученные результаты сведем в табл. 2.

При анализе результатов, приведенных в табл. 1 и 2, вполне очевидно то, что различия между обследованными выборками носят, в первую очередь, профессиональный характер. При сравнении выборок лиц одной

www.iep.utm.edu/bioethic/

Табл. 3. Соционические модели для различных профессиональных групп (%) с учетом пола по данным СПбГУ ГА (по состоянию на 01.01.2020)

ТИМ	Коэффициент «пригодности»	Летный состав			Диспетчерский состав службы УВД			Наземный технический состав		«Гуманитарии»		Организаторы перевозок и кабинный экипаж	
		Профессоры	Студенты СПбГУ ГА		Профессоры	Студенты СПбГУ ГА		мужчины	женщины	мужчины	женщины	мужчины	женщины
			мужчины	женщины		мужчины	женщины						
СЛЭ	0	14,9	14,1	12,8	12,8	11,3	13,9	11,6	12,3	9,6	9,5	10,4	11,7
ЛСЭ	0	11,1	11,8	14,0	10,4	11,6	9,9	10,7	8,9	7,9	7,6	10,3	8,5
СЛИ	0,75	10,0	8,2	9,2	9,2	7,0	8,6	7,8	7,9	6,8	5,8	8,3	8,6
ЛСИ	0,75	7,5	7,5	8,9	7,4	7,6	6,1	7,4	5,6	6,5	5,6	7,2	5,3
СЭЭ	0,75	8,6	8,6	7,5	8,4	7,6	9,6	7,8	9,8	7,8	8,7	7,5	9,7
ЛИЭ	0,75	5,7	6,8	6,9	6,2	7,7	6,6	7,2	6,6	6,5	6,6	6,8	5,8
СЭИ	1,5	6,0	5,2	5,2	6,2	5,1	6,3	5,3	6,4	5,7	5,3	6,4	7,0
ЛИИ	1,5	4,3	4,4	4,3	4,6	5,3	4,2	5,1	4,1	5,6	4,8	5,3	3,7
ЭСЭ	1,5	5,1	5,8	5,9	5,4	6,5	5,5	6,1	5,8	5,8	7,2	5,7	6,0
ИЛЭ	1,5	6,3	6,7	6,1	6,2	6,1	6,2	6,4	6,9	6,6	7,0	5,7	6,5
ЭСИ	2,25	3,7	3,7	3,7	4,1	4,5	3,8	4,3	3,8	4,6	4,8	4,9	3,9
ИЛИ	2,25	4,5	4,0	4,2	4,7	4,1	4,5	4,5	4,6	5,7	4,5	4,9	4,8
ИЭЭ	2,25	3,9	4,5	3,7	4,4	4,4	4,5	4,7	5,8	6,0	7,0	4,5	6,1
ЭИЭ	2,25	3,1	3,6	3,1	3,7	4,7	3,8	4,6	4,7	5,4	6,7	4,3	5,2
ИЭИ	3	3,0	2,7	2,5	3,5	3,1	3,7	3,3	3,9	5,2	4,4	4,0	4,2
ЭИИ	3	2,3	2,4	2,0	2,8	3,4	2,8	3,2	2,9	4,3	4,5	3,8	3,0
ВСЕГО (чел)		803	455	23	541	103	36	286	96	63	273	105	73

Здесь ТИМ:

ЛСЭ – логико-сенсорный экстраверт; ЭСЭ – этико-сенсорный экстраверт; СЛЭ – сенсорно-логический экстраверт; СЭЭ – сенсорно-этический экстраверт; ЛСИ – логико-сенсорный интроверт; ЭСИ – этико-сенсорный интроверт; СЛИ – сенсорно-логический интроверт; СЭИ – сенсорно-этический интроверт; ЛИЭ – логико-интуитивный экстраверт; ЭИЭ – этико-интуитивный экстраверт; ИЛЭ – интуитивно-логический экстраверт; ИЭЭ – интуитивно-этический экстраверт; ЛИИ – логико-интуитивный интроверт; ЭИИ – этико-интуитивный интроверт; ИЛИ – интуитивно-логический интроверт; ИЭИ – интуитивно-этический интроверт

Табл. 4. Корреляции, выявленные между социомоделями выборок для различных профессиональных групп с учетом пола по данным СПбГУ ГА (по состоянию на 01.01.2020)

Выборка	1-я	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
		2-я									
1			+0,9674	+0,9682	+0,9702	+0,9932	+0,9387	+0,9606	+0,7869	+0,9701	+0,8931
2	$p < 0,001$			+0,9718	+0,9014	+0,9790	+0,8453	+0,8840	+0,6579	+0,9831	+0,8019
3	$p < 0,001$	$p < 0,001$			+0,8977	+0,9865	+0,8557	+0,8945	+0,7526	+0,9574	+0,7906
4	$p < 0,001$	$p < 0,001$	$p < 0,001$			+0,9477	+0,9801	+0,9658	+0,7932	+0,9414	+0,9566
5	$p < 0,001$	$p < 0,001$	$p < 0,001$	$p < 0,001$			+0,9128	+0,9420	+0,7721	+0,9758	+0,8618
6	$p < 0,001$			+0,9690	+0,8714	+0,8846	+0,9845				
7	$p < 0,001$			+0,8419	+0,8955	+0,9276					
8	$p < 0,001$			+0,6587	+0,8432						
9	$p < 0,001$			+0,8511							
10	$p < 0,001$										

Примечания: Справа и вверху значения коэффициента корреляции Пирсона между данными показателями эффективности, а слева и внизу характеристики значимости корреляции.

Номера выборок соответствуют номерам выборок в табл. 2

профессиональной группы и примерно одного возраста, но разного пола, ни в одном из пяти случаев достоверных различий не выявлено ($p > 0,05$). Это вполне подтвердило предсказанное Aušra Augustinavičiūtė в работе [4] отсутствие различий в распределении ТИМ по половому признаку, но несколько противоречит теории Юнга [3], утверждавшему преобладание у женщин такой психологической функции как «этика» (Fühlen – у Carl Gustav Jung). Зато высоко достоверны ($p \leq 0,01$) как для мужчин, так и для женщин различия между «гуманитариями» и представителями наземных технических служб. Профессиональная группа «сервис» ожидаемо оказалась по своим соционическим

характеристикам чем-то средним между «гуманитариями» и «техниками», но и здесь различия между профессиональными группами достоверны ($p \leq 0,05$). Отсутствуют достоверные различия ($p > 0,05$) между студентами-пилотами и студентами-диспетчерами одного пола, что тоже вполне ожидаемо.

После соционических портретов различных профессиональных групп, рассмотрим их же соционические модели, которые представляют СМЧ типичного представителя данной выборки. В табл. 3 приведены соционические модели для различных профессиональных групп (%) с учетом пола, по данным СПбГУ ГА (по состоянию на 01.01.2020).

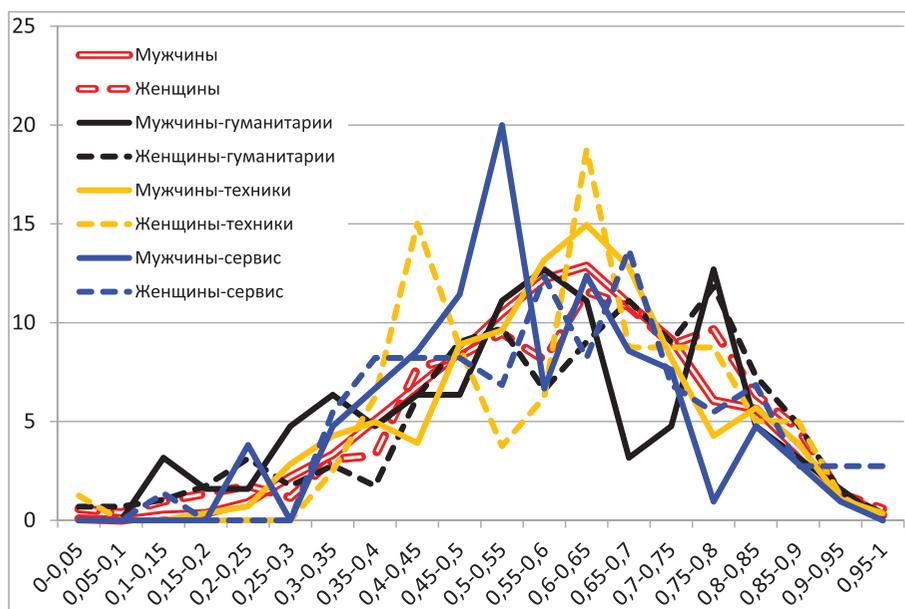


Рис. 1. Распределение полученных значений по психологической дихотомии «экстраверсия – интроверсия» среди различных обследованных авторами выборок

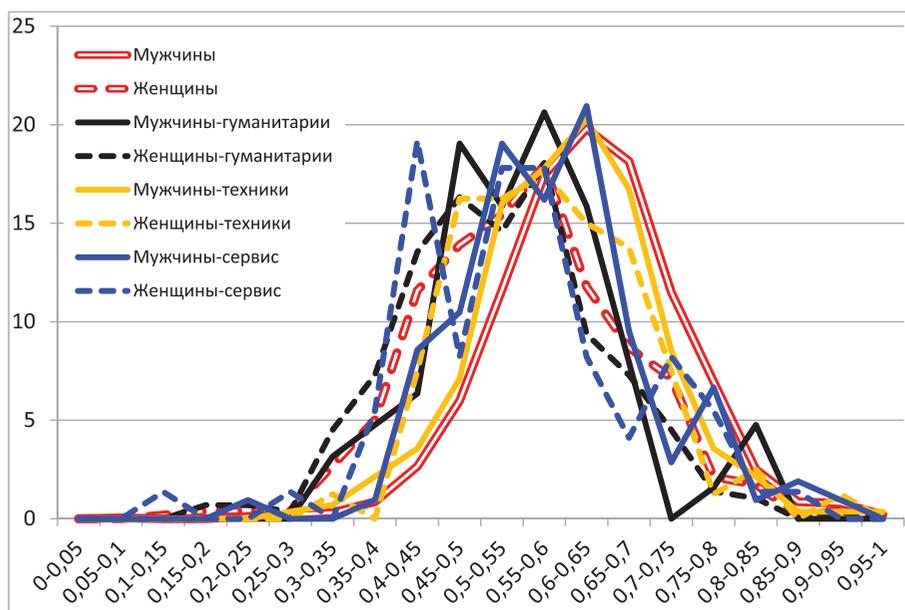


Рис. 2. Распределение полученных значений по психологической дихотомии «логика – этика» среди различных обследованных авторами выборок

Как видно из сравнения соционических моделей различных выборок, представленных в табл. 3, некоторое преобладание логической и сенсорной составляющих в модели имеет место даже для «гуманитариев». Возможно, это объясняется особенностями российского населения (в [17] приводились данные об особенностях в распределении ТИМ у населения США и отличия от подобного же распределения в Великобритании). Однако, скорее всего, это следствие того, что основная масса данных собрана в среде работников авиационного транспорта. («Гуманитарии» в табл. 1-3 – это 214 человек из 336 – студенты гуманитарного факультета СПбГУ ГА и только 122 – студенты ИФИЯМ ИГУ).

В отличие от табл. 1, в табл. 3 в глаза бросается скорее сходство соционических моделей, нежели их различия, как это было между соционическими портретами. Еще сильнее это сходство видно из табл. 4, где приведены выявленные между соционическими моделями отдельных профессиональных групп корреляции. Практически все они, кроме двух – сильные. Все средние по силе корреляции – это корреляции СМГ женщин-гуманитариев, с рядом других СМГ. При этом они все кроме этих же двух очень высоко значимы ($p < 0,001$). Это могло бы показаться весьма странным, но авторы данной статьи склонны списывать эти моменты на особенности российского менталитета, подробно описанные в [19].

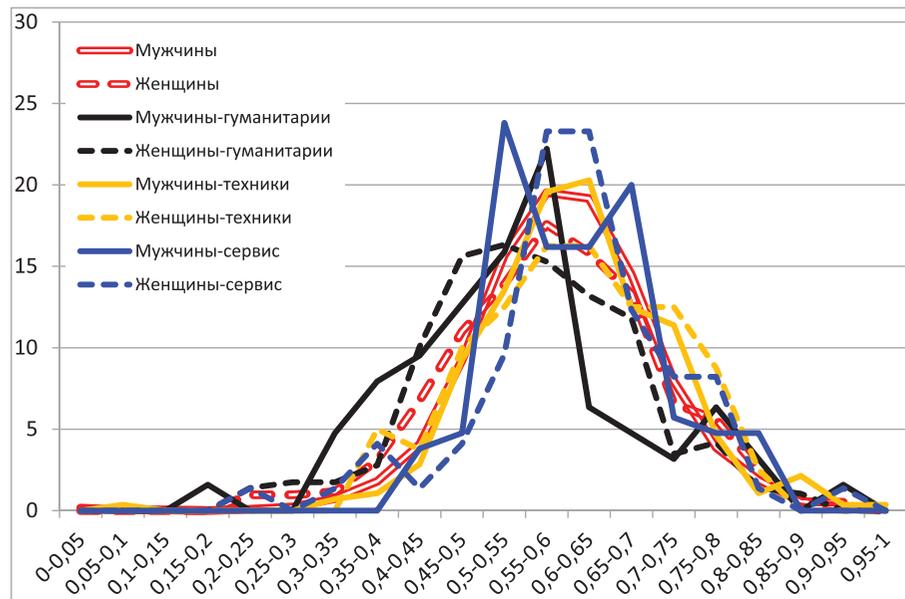


Рис. 3. Распределение полученных значений по психологической дихотомии «сенсорика – интуиция» среди различных обследованных авторами выборок

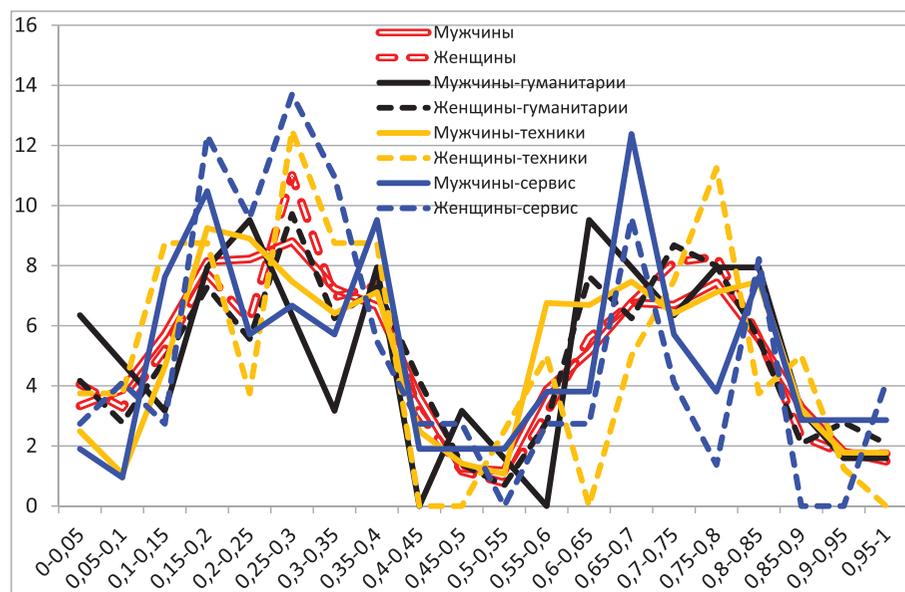


Рис. 4. Распределение полученных значений по психологической дихотомии «рациональность – иррациональность» среди различных обследованных авторами выборок

Табл. 5. Корреляции между ПД, полученными для различных обследованных авторами выборок (номера выборок соответствуют номерам выборок в табл. 2 и 4)

Первая выборка	Вторая выборка	$r_{\text{корр}}$	Вывод о силе корреляции	Вывод о значимости корреляции	
Психологическая дихотомия «экстраверсия – интроверсия»					
Мужчины	Женщины	+0,9428	сильная	$p < 0,001$	очень высоко значимая
7	8	+0,7043	сильная	$p < 0,001$	очень высоко значимая
5	6	+0,7215	сильная	$p < 0,001$	очень высоко значимая
9	10	+0,6632	средняя	$p < 0,01$	высоко значимая
7	5	+0,7059	сильная	$p < 0,001$	очень высоко значимая
7	9	+0,5941	средняя	$p < 0,01$	высоко значимая
5	9	+0,7634	сильная	$p < 0,001$	очень высоко значимая
8	6	+0,7100	сильная	$p < 0,001$	очень высоко значимая
8	10	+0,7207	сильная	$p < 0,001$	очень высоко значимая
6	10	+0,7001	сильная	$p < 0,001$	очень высоко значимая
Психологическая дихотомия «логика – этика»					
Мужчины	Женщины	+0,7681	сильная	$p < 0,001$	очень высоко значимая
7	8	+0,9170	сильная	$p < 0,001$	очень высоко значимая
5	6	+0,9177	сильная	$p < 0,001$	очень высоко значимая
9	10	+0,7824	сильная	$p < 0,001$	очень высоко значимая
7	5	+0,8125	сильная	$p < 0,001$	очень высоко значимая
7	9	+0,8843	сильная	$p < 0,001$	очень высоко значимая
5	9	+0,9178	сильная	$p < 0,001$	очень высоко значимая
8	6	+0,8850	сильная	$p < 0,001$	очень высоко значимая
8	10	+0,8824	сильная	$p < 0,001$	очень высоко значимая
6	10	+0,7597	сильная	$p < 0,001$	очень высоко значимая
Психологическая дихотомия «сенсорика – интуиция»					
Мужчины	Женщины	+0,8642	сильная	$p < 0,001$	очень высоко значимая
7	8	+0,8530	сильная	$p < 0,001$	очень высоко значимая
5	6	+0,9610	сильная	$p < 0,001$	очень высоко значимая
9	10	+0,8019	сильная	$p < 0,001$	очень высоко значимая
7	5	+0,7100	сильная	$p < 0,001$	очень высоко значимая
7	9	+0,6715	средняя	$p < 0,01$	высоко значимая
5	9	+0,8726	сильная	$p < 0,001$	очень высоко значимая
8	6	+0,8494	сильная	$p < 0,001$	очень высоко значимая
8	10	+0,7390	сильная	$p < 0,001$	очень высоко значимая
6	10	+0,9118	сильная	$p < 0,001$	очень высоко значимая
Психологическая дихотомия «рациональность – иррациональность»					
Мужчины	Женщины	+0,9489	сильная	$p < 0,001$	очень высоко значимая
7	8	+0,7028	сильная	$p < 0,001$	очень высоко значимая
5	6	+0,6237	средняя	$p < 0,01$	высоко значимая
9	10	+0,6726	средняя	$p < 0,01$	высоко значимая
7	5	+0,6589	средняя	$p < 0,01$	высоко значимая
7	9	+0,5383	средняя	$p < 0,05$	значимая
5	9	+0,7767	сильная	$p < 0,001$	очень высоко значимая
8	6	+0,6727	средняя	$p < 0,01$	высоко значимая
8	10	+0,5960	средняя	$p < 0,01$	высоко значимая
6	10	+0,4744	умеренная	$p < 0,05$	значимая

В заключение рассмотрим, как выглядят данные по отдельным психологическим дихотомиям (ПД) в виде графиков на диаграмме. Как видно из графиков, представленных на рис. 1-4 (здесь, равно как и в табл. 5, в использованных выборках: мужчин – 2556, женщин – 518, мужчин-техников 281 и женщин-техников – 80. Остальные выборки по объему совпадают с данными,

указанными в разделе «Материал и методы»), по всем ПД, кроме ПД «рациональность – иррациональность» (см. рис. 4) для всех представленных выборок наблюдается унимодальное распределение. (Не представлены выборки по профессиональным пилотам и диспетчерам УВД, а также студентам-пилотам и студентам-диспетчерам, но они тоже унимодальны, и эти категории

специалистов входят в общее количество мужчин либо женщин. Для краткости, студенты-представители гуманитарных профессий из СПбГУ ГА и ИФИЯМ ИГУ обозначены как «гуманитарии», представители наземного технического персонала – как «техники», а организаторы перевозок и члены кабинного экипажа – как «сервис»). На данных графиках левые их части (значения от 0 до 0,5) относятся к «интроверсии», «этике», «интуиции» и «иррациональности», а правые части (значения от 0,5 до 1) относятся к «экстраверсии», «логике», «сенсорике» и «рациональности» (Introversion, Fühlen, Intuition, Irrationalität и Extraversion, Denken, Empfinden, Rationalität, соответственно у С. G. Jung).

Бимодальное распределение на рис. 4, объясняется иным, нежели в соционике традиционной [4], подходом к ее определению, ибо у Юнга эта ПД не является независимой, так как является дихотомией не психических функций и установок, а пар психических функций [3].

Уже из рис. 1-4 очевидно, что распределения выраженности той или иной ПД в СМЧ для различных выборок весьма схожи. Еще сильнее это подтверждается представленными в табл. 5 корреляционными зависимостями. По ПД «логика – этика» корреляции между всеми выборками являются сильными ($r_{\text{корр}} > 0,7$) и очень высоко значимыми ($p < 0,001$). Необходимо отметить, что более всего из общих закономерностей выбивается группа «сервис». По ПД «экстраверсия – интроверсия» единственные просто высоко значимые ($p < 0,01$) корреляция средней силы ($0,5 < r_{\text{корр}} < 0,7$) имеют место между выборками «сервис» мужчин и женщин, а также мужчин из выборок «гуманитарии» и «сервис», а остальные – сильные и очень высоко значимые.

Точно такая же ситуация в последней паре выборок и по ПД «сенсорика – интуиция» и по ПД «рациональность – иррациональность», где корреляция с трудом дотянула до средней и значимой ($p < 0,05$). Наконец, по ПД «рациональность – иррациональность» вообще наблюдаются относительно наиболее слабые менее значимые корреляции между почти всеми выборками, а между выборками женщин «техники» и «сервис» имеется лишь значимая ($p < 0,05$) умеренная ($0,3 < r_{\text{корр}} < 0,5$) корреляция. Из табл. 3 очевидно, что наиболее сильно такие психологические качества, как «логика» и «сенсорика», выражены у «пилотов». Это вполне соответствует теоретическим предпосылкам, поскольку именно относительное преобладание таких качеств, как «логика» и «сенсорика», согласно [17], является предпочтительным для операторских профессий. Но даже у «гуманитариев» эти психологические качества выражены чуть сильнее, чем соответственно «этика» и «интуиция», пик приходится на значения выраженности данных качеств в СМЧ на уровне 0,45-0,6 (см. рис. 2 и рис. 3).

Выводы

Анализ итогов проведенного исследования показал, что по результатам использованных нами социониче-

ских психодиагностических методик принципиальных различий по половому признаку не выявлено. Даже по соционическим портретам достоверные различия носят не половой, а профессиональный характер. Это вполне подтвердило предсказанное Aušra Augustinavičiūtė в работе [4] отсутствие различий в распределении ТИМ по половому признаку, но несколько противоречит теории Юнга [3], утверждавшего преобладание у женщин такой психологической функции, как «этика», поскольку как раз по ПД «логика – этика» («Denken – Fühlen» – у Юнга) наблюдается наиболее сильная и очень высоко значимая корреляция между всеми рассмотренными в настоящем исследовании выборками.

Анализ результатов, полученных нами в исследованиях, описанных в данной статье и в нашей работе [9] (а также анализ ряда отечественных и зарубежных источников по проблематике половых различий [20-24]), приводит к выводу, что для повышения надежности ППО необходимо провести исследования различий в выраженности требуемых ПВК у авиационных специалистов, особенно лиц операторских профессий, не по критерию пола, а в соответствии с идентифицируемым гендерным типом личности испытуемого.

Благодарности

Авторы выражают искреннюю благодарность магистру психологии В.С. Каменской за помощь в организации эксперимента и сборе психодиагностических данных на базе Института филологии, иностранных языков и медиакоммуникации Иркутского государственного университета.

Библиографический список

1. Алякринский Б.С. Основы авиационной психологии. М.: Воздушный транспорт, 1985. 315 с.
2. Keipiński A. Melancholy. Kraków: Wydawnictwo Literackie, 2014. 352 s.
3. Jung C.G. Psychological Types. Princeton, NJ: Princeton University Press, 1976. 634 p.
4. Аугустинавичюте А. Соционика. М.: Черная белка, 2016. 464 с.
5. Ариничева О.В., Малишевский А.В., Власов Е.В. Экипаж самолета: ресурсы взаимодействия // Мир транспорта. 2016. № 1 (62). С. 220-231. URL: <https://elibrary.ru/item.asp?id=25963838>
6. Малишевский А.В. Интертипные отношения в экипаже // Мир транспорта. 2017. № 3 (70). С. 222-233. URL: <https://elibrary.ru/item.asp?id=30599301>
7. Малишевский А.В. Исследование возможностей использования интертипных отношений в целях оценки эффективности взаимодействия в экипаже воздушного судна // Транспорт: наука, техника, управление. 2017. № 6. С. 37-41. URL: <https://elibrary.ru/item.asp?id=29298899>
8. Ариничева О.В., Малишевский А.В. Исследование качества тестовых методик оценки конфликтного пове-

дения для целей совершенствования профессионального психологического отбора авиационного персонала // Качество и жизнь. 2020. № 2. С. 90-96. DOI: 10.34214/2312-5209-2020-26-2-90-96

9. Ариничева О.В., Зюба Т.В., Малишевский А.В. Влияние половых различий на надежность профессионального психологического отбора авиационных специалистов // Надежность. 2020. Т. 20, № 1. С. 39-46. DOI: 10.21683/1729-2646-2020-20-1-39-46

10. Руководство по психологическому обеспечению отбора, подготовки и профессиональной деятельности летного и диспетчерского состава гражданской авиации Российской Федерации. М.: Воздушный транспорт, 2001. 279 с.

11. Руководство по профессиональному психофизиологическому отбору в гражданской авиации / под ред. И.В. Ряполова. М.: Воздушный транспорт, 1986. 102 с.

12. Ариничева О.В., Малишевский А.В. Недостатки существующего профессионального отбора пилотов и проблема его совершенствования // Транспорт: наука, техника, управление. 2016. № 6. С. 41-51. URL: <https://elibrary.ru/item.asp?id=26254884>

13. Малишевский А.В., Ариничева О.В., Бровкин П.Е. Исследование отдельных профессионально важных качеств пилота // Вестник Санкт-Петербургского государственного университета гражданской авиации. 2011. № 1 (2). С. 13-19. URL: <https://elibrary.ru/item.asp?id=37290539>

14. Малишевский А.В. Некоторые вопросы совершенствования соционической психодиагностики авиационного персонала // Транспорт: наука, техника, управление. 2017. № 2. С. 23-30. URL: <https://elibrary.ru/item.asp?id=28422669>

15. Ариничева О.В., Малишевский А.В., Шкунтик М.С. Актуальные вопросы снижения негативного влияния человека на надежность авиационной системы // Проблемы безопасности полетов. 2018. № 12. С. 24-35. URL: <https://elibrary.ru/item.asp?id=37283956>

16. Arinicheva O.V., Lebedeva N.A., Malishevskii A.V. Sociomics aspects of the human factor in aviation // Revista Espacios. 2020. Vol. 41. No 21. P. 391-407. URL: <http://www.revistaespacios.com/a20v41n21/a20v41n21p30.pdf>

17. Лейченко С.Д., Малишевский А.В., Михайлик Н.Ф. Человеческий фактор в авиации. В 2 т. Т. 2. СПб.: Санкт-Петербургский государственный университет гражданской авиации; Кировоград: Государственная летная академия Украины, 2006. 512 с.

18. Ариничева О.В., Малишевский А.В. Психодиагностика – один из инструментов управления ресурсами экипажа воздушного судна // Научный вестник Московского государственного технического университета гражданской авиации. 2014. № 1 (199). С. 117-125. URL: <https://www.elibrary.ru/item.asp?id=21066600>

19. Лейченко С.Д., Малишевский А.В., Михайлик Н.Ф. Человеческий фактор в авиации. В 2 т. Т. 1. СПб.: Санкт-Петербургский государственный университет гражданской авиации; Кировоград: Государственная летная академия Украины, 2006. 480 с.

20. Dillon K.M., Wolf E., Katz H. Sex roles, gender, and fear // The Journal of Psychology. 1985. Vol. 119. Issue 4. P. 355-359. DOI: 10.1080/00223980.1985.9915454

21. Fowler S.L., Rasinski H.M., Geers A.L., Helfer S.G., France C.R. Concept priming and pain: an experimental approach to understanding gender roles in sex-related pain differences // Journal of Behavioral Medicine. 2011. Vol. 34. Issue 2. P. 139-147. DOI: 10.1007/s10865-010-9291-7

22. Muris P., Meesters C., Knoops M. The relation between gender role orientation and fear and anxiety in nonclinic-referred children // Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology. 2005. Vol. 34. Issue 2. P. 326-332. DOI: 10.1207/s15374424jccp3402_12

23. Колос Ю.В., Данилова М.В. Взаимосвязь самоактуализации и эмоционально-личностных характеристик у студентов // Научные исследования выпускников факультета психологии СПбГУ. 2013. Т. 1. № 1. С. 115-122. URL: <https://elibrary.ru/item.asp?id=20255612>

24. Азарных Т.Д. Посттравматические стрессы, женский пол и гендер // Вестник Костромского государственного университета им. Н.А. Некрасова. Серия: Педагогика. Психология. Социальная работа. Ювенология. Социокинетика. 2014. Т. 20. № 3. С. 160-164. URL: <https://elibrary.ru/item.asp?id=22287308>

Сведения об авторах

Ольга Викторовна Ариничева – кандидат технических наук, доцент кафедры «Летная эксплуатация и безопасность полетов в гражданской авиации» ФГБОУ ВО «Санкт-Петербургский государственный университет гражданской авиации». Адрес: ул. Пилотов, д. 38, Санкт-Петербург, Российская Федерация, 196210, e-mail: 2067535@mail.ru

Алексей Валерьевич Малишевский – кандидат технических наук, доцент, доцент кафедры «Летная эксплуатация и безопасность полетов в гражданской авиации» ФГБОУ ВО «Санкт-Петербургский государственный университет гражданской авиации». Адрес: ул. Пилотов, д. 38, Санкт-Петербург, Российская Федерация, 196210, e-mail: 9909395@bk.ru

Вклад авторов в статью

Ариничева О.В. Обзор и анализ существующего состояния рассматриваемой проблемы, сбор психодиагностических данных для статистической обработки. Теоретическая составляющая работы. Обработка полученных результатов.

Малишевский А.В. Обзор и анализ существующего состояния рассматриваемой проблемы, сбор психодиагностических данных для статистической обработки. Теоретическая составляющая работы. Обработка полученных результатов.

Конфликт интересов

Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.

Информационное обеспечение системы управления техническими активами на железнодорожном транспорте

Мария А. Бубликова^{1*}, Иван П. Хохлов¹

¹АО «Научно-исследовательский и проектно-конструкторский институт информатизации, автоматизации и связи на железнодорожном транспорте», Москва, Российская Федерация

*m.bublikova@vniias.ru



Мария А.
Бубликова



Иван П. Хохлов

Резюме. Цель. ОАО «РЖД», являясь одной из крупнейших и передовых компаний России, активно внедряет и использует в своей деятельности лучшие практики по управлению активами и рисками. В 2010 г. на железнодорожном транспорте началась разработка проекта по управлению ресурсами, рисками и надежностью на стадиях жизненного цикла (УРРАН), который в настоящее время продолжает развиваться. Целями статьи являются: сделать обзор задач по управлению активами, охватываемых проектом УРРАН; осветить рынок IT-инструментов для решения аналогичных задач; представить результаты работы по автоматизации в проекте УРРАН, реализованном в ОАО «РЖД» с учетом международного опыта и особенностей компании. **Методы.** При написании статьи проведены как эмпирические, так и теоретические исследования. Проанализирована совокупность нормативно-методических документов проекта УРРАН, общедоступная информация о существующих в мире программных продуктах, позволяющих решать задачи управления активами, а также программная документация на автоматизированную систему ЕКП УРРАН. Проанализированы функциональные возможности и технические решения, использованные при разработке данной автоматизированной системы. Проведена оценка результатов внедрения и практического применения ЕКП УРРАН в филиалах ОАО «РЖД» и их структурных подразделениях. **Результаты.** Для целей управления активами используют автоматизированные системы типа EAMS (Enterprise Asset Management System – корпоративная система управления активами), специально разработанные для нужд конкретной организации или тиражируемые «коробочные» системы, например, рассмотренные в статье SAP ERP, IBM MAXIMO, ABB Ability™ и Simeo™. ЕКП УРРАН реализует единое информационное пространство, которое является средством поддержки принятия решений для системы управления активами, так как обладает необходимыми нормативно-методическим обеспечением и программно-аппаратными средствами, предназначенными для комплексного управления ресурсами и процессами с целью эффективного предоставления услуг железнодорожного транспорта. В перспективе ЕКП УРРАН планируется как часть Цифровой платформы управления рисками и безопасностью движения, внедряемой в холдинге «РЖД», и будет содержать модули, реализующие динамические модели предиктивной аналитики для прогнозирования нежелательных событий на инфраструктуре и подвижном составе, которые могут привести к нарушениям безопасности движения. **Выводы.** Дальнейшее развитие ЕКП УРРАН в ближайшей перспективе позволит получить на всех уровнях управления компанией эффективный инструмент, позволяющий в условиях ресурсных ограничений обеспечить принятие обоснованных управленческих решений и реализовать рациональное распределение инвестиций. ЕКП УРРАН – это актив ОАО «РЖД», предназначенный для работы с ним руководителей и специалистов различных подразделений ОАО «РЖД», который может быть реализован как отдельный IT-продукт для создания и внедрения системы управления активами на различных предприятиях железнодорожной отрасли.

Ключевые слова: управление активами, автоматизированная система, надежность, риск, железнодорожный транспорт.

Формат цитирования: Бубликова М.А., Хохлов И.П. Информационное обеспечение системы управления техническими активами на железнодорожном транспорте // Надежность. 2021. №1. С. 55-64. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2021-21-1-55-64>

Поступила 19.01.2021 г. / После доработки 01.02.2021 г. / К печати 22.03.2021 г.

Введение

ОАО «РЖД», являясь одной из крупнейших и передовых компаний России, активно внедряет и использует в своей деятельности лучшие практики по управлению активами и рисками [1, 2]. При этом необходимо понимать, что система железнодорожного транспорта является не только многоотраслевой, но и многоуровневой. Для каждого комплекса или хозяйства характерны самостоятельные управленческие цели и задачи, а также наличие внутренних и внешних связей, что порождает большое количество информации и информационно-управляющих потоков, которые циркулируют как между уровнями системы по вертикали, так и по горизонтали, охватывая соответствующие территориально распределенные предприятия смежных служб, дирекций.

Основываясь на международном опыте, а также учитывая особенности ОАО «РЖД», и была начата разработка проекта по управлению ресурсами, рисками и надежностью на стадиях жизненного цикла (УРРАН), который в настоящее время продолжает развиваться.

Методическая реализация проекта УРРАН началась в 2011 году и непрерывно совершенствуется, впитывая в себя приобретаемый опыт и учитывая бурное развитие технологий.

В рамках этого проекта внедрена технология комплексного управления эксплуатационной надежностью и безопасностью функционирования объектов железнодорожного транспорта, которая сформирована из трех взаимосвязанных составляющих:

- методология управления техническим содержанием объектов железнодорожного транспорта, деятельностью структурных подразделений, надежностью и безопасностью перевозочного процесса на основе оценки рисков;
- нормативно-методическая база системы;

- информатизация процессов съема и обработки данных, управления техническими активами, автоматизация всех нормативно-методических документов, разработанных в рамках проекта УРРАН.

На рис. 1 представлены основные вехи развития проекта УРРАН – от создания концепции до получения работоспособной информационной системы.

Разработанная в рамках проекта УРРАН нормативно-методическая база включает в себя более 150 нормативно-методических документов, регулирующих различные аспекты управления активами и деятельности филиалов ОАО «РЖД» – это и ГОСТ, и ГОСТ Р, и отраслевые стандарты (СТО), и методики. Документы охватывают:

- инфраструктурный комплекс (комплексы пути и сооружений, автоматики и телемеханики, электрификации и электроснабжения, связи);
- подвижной состав (локомотивный, моторвагонный комплексы; вагонный комплекс);
- дополнительные задачи в области пожарной, экологической безопасности и охраны труда, обеспечении безопасности движения поездов.

Методология и наработки проекта УРРАН неоднократно освещались на страницах журнала «Надежность», например [3, 4, 5, 6, 7].

Как отмечено в [1], внедрение системы управления активами невозможно без внедрения IT-инструментов. Как правило, для целей управления активами используют автоматизированные системы типа EAMS¹. Такие системы могут быть как специально разработанными для нужд конкретной организации, так и тиражируемыми «коробочными» системами. В мире разработано

¹ EAMS (Enterprise Asset Management System) – корпоративная система управления активами.

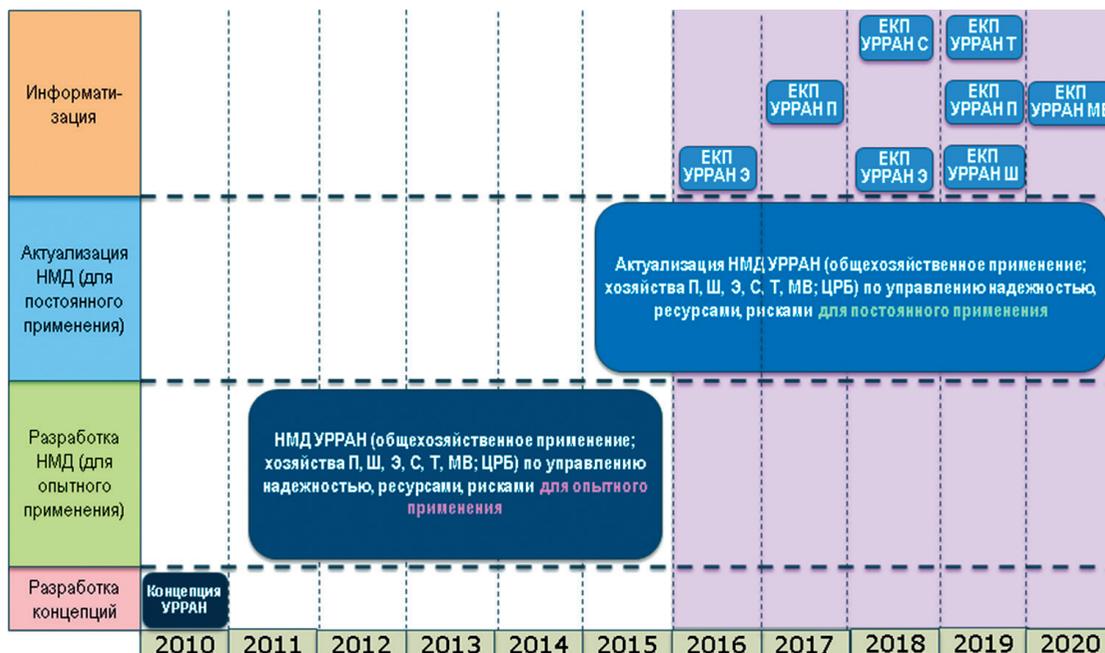


Рис. 1. История развития проекта УРРАН

множество таких систем. Отметим основные из них, применяемые в железнодорожной отрасли.

1. SAP ERP – самый известный программный продукт для планирования ресурсов предприятия, разработанный компанией SAP SE (Германия). Внедрение модуля SAP ERP включает в себя разработку и внедрение следующих процессов:

- ведение нормативно-справочной информации (НСИ);
- проведение капитальных и текущих ремонтов;
- годовое планирование ремонтов;
- оперативное планирование;
- выполнение работ и учет фактических затрат;
- управление техническим обслуживанием.

Функциональный объем программного решения включает:

- автоматизацию ведения данных по оборудованию (технические места, единицы оборудования, его классификация, спецификация технических объектов и т.п.);
- паспортизацию оборудования;
- ведение баз данных по нормативам и каталогам технического обслуживания и ремонта оборудования (ТОРО);
- расчет потребностей в материалах, агрегатах, запасных частях и обеспечение формирования заявок на их закупку в необходимых количествах и ассортименте;
- учет и контроль выполнения ремонтных работ, в т.ч. контроль выполнения проведенных ремонтов, подтверждения фактического количества часов, затраченных на проведение ремонтных работ, отпуск материалов и пр.;
- управление закупками (составление графиков закупок для обеспечения своевременной поставки материалов и запчастей для ремонта и технического обслуживания оборудования);
- планирование численности персонала и иных видов материальных ресурсов, необходимых для ТОРО;
- эффективное распределение и корректировка затрат на ремонт по выбранным показателям (структурное подразделение, определенный период времени).

Данный программный продукт используют такие железнодорожные предприятия, как IrishRail (Ирландия), Infrabel (Бельгия).

2. Maximo Asset Management – программное решение компании IBM (США), созданное специально для управления всеми типами активов независимо от их местонахождения. В системе IBM MAXIMO можно выделить 6 взаимосвязанных функциональных блоков, которые позволяют реализовать полный цикл обслуживания и управления активами предприятия:

- управление активами (Asset management);
- управление снабжением (Procurement management);
- управление договорами (Contract management);
- управление материальными запасами (Material management);
- управление работами (Work management);
- управление сервисами (Service management).

Данную систему используют Network Rail (Англия), Trafikförvaltningen (Stockholm Public Transport Administration, Швеция).

3. ABB Ability™ (ELLIPSE) – программное решение по автоматизации производств компании ABB (Швейцария, Швеция) позволяет оптимизировать управление производственными процессами, увеличить энергосбережение и производительность (снижение эксплуатационных расходов, увеличение срока службы оборудования, повышение надежности и оперативности реагирования)¹.

Данное программное обеспечение применяет также Network Rail (Англия).

4. Программный комплекс Simeo™ от консалтинговой компании Oxand содержит в своей базе данных нормативно-справочную информацию о более чем 600 видов активов, анализ 70 000 км инфраструктуры железных дорог и более чем 40 млн м² недвижимости. В системе реализован модуль поддержки принятия решений с использованием накопленных статистических данных по различным видам технических активов за 15 лет. Основными ключевыми показателями при принятии решений являются показатели RAMS.

И все же большинство организаций железнодорожного транспорта предпочитает программное обеспечение для управления активами, разработанное индивидуально. Таким путем пошли ADIF (Испания), VAYLA (Финляндия), ÖBB (Австрия), а также ОАО «РЖД».

С учетом того, что обширная нормативно-методическая база проекта УРРАН предусматривает сбор большого объема статистических данных, а также проведение множества расчетов с большими объемами данных для различных объектов (активов) и структурных предприятий хозяйств, в ОАО «РЖД» проводится интенсивная автоматизация этих нормативно-методических документов на базе Единой Корпоративной Платформы УРРАН (ЕКП УРРАН). В настоящее время автоматизировано около 35% всех документов (в основном по анализу надежности, оценке рисков и деятельности структурных подразделений, а также планированию ремонтов и оценке стоимости жизненного цикла).

1. Архитектура ЕКП УРРАН

Цель создания системы УРРАН – реализация адаптивного управления техническим содержанием объектов железнодорожного транспорта на стадиях жизненного цикла или технологическими процессами на основе соблюдения критериев надежности, безопасности и экономической эффективности функционирования с применением риск-ориентированного подхода.

Основные процессы, реализованные в ЕКП УРРАН:

- сбор и обработка информации по отказам, предотказным состояниям и критическим параметрам объектов железнодорожного транспорта;
- оценка износа, остаточного ресурса и предельного состояния объектов инфраструктуры железнодорожного транспорта;

¹ URL: <https://new.abb.com/cpm/production-optimization/eam-enterprise-asset-management-systems> (дата обращения 17.01.2021)

- нормирование показателей надежности и безопасности объектов железнодорожного транспорта;
- анализ и прогнозирование фактических показателей надежности и безопасности объектов железнодорожного транспорта;
- оценка рисков, связанных с надежностью технических средств, нарушениями безопасности движения, профессиональными рисками и пожарными рисками;
- оценка стоимости жизненного цикла объектов инфраструктуры железнодорожного транспорта;
- оценка деятельности подразделений ОАО «РЖД» с учетом результатов их работы по обеспечению надежности и безопасности эксплуатируемых объектов;
- обеспечение поддержки управленческих решений, в том числе по планированию ремонтов, управлению ресурсами, направленными на техническое содержание.

ЕКП УРРАН содержит шесть функционально законченных технических систем (в дальнейшем Систем) и двух обеспечивающих, а именно:

Технические системы:

- Единая корпоративная платформа управления ресурсами, рисками и надежностью на стадиях жизненного цикла на железнодорожном транспорте в хозяйстве пути и сооружений (ЕКП УРРАН П);
- Единая корпоративная платформа управления ресурсами, рисками и надежностью на стадиях жизненного цикла объектов железнодорожной автоматики и телемеханики (ЕКП УРРАН Ш);
- Единая корпоративная платформа управления ресурсами, рисками и надежностью на этапах жизненного цикла на железнодорожном транспорте в хозяйстве электрификации и электроснабжения (ЕКП УРРАН Э);
- Единая корпоративная платформа управления ресурсами, рисками и надежностью на стадиях жизненного цикла в хозяйстве связи (ЕКП УРРАН С);

- Единая корпоративная платформа управления ресурсами, рисками и надежностью на стадиях жизненного цикла в локомотивном комплексе (ЕКП УРРАН Т);
 - Единая корпоративная платформа управления ресурсами, рисками и надежностью на стадиях жизненного цикла в моторвагонном комплексе (ЕКП УРРАН МВ).
- Обеспечивающие системы:

– Единая база данных результатов расчетов показателей надежности и функциональной безопасности, оценки рисков для комплексной оценки состояния инфраструктуры и подвижного состава; представляет собой систему управления базой данных (СУБД) и обеспечивает:

- а) хранение основных характеристик объектов железнодорожного электроснабжения, верхнего строения железнодорожного пути, железнодорожной электросвязи, железнодорожной автоматики и телемеханики, данных по локомотивам и моторвагонному подвижному составу;
- б) хранение данных о произошедших с объектом железнодорожного электроснабжения, верхнего строения железнодорожного пути, железнодорожной электросвязи, системы железнодорожной автоматики и телемеханики, локомотивом и моторвагонным подвижным составом авариях, отказах и инцидентах;
- в) хранение данных о выполненных ремонтах, полученных из смежных систем;
- г) хранение введенных пользователем данных о стоимости жизненного цикла;
- д) хранение данных по рассчитанным показателям надежности (фактическим и нормативным);
- е) хранение нормативно-справочной информации.

– Модули взаимодействия с внешними автоматизированными системами; предназначены для обеспечения сбора и обработки первичной информации из смежных систем, на основе которых осуществляется расчет фактических и нормативных показателей надежности,

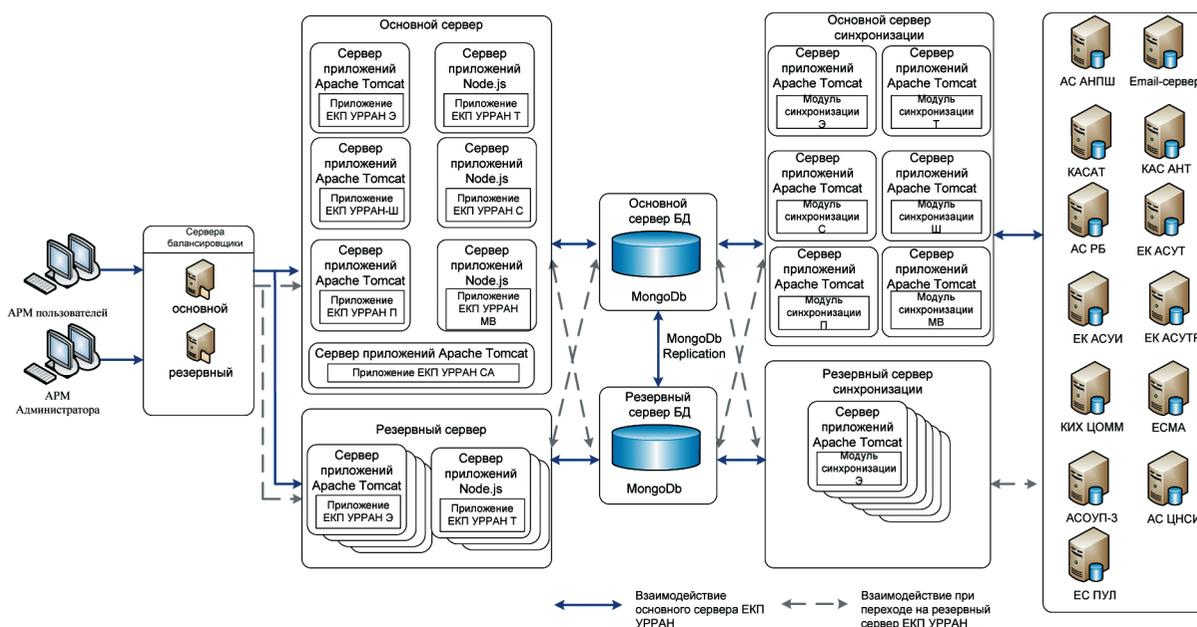


Рис. 2. Функциональная структура ЕКП УРРАН

оценка и мониторинг уровней рисков, оценка остаточного ресурса, оценка профессиональных рисков, оценка и мониторинг уровней пожарных рисков, балльная оценка деятельности структурных подразделений хозяйств, формирование планов капитального ремонта.

Функциональная структура ЕКП УРРАН приведена на рис. 2.

ЕКП УРРАН содержит два сервера балансировщика (основной и резервный), основной и резервный серверы (хосты), в которых размещены виртуальные серверы приложений, а также виртуальные серверы баз данных. Кроме того, ЕКП УРРАН включает в себя основной и резервный серверы синхронизации (см. рис. 2).

Серверы балансировщиков автоматически переключают запросы с одного сервера приложений на другой в случае отказа одного из них.

На каждом сервере приложений устанавливаются средства виртуализации.

Под каждое приложение (ЕКП УРРАН Э, ЕКП УРРАН П, ЕКП УРРАН С, ЕКП УРРАН Т, ЕКП УРРАН Ш, ЕКП УРРАН МВ) настраивается свой виртуальный сервер приложений на Apache Tomcat или Node.js.

Базы данных разворачиваются на отдельных серверах.

Модули синхронизации (ЕКП УРРАН Э, ЕКП УРРАН П, ЕКП УРРАН С, ЕКП УРРАН Т, ЕКП УРРАН Ш, ЕКП УРРАН МВ) настраиваются на отдельных виртуальных серверах на Apache Tomcat.

Программное обеспечение серверов приложений реализовано с использованием клиент-серверных технологий. Доступ пользователей осуществляется посредством Web-браузера.

Автоматизированное рабочее место (АРМ) пользователя и АРМ администратора представляют собой одно web-приложение с разными настройками прав доступа, предназначенное для организации взаимодействия Системы с администраторами и пользователями.

Модули синхронизации реализуют взаимодействие ЕКП УРРАН со многими основными системами ОАО «РЖД» сетевого уровня:

1) Автоматизированной системой Централизованной нормативно-справочной информации (АС ЦНСИ) в части получения данных из общеотраслевых справочников и классификаторов.

2) Комплексной автоматизированной системой учета, контроля устранения отказов в работе технических средств и анализа их надежности (КАСАНТ) в части получения данных по отказам технических средств.

3) Комплексной автоматизированной системой учета, расследования и анализа случаев технологических нарушений (КАСАТ) в части получения данных по технологическим нарушениям.

4) Автоматизированной системой управления безопасностью движения (АС РБ) в части получения информации по нарушениям безопасности движения.

5) Автоматизированной системой статистического анализа показателей надежности и прескриптивного управления процессами хозяйства автоматики и теле-

механики (АС АНПШ) в части получения данных по объектам железнодорожной автоматики и телемеханики и их основным характеристикам.

6) Единой корпоративной автоматизированной системой управления инфраструктурой (ЕК АСУИ) в части получения данных по объектам хозяйства электрификации и электроснабжения, хозяйства пути и сооружений, а также инцидентам с этими объектами.

7) Единой системой мониторинга и администрирования сетей связи ОАО «РЖД» (ЕСМА) в части:

а) получения данных об устройствах железнодорожной электросвязи, листах регистрации инцидентов, по техническому обслуживанию;

б) передачи в ЕСМА данных о нормированных и фактических показателях надежности технических средств железнодорожной электросвязи, о рисках (матрицы рисков), об интегральной оценке деятельности структурных подразделений.

8) Корпоративным информационным хранилищем системы централизованной обработки маршрута машиниста (КИХ ЦОММ) в части получения данных об объемах выполненной работы локомотивом и моторвагонным подвижным составом.

9) Единой корпоративной автоматизированной системой управления локомотивным комплексом (ЕК АСУТ) в части получения данных о количестве ремонтов локомотивов, случаях срабатывания барьерных функций.

10) Автоматизированной системой оперативного управления перевозками нового (третьего) поколения (АСОУП-3) в части получения данных о количестве ремонтов локомотивов и МВПС, случаях срабатывания барьерных функций для локомотивного депо.

11) Единой корпоративной системой управления трудовыми ресурсами (ЕК АСУТР) в части получение информации о несчастных случаях в эксплуатационных локомотивных депо и среднесписочном количестве машинистов.

12) Единой системой пономерного учета локомотивов (ЕС ПУЛ) в части получения данных по инвентарному парку МВПС.

Фактически ЕКП УРРАН сформирована в виде четырехслойной архитектуры. *Нижний слой* – источники данных (автоматизированные системы КАСАНТ, КАСАТ, ЕКАСУИ, АСРБ, ЕСМА, АС ЦНСИ, АС АНПШ, ЕК АСУТ и др.). *Второй слой* – слой интеграции, содержит модули интеграции данных. *Третий слой* – это хранилища данных. Включает в себя базы данных, агрегирующие функции и вычислительный конвейер для агрегации данных. *Четвертый – центральный слой*. Это слой аналитики, который реализует методологию системы УРРАН.

2. Технические решения применяемые в ЕКП УРРАН

В ЕКП УРРАН используются технологии обработки больших данных (Big Data).

Уровень хранения данных в Системе построен на основе современной документоориентированной СУБД MongoDB.

Перечень и описание программ, установленных на технических средствах программно-технического комплекса ЕКП УРРАН, приведен в табл. 1.

Табл. 1. Программное обеспечение ЕКП УРРАН

Наименование	Назначение
CentOS	Операционная система
VMWare	Средство виртуализации
MongoDB	СУБД
Apache Tomcat 8.5 / Node.js 12	Сервер приложений
Keepalived	Отслеживание работоспособности серверов и переключение на резервный сервер
Нарпоху	Балансировка нагрузки для ТСП и HTTP-приложений, посредством распределения входящих запросов на несколько обслуживающих серверов

Ролевая модель системы предусматривает следующие категории пользователей, а также разграничение прав и полномочий конечных пользователей:

1) Администраторы, к которым относятся:

- пользователи с ролью «Администратор»; имеют возможность выполнять добавление пользователей в ЕКП УРРАН, а также все операции на всех уровнях организационной иерархии и имеют доступ ко всем подсистемам ЕКП УРРАН;

- *технические администраторы* – обслуживание и сопровождение программно-технического комплекса, установка обновлений.

2) Технологические пользователи, к которым относятся:

- пользователи с ролью «Редактор НСИ»; могут выполнять все операции на всех уровнях организационной иерархии и имеют доступ ко всем разделам ЕКП УРРАН, кроме «Администрирование»;

- пользователи с ролью «Информационный пользователь»; имеют возможность, в зависимости от уровня доступа, формирования параметров для расчетов во всех подсистемах, формирования и печати отчетов, просмотр НСИ;

- пользователи с ролью «Технологический пользователь»; имеют возможность, в зависимости от уровня доступа, формирования параметров для расчетов во всех подсистемах, формирования и печати отчетов, просмотр НСИ, а также ввода необходимых первичных данных;

- пользователи с ролью «Руководитель подразделения»; имеют возможность согласовывать и утверждать отчеты, а также формировать параметры для расчетов во всех подсистемах, формирования и печати отчетов.

3. Использование ЕКП УРРАН

Необходимо отметить широкое применение функциональности ЕКП УРРАН в хозяйственной деятельности филиалов и подразделений ОАО «РЖД». Так с применением ЕКП УРРАН организованы работы по повышению надежности технических средств на основе целевых показателей, рассчитанных путем нормирования по методологии УРРАН для оптимизации ресурсного обеспечения при планировании мероприятий по повышению надежности технических средств.

Расчет нормируемых показателей надежности по методологии УРРАН проводится ежегодно, их нормированные значения в установленном порядке утверждаются в 4 квартале отчетного года как целевые показатели на следующий год.

Отчеты и аналитика



Отчёт по показателям надежности технических средств по Транснефть за период 1 июля 2020 г. - 31 авг. 2020 г. по отказам КАСАНТ 1 и 2 категории

Дирекция	Коэффициенты готовности ^{10⁻¹}			Интенсивность отказов, 1/мес			Время восстановления (на один отказ), час			Потери от отказов технических средств, поездо-час						Количество отказов технических средств, ед.					
	допуст.	факт.	±%	допуст.	факт.	±%	допуст.	факт.	±%	за 01.07.20 - 31.08.20			с начала года			за 01.07.20 - 31.08.20			с начала года		
										2019	2020	±%	2019	2020	±%	2019	2020	±%	2019	2020	±%
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22
ОКТ	9,680	9,625	-0,57	13,280	10,201	-23,18	2,650	2,789	+5,25	65,700	69,367	+5,58	274,467	239,967	-12,57	19	20	+5,26	63	61	-3,17
МОСК	9,670	9,976	+3,16	13,770	1,968	-85,70	2,620	0,896	-65,81	9,800	7,133	-27,21	84,750	57,767	-31,84	4	4	0,00	17	11	-35,29
ГОРЬК	9,790	9,910	+1,22	8,750	3,963	-54,71	2,920	1,679	-42,49	72,383	41,667	-42,44	180,833	115,900	-35,91	9	8	-11,11	32	23	-28,12
СЕВ	9,820	9,942	+1,24	7,530	2,963	-60,65	2,980	1,439	-51,72	36,800	61,417	+66,89	111,850	109,617	-1,82	4	6	+50,00	16	16	0,00
С.КАВ	9,770	9,955	+1,89	9,270	4,932	-46,80	2,890	0,673	-76,70	28,183	8,083	-71,32	139,867	48,300	-65,47	8	10	+25,00	47	36	-23,40
Ю.ВОСТ	9,820	9,993	+1,76	7,210	0,983	-86,37	3,000	0,542	-81,94	0,350	1,933	+452,38	35,033	9,217	-73,69	1	2	+100,00	9	6	-33,33
ПРИВ	9,880	9,947	+0,68	5,080	2,468	-51,42	3,080	1,580	-48,70	0,517	29,950	+5696,77	19,600	31,400	+60,20	1	5	+400,00	6	7	+16,67
КЕШ	9,740	9,900	+1,65	10,900	4,463	-59,06	2,800	1,646	-41,20	23,667	68,900	+191,13	172,883	136,617	-20,98	5	9	+80,00	23	27	+17,39
СВЕРД	9,740	9,923	+1,88	10,660	3,463	-67,51	2,810	1,638	-41,70	60,900	45,317	-25,59	287,717	227,233	-21,02	8	7	-12,50	24	19	-20,83
Ю.УР	9,740	9,848	+1,11	10,860	7,477	-31,15	2,800	1,503	-46,31	66,167	70,150	+6,02	185,367	132,383	-28,58	11	15	+36,36	34	40	+17,65
З.СИБ	9,670	9,828	+1,63	13,670	14,486	+5,97	2,630	0,894	-66,39	148,850	101,650	-31,71	613,833	515,783	-15,97	21	29	+38,10	50	76	+52,00

Рис. 3. Отчет о выполнении показателей надежности Дирекциями по энергообеспечению

Показатели надежности путевого хозяйства за период с 01.12.2020 по 31.12.2020. Сетевой уровень
(Объекты оценки: все объекты; категория ОТС: 1 и 2 категории)

		ОКТ	КЛНГ	МОСК	ГОРЬК	СЕВ	СКАВ	Ю-ВОСТ	ПРИВ	КБШ	СВЕРД	Ю-УР	З-СИБ	КРАС	В-СИБ	ЗАБ	ДВОСТ	СЕТЬ
Интенсивность отказов, 1/мес	норм.	5,391780	6,949950	5,444340	5,555300	4,345690	4,241300	5,110000	4,807780	4,396060	4,850120	4,252250	4,182170	2,368850	4,072670	4,091650	3,845640	4,561770
	факт.	0,887379	0,000000	0,475090	0,638309	0,453273	0,039252	0,057719	0,245405	0,669371	1,061108	0,654907	0,717565	0,350538	0,492524	1,217215	0,315519	0,568167
	+/-, %	-83,54	-100	-91,27	-86,51	-89,57	-99,07	-98,87	-94,90	-94,77	-78,12	-84,60	-82,84	-85,20	-87,91	-70,25	-91,80	-87,55
Среднее время до восстановления, ч	норм.	2,88	12,32	2,89	3,13	3,2	3,25	3,3	3,38	3,35	3,09	3,37	3,28	3,89	3,5	3,38	2,73	2,28
	факт.	1,07	0,0	1,05	0,97	1,49	2,22	0,6	1,33	0,62	0,93	1,34	0,78	0,69	5,84	1,19	1,02	1,28
	+/-, %	-62,92	-100	-63,70	-69,05	-53,40	-31,74	-81,80	-60,85	-81,38	-69,92	-60,24	-76,30	-82,36	-10,57	-64,66	-62,78	-44,04
Коэффициент готовности	норм.	0,944500	0,934100	0,944200	0,943500	0,951000	0,951600	0,946300	0,948100	0,950700	0,947900	0,951500	0,952000	0,966500	0,952700	0,952600	0,954200	0,949600
	факт.	0,998704	1,000000	0,999318	0,999154	0,999074	0,999881	0,999953	0,999555	0,999428	0,998651	0,998801	0,999237	0,999670	0,996075	0,998014	0,999561	0,999007
	+/-, %	+5,74	+7,05	+5,84	+5,90	+5,06	+5,07	+5,87	+5,43	+5,13	+5,35	+4,97	+4,96	+3,43	+4,65	+4,77	+4,75	+5,20
Интенсивность отказов, 1/мес		0,126622	0,000000	0,031653	0,049061	0,075482	0,039252	0,000000	0,000000	0,044600	0,000000	0,046728	0,113218	0,140187	0,098138	0,233710	0,000000	0,065608
Количество ОТС		28	0	15	13	12	1	1	4	15	27	14	19	5	10	26	9	199
Потери от ОТС, поездо-час		69,87	0,00	30,30	15,82	70,18	0,00	0,22	6,35	12,60	69,32	27,33	19,77	4,52	74,73	230,73	61,03	692,77
Структурные подразделения (СП)	СП в "красной зоне"	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1
	СП в "оранжевой зоне"	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	0	2
	СП в "желтой зоне"	13	0	10	11	9	1	1	4	8	15	9	13	5	8	10	6	123
	СП в "зеленой зоне"	18	1	21	9	17	24	16	12	14	10	12	13	9	10	9	22	217

СП в "красной зоне" - 3 показателя надежности хуже нормативного
СП в "оранжевой зоне" - 2 показателя надежности из 3 хуже нормативного
СП в "желтой зоне" - 1 показатель надежности из 3 хуже нормативного
СП в "зеленой зоне" - нет показателей надежности хуже нормативного

Рис. 4. Оценка показателей надежности службами пути и сооружений Дирекций инфраструктуры

По итогам отчетного года нормируемые показатели надежности по методологии УРРАН, утвержденные как целевые на год, следующий за отчетным годом, актуализируются в 1 квартале следующего года.

Целевые нормируемые показатели надежности, рассчитанные в ЕКП УРРАН, являются индикатором эффективности проведенной работы по повышению надежности технических средств и ориентиром при планировании профилактических мероприятий в условиях оптимизации их ресурсного обеспечения.

На рис. 3 и 4 представлены примеры выходных форм оценки выполнения установленных нормируемых показателей надежности в хозяйстве электрификации и электроснабжения и пути и сооружений.

Также в ЕКП УРРАН предусмотрена детализация анализа эксплуатационной надежности в целом по линейным подразделениям (дистанциям пути, дистанциям электроснабжения и т.д.) и непосредственно для

отдельных производственных активов (участков пути, контактной сети и т.д.) структурных подразделений.

В зависимости от уровня управления, на котором проводится анализ показателей надежности и безопасности функционирования, он как отдельно, так и в совокупности с оценкой рисков применяется для:

- 1) выявления наиболее часто отказывающихся объектов за определенный период (наработку);
- 2) ранжирования объектов (активов) при отборе для включения в планы реконструкции и ремонтов (рис. 5). Тут, наряду с показателями надежности, для подтверждения необходимости проведения ремонтов используется оценка остаточного ресурса объекта и выполненная оценка рисков. При этом система определит приоритетность участков, на которых следует проводить ремонт в первую очередь;
- 3) выявления объектов определенного типа с наименьшей наработкой до/между отказа(ми) (действующих, введенных в эксплуатацию, модернизированных);

Направление	Дистанция	Наименование участка	Номер пути	Расчетное значение	Присвоенный рейтинг
Москва-Юдино	ПЧ-15 ГОРЬК	БУТЫЛИЦЫ-КОНДАКОВО	1	0,49	2
		ИЛЬИЧЕВ-ТОРФОПРОДУКТ	1	0,49	2
		ТОРФОПРОДУКТ-НЕЧЕВСКАЯ	2	0,49	2
		БУТЫЛИЦЫ-КОНДАКОВО	2	0,49	2
	ПЧ-17 ГОРЬК	СЕРГАЧ-АНДОСОВО	2	0,48	2
ПЧ-15 ГОРЬК	АЛФЕРОВО-ДОБРЯТИНО	1	0,48	2	
	КОНДАКОВО-МУРОМ I	2	0,48	2	
Юдино-Екатеринбург	ПЧ-15 ГОРЬК	ДЕРЬЫШКИ-КЕНДЕРИ	2	0,47	2

Рис. 5. Ранжирование участков для назначения капитального ремонта

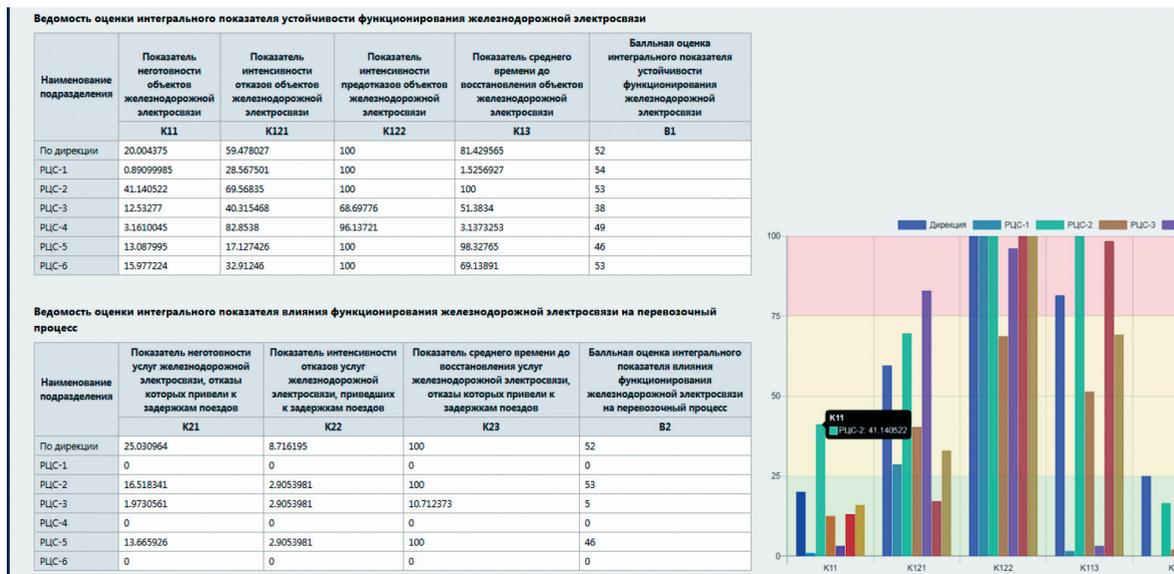


Рис. 6. Оценка влияния структурных подразделений на перевозочный процесс в хозяйстве связи

4) оценки влияния отказов объекта и оперативности их устранения на перевозочный процесс, как в табличном виде, так и в виде графиков (рис. 6);

5) сравнительной оценки эффективности деятельности структурных подразделений (рис. 7).

Оценка рисков в ЕКП УРРАН реализована в соответствии с принципами, изложенными в [4, 8], и представляет собой на выходе матрицу для выбранного вида риска по выбранному объекту оценки (рис. 8) и может быть представлена как для выбранного года, так и в разрезе нескольких лет.

В общем виде ЕКП УРРАН наряду с построением матрицы рисков представляет результат оценки риска в виде рекомендаций по одному из сценариев табл. 2, где $K = 3 \dots 15$ – масштабный коэффициент принятой шкалы риска.

4. Перспективы развития ЕКП УРРАН

Как отмечено в [6, 7], перспективным направлением развития проекта УРРАН является разработка системы интеллектуального анализа больших данных на основе технологии Data Science в части построения предиктивных динамических моделей состояния объектов инфраструктуры и подвижного состава.

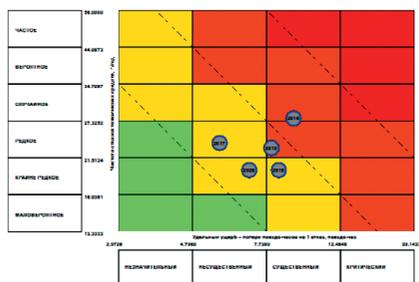
Технологии Data Science объединяют в себе работу с большим объемом входных данных для моделирования (т.е. Big Data) и машинное обучение моделей на массиве данных [9, 10, 11]. Результаты такого прогноза будут востребованы в целях гибкого управления ресурсами хозяйствующих филиалов для технического содержания объектов, а также при выработке оперативных мероприятий Ситуационным центром ОАО «РЖД» для



Рис. 7. Сравнительный рейтинг деятельности структурных подразделений хозяйства пути и сооружений по показателям надёжности и безопасности функционирования

Наименование риска	Год наблюдения	Количество отказов	Суммарные потери, поездо-часы	Суммарные потери, тыс.руб	Частота возникновения отказов технических средств, 1/год	Величина удельного ущерба (последствий) на один отказ
Задержка поездов	2016	28	259,7833	0,0000	28,0000	9,2780
	2017	24	137,9333	492,8670	24,0000	5,7472
	2018	20	168,7667	600,0767	20,0000	8,4383
	2019	23	184,1500	591,8863	23,0000	8,0065
	2020	20	139,4833	428,7886	20,0000	6,9742

Задержка поездов, Северная дорога, Все дистанции



- 2016 — Уровень риска для участка в целом на 2016 год: 259,78 поездо-час/год. Характеристика риска: риск имеет категорию «нежелательный». Рекомендации по принимаемым решениям при управлении техническим содержанием: снижение риска с данным уровнем рекомендуется, но может не выполняться по усмотрению владельца риска, если затраты на снижение риска являются существенными по сравнению с денежным эквивалентом его последствий. Риск может быть снижен путем снижения частоты событий и/или путем снижения удельного уровня последствий. Выполнить анализ отказов. Выполнить анализ работ текущего содержания в рамках ППР.
- 2017 — Уровень риска для участка в целом на 2017 год: 137,93 поездо-час/год.

Рис. 8. Матрица рисков

Табл. 2. Сценарии принятия решений при оценке рисков

Сравнение коэффициентов	Характеристика	Рекомендации
$R > R_{\text{доп}}$	Риск имеет уровень выше допустимого.	Снижение риска является необходимым. Риск может быть снижен путем снижения частоты событий и/или путем снижения удельного уровня последствий.
$\frac{R_{\text{доп}}}{K} < R \leq R_{\text{доп}}$	Риск находится в зоне ALARP, имеет категорию «нежелательный».	Снижение риска с данным уровнем рекомендуется, но может не выполняться по усмотрению владельца риска, если затраты на снижение риска являются существенными по сравнению с денежным эквивалентом его последствий. Риск может быть снижен путем снижения частоты событий и/или путем снижения удельного уровня последствий.
$\frac{R_{\text{доп}}}{K^2} < R \leq \frac{R_{\text{доп}}}{K}$	Риск находится в зоне ALARP, имеет категорию «допустимый».	Снижение риска с данным уровнем не рекомендуется, но может быть выполнено по усмотрению владельца риска, если затраты на снижение риска не являются существенными по сравнению с денежным эквивалентом его последствий. Риск может быть снижен путем снижения частоты событий и/или путем снижения удельного уровня последствий.
$R \leq \frac{R_{\text{доп}}}{K^2}$	Риск имеет уровень, не принимаемый в расчет.	Снижение риска не требуется. Необходимо проводить мониторинг риска в плановом порядке.

предотвращения нежелательных событий. Таким образом, в перспективе ЕКП УРРАН будет содержать модули, реализующие динамические модели предиктивной аналитики для прогнозирования нежелательных событий на инфраструктуре и подвижном составе, которые могут привести к нарушениям безопасности движения.

Данная технология в ЕКП УРРАН планируется как часть Цифровой платформы управления рисками и безопасностью движения, внедряемой в холдинге «РЖД» (рис. 9).

Выводы

ЕКП УРРАН реализует единое информационное пространство, которое по своей сути является средством поддержки принятия решений для системы управления активами, так как обладает необходимыми нормативно-методическим обеспечением и программно-аппаратными средствами, предназначенными для

комплексного управления ресурсами и процессами с целью эффективного предоставления услуг железнодорожного транспорта.

Дальнейшее развитие ЕКП УРРАН в ближайшей перспективе позволит получить на всех уровнях управления компанией эффективный инструмент, позволяющий в условиях ресурсных ограничений обеспечить принятие обоснованных управленческих решений и реализовать рациональное распределение инвестиций.

ЕКП УРРАН – это в свою очередь актив ОАО «РЖД» с фиксированной функциональностью, предназначенный для работы с ним руководителей и специалистов различных подразделений ОАО «РЖД», который может быть реализован как отдельный IT-продукт для создания и внедрения системы управления активами на различных предприятиях железнодорожной отрасли.



Рис. 9. Цифровая платформа управления рисками и безопасностью движения

Библиографический список

1. Замышляев А.М., Шубинский И.Б. Развитие проекта УРРАН – построение системы управления техническими активами // Железнодорожный транспорт. 2019. № 12. С. 19-27.
2. Замышляев А.М. Опыт европейских железнодорожных компаний в управлении надежностью и безопасностью технических активов на основе современных цифровых технологий // Надежность. 2020. № 3. С. 27-3.
3. Гапанович В.А., Шубинский И.Б., Замышляев А.М., Розенберг Е.Н. Система адаптивного управления техническим содержанием инфраструктуры железнодорожного транспорта (проект УРРАН) // Надежность. 2015. № 2. С. 4-13.
4. Гапанович В.А., Шубинский И.Б., Замышляев А.М. Метод оценки рисков системы из разнотипных элементов // Надежность. 2016. № 2. С. 49-53.
5. Шубинский И.Б., Замышляев А.М., Проневич О.Б. Графовый метод оценки производственной безопасности на объектах железнодорожного транспорта // Надежность. 2017. №1. С. 40-55.
6. Замышляев А.М. Предпосылки для создания цифровой системы управления безопасностью движения // Надежность. 2019. № 4. С. 45-52.
7. Замышляев А.М., Шубинский И.Б., Проневич О.Б., Игнатов А.Н., Платонов Е.Н. Применение методов машинного обучения для прогнозирования опасных отказов объектов железнодорожного пути // Надежность. 2020. № 1. С. 44-54.
8. Новожилов Е.О. Принципы построения матрицы рисков // Надежность. 2015. № 3. С. 73-79.
9. A. Núñez, J. Hendriks, Z. Li, B. De Schutter, and R. Dollevoet, "Facilitating maintenance decisions on the Dutch railways using big data: The ABA case study," presented at

the IEEE International Conference on Big Data, Washington, DC, USA, 27-30 October, 2014.

10. F. Cannarile, M. Compare, F. Di Maio, and E. Zio, «A clustering approach for mining reliability big data for asset management,» Proceedings of the Institution of Mechanical Engineers, Part O: Journal of Risk and Reliability, vol. 232, no. 2, pp. 140-150, 2018, doi: 10.1177/1748006x17716344

11. A. Thaduri, D. Galar, and U. Kumar, «Railway assets: A potential domain for big data analytics,» Procedia Computer Science, vol. 53, pp. 457-467, 2015, doi: 10.1016/j.procs.2015.07.323

Сведения об авторах

Мария Александровна Бубликова – начальник отделения АО «НИИАС», ул. Нижегородская, д. 27, стр.1, Москва, Российская Федерация, 109029; e-mail: m.bublikova@vniias.ru

Иван Павлович Хохлов – начальник отдела АО «НИИАС», ул. Нижегородская, д. 27, стр.1, Москва, Российская Федерация, 109029; e-mail: krupp@bk.ru

Вклад авторов в статью

Автором **Бубликовой М.А.** выполнен анализ проекта УРРАН и перспектив его развития, анализ открытых источников информации о существующих программных продуктах по управлению активами.

Автором **Хохловым И.П.** выполнен анализ функциональности и технических решений автоматизированной системы ЭКП УРРАН, ее применимости в деятельности подразделений ОАО «РЖД».

Конфликт интересов

Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.



GNEDENKO FORUM

INTERNATIONAL GROUP ON RELIABILITY

The Gnedenko e-Forum has been established by the International Group On Reliability (I.G.O.R.). The Forum is named after outstanding probabilist and statistician Boris Vladimirovich Gnedenko. The I.G.O.R.'s purpose is promoting contacts between members of the World reliability community and exchanging professional news and information (new publications, forthcoming events, etc.).

Gnedenko Forum основан в 2004 году неофициальной международной группой экспертов в области теории надёжности для профессиональной поддержки исследователей всего мира, заинтересованных в изучении и развитии научных, технических и пр. аспектов теории надёжности, анализа рисков и безопасности в теоретической и прикладной областях.

Форум создан в сети Интернет как некоммерческая организация. Его цель – привлечь к совместному обсуждению и общению технических специалистов, заинтересованных в развитии теории надёжности, безопасности и анализа рисков, независимо от места их проживания и принадлежности к тем или иным организациям.

Форум выступает в качестве объективного и нейтрального лица, распространяющего научную информацию для прессы и общественности по вопросам, касающимся безопасности, анализа риска и надёжности сложных технических систем. Он опубликует обзоры, технические документы, технические отчеты и научные эссе для распространения знаний и информации.

Форум назван в честь Бориса Владимировича Гнеденко, выдающегося советского математика, специалиста в области теории вероятностей и её приложений, академика Украинской академии наук. Форум является площадкой для распространения информации о стипендиях, академических и профессиональных позициях, открывающихся в профессиональной области надёжности, безопасности и анализа рисков по всему миру.

В настоящее время в Форуме состоят 500 участников из 47 стран мира.

Начиная с января 2006 года, Форум выпускает свой ежеквартальный журнал Reliability: Theory & Applications (www.gnedenko.net/RTA). 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 2000 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>

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 делаются отсылки, нумеруются арабскими цифрами, по порядку следования в тексте.

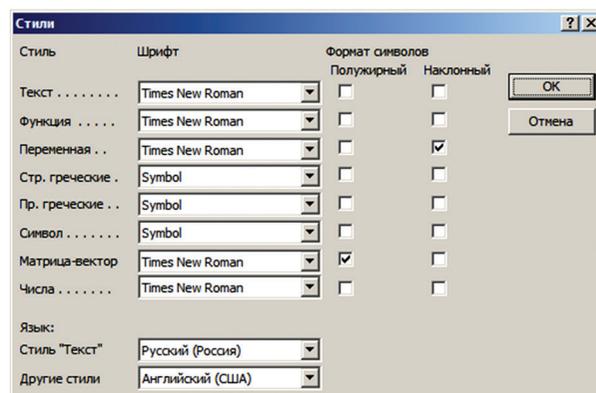
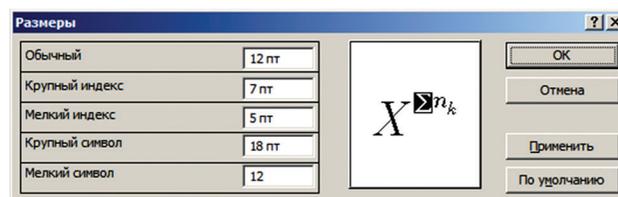
Простые формулы следует набирать без применения формульного редактора (использовать в MS Word русские и латинские буквы, а также меню «Вставка» + «Символ», если требуются греческие буквы и математические операторы), с соблюдением требуемого наклона для латинских символов, например:

$$\Omega = a + b \cdot \theta.$$

Если формула набирается без применения редактора формул, то между буквами и знаками «+», «-», «=» должны быть набраны неразрывные пробелы (Ctrl+Shift+Spacebar).

Сложные формулы набираются с применением редактора формул. Для отсутствия проблем с редак-

рованием формул и их версткой настоятельно рекомендуется использовать редакторы Microsoft Equation 3.0 или MathType 6.x. Для обеспечения корректного ввода формул (размер символов, их наклон и т.д.) рекомендуемые настройки редактора приведены на рисунках ниже.



При наборе формул в редакторе формул, если требуются скобки, то следует использовать скобки из формульного редактора, а не набирать их на клавиатуре (для корректной высоты скобок в зависимости от содержимого формулы), например (Equation 3.0):

$$Z = \frac{a \cdot \left(\sum_{i=1}^n x_i + \sum_{j=1}^m y_j \right)}{n + m}. \quad (2)$$

Сноски в тексте нумеруются арабскими цифрами, размещаются постранично. В сносках могут быть размещены: ссылки на анонимные источники в сети Интернет, ссылки на учебники, учебные пособия, ГОСТы, статистические отчеты, статьи в общественно-политических газетах и журналах, авторефераты, диссертации (если нет возможности процитировать статьи, опубликованные по результатам диссертационного исследования), комментарии автора.

Отсылка на библиографический источник указывается в тексте статьи в квадратных скобках, а источники приводятся в библиографическом списке в порядке их упоминания в тексте (затекстовые ссылки). Страница указывается внутри скобок, через запятую и пробел после номера источника: [6, с. 8]

8) Благодарности

В этом разделе указываются все источники финансирования исследования, а также благодарности людям, которые участвовали в работе над статьей, но не

являются ее авторами. Участие в работе над статьей подразумевает: рекомендации по совершенствованию исследования, предоставление пространства для исследования, ведомственный контроль, получение финансовой поддержки, одиночные виды анализа, предоставление реагентов/пациентов/животных/прочих материалов для исследования.

Оформление:

Сведения набираются шрифтом Times New Roman, 12 пт, междустрочный интервал 1,5 строки, выравнивание по ширине, без абзацного отступа слева. Начертание шрифта «обычный».

9) Библиографический список

В библиографический список включаются только рецензируемые источники (статьи из научных журналов и монографии), упоминающиеся в тексте статьи. Нежелательно включать в библиографический список авторефераты, диссертации, учебники, учебные пособия, ГОСТы, информацию с сайтов, статистические отчеты, статьи в общественно-политических газетах, на сайтах и в блогах. Если необходимо сослаться на такую информацию, следует поместить информацию об источнике в сноску.

При описании источника следует указывать его DOI, если удастся его найти (для зарубежных источников удастся это сделать в 95% случаев).

Ссылки на принятые к публикации, но еще не опубликованные статьи должны быть помечены словами «в печати»; авторы должны получить письменное разрешение для ссылки на такие документы и подтверждение того, что они приняты к печати. Информация из неопубликованных источников должна быть отмечена словами «неопубликованные данные/документы», авторы также должны получить письменное подтверждение на использование таких материалов.

В ссылках на статьи из журналов должны быть обязательно указаны год выхода публикации, том и номер журнала, номера страниц.

В описании каждого источника должны быть представлены все авторы.

Ссылки должны быть верифицированы, выходные данные проверены на официальном сайте журналов и/или издательств.

Оформление:

Оформление ссылок (в русскоязычной версии журнала) должно выполняться по ГОСТ Р 7.0.5-2008. Система стандартов по информации, библиотечному и издательскому делу. Библиографическая ссылка. Общие требования и правила составления.

Библиографические ссылки набираются шрифтом Times New Roman, 12 пт, междустрочный интервал 1,5 строки, выравнивание по ширине, с абзацным отступом слева 1,25 см. Начертание шрифта «обычный» (см. примеры оформления в ГОСТ Р 7.0.5). Каждая

запись имеет нумерацию арабскими цифрами с точкой после номера раздела. Номер с точкой отделяются от записи неразрывным пробелом (Ctrl+Shift+Spacebar).

10) Сведения об авторах

Фамилия, имя, отчество полностью (на русском и английском языках); полный почтовый адрес (включая индекс, город и страну); полное наименование места работы, занимаемая должность; ученая степень, ученое звание, почетные звания; членство в общественных союзах, организациях, ассоциациях и т.д.; официальное англоязычное название учреждения (для версии на английском языке); адрес электронной почты; перечень и номера журналов, в которых ранее публиковались статьи автора; фото авторов для публикации в журнале.

Оформление:

Сведения набираются шрифтом Times New Roman, 12 пт, междустрочный интервал 1,5 строки, выравнивание по ширине, без абзацного отступа слева. Начертание шрифта «обычный».

11) Вклад авторов в статью

Следует указать подробно, каким из авторов что сделано в статье. Например: Автором А. выполнен анализ литературы по теме исследования, автором Б. разработана модель объекта в реальных условиях эксплуатации, выполнен расчет примера и т.д. Даже если у статьи один автор, то требуется указание его вклада.

Оформление:

Сведения набираются шрифтом Times New Roman, 12 пт, междустрочный интервал 1,5 строки, выравнивание по ширине, без абзацного отступа слева. Начертание шрифта «обычный».

12) Конфликт интересов

Конфликт интересов – это условия, при которых у людей возникают вступающие в конфликт или конкурирующие интересы, способные повлиять на принятие редакторского решения. Конфликты интересов могут быть потенциальными или осознанными, а также реально существующими. На объективность могут повлиять личные, политические, финансовые, научные или религиозные факторы.

Автор обязан уведомить редакцию о реальном или потенциальном конфликте интересов, включив информацию о конфликте интересов в статью.

Если конфликта интересов нет, автор должен также сообщить об этом. Пример формулировки: «Автор заявляет об отсутствии конфликта интересов».

Оформление:

Текст набираются 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

