

РЕДАКЦИОННАЯ КОЛЛЕГИЯ

Главный редактор:

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

Заместители главного редактора:

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

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

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

Технический редактор:

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

Председатель редакционного совета:

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

Сопредседатель редакционного совета:

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

РЕДАКЦИОННЫЙ СОВЕТ

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Рыков Владимир Васильевич – доктор физико-математических наук, профессор, профессор кафедры Прикладной математики и компьютерного моделирования РГУ нефти и газа (НИУ) имени И.М. Губкина, профессор кафедры Теории вероятностей и кибербезопасности РУДН (Москва, РФ)

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

Тимашев Святослав Анатольевич – доктор технических наук, профессор, научный руководитель и главный научный сотрудник НИЦ «Надежность и безопасность больших систем и машин» Уральского Отделения РАН РФ (Екатеринбург, РФ)

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

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

УЧРЕДИТЕЛИ ЖУРНАЛА:

АО «НИИАС», НП «ОПЖТ»,
Шубинский И.Б.

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

*Регистрационное свидетельство
ПИИ № ФС77-46055 от 05 августа 2011 года.*

Официальный печатный орган Российской академии надежности

Издатель журнала

ООО «Журнал «Надежность»

Генеральный директор

Дубровская А.З.

Адрес: 109029, г. Москва,
ул. Нижегородская, д. 27, стр. 1, оф. 209

ООО «Журнал «Надежность»

www.dependability.ru

Отпечатано в ООО «Отмара. нет». 107140,
г. Москва, Верхняя Красносельская, 2/1, стр. 2,
этаж 2, пом II, ком. 2А, 2Б

Подписано в печать 15.03.2024

Объем , Тираж 500 экз, Заказ №
Формат 60х90/8, Бумага глянец

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»)

Журнал разносторонне освещает проблемы надёжности, отказоустойчивости, безопасности, рисков, живучести, интеллектуального управления транспортом и активами.

Рубрики журнала

- Структурная надёжность
- Функциональная надёжность
- Отказоустойчивость
- Функциональная безопасность
- Системный анализ в задачах надёжности и безопасности
- Управление рисками
- Живучесть
- Техническая эффективность автоматизированных систем управления
- Управление активами
- Обработка больших данных. Системы управления и искусственный интеллект
- Интеллектуальные транспортные системы
- Методы и системы защиты информации. Информационная безопасность
- Дискуссия по терминологии надёжности, отказоустойчивости, безопасности, рисков и живучести
- Стандартизация и сертификация
- Сообщения

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

1.2. **Компьютерные науки и информатика** (1.2.1. Искусственный интеллект и машинное обучение (физико-математические науки), 1.2.2. Математическое моделирование, численные методы и комплексы программ (физико-математические, технические науки))

2.3. **Информационные технологии и телекоммуникации** (2.3.1. Системный анализ, управление и обработка информации, статистика (технические науки), 2.3.3. Автоматизация и управление технологическими процессами и производствами (технические науки), 2.3.4. Управление в организационных системах (технические науки), 2.3.5. Математическое и программное обеспечение вычислительных систем, комплексов и компьютерных сетей (технические науки), 2.3.6. Методы и системы защиты информации, информационная безопасность (технические науки))

2.9. **Транспортные системы** (2.9.1. Транспортные и транспортно-технологические системы страны, ее регионов и городов, организация производства на транспорте (технические науки), 2.9.4. Управление процессами перевозок (технические науки), 2.9.8. Интеллектуальные транспортные системы (технические науки))

Журнал «Надёжность» входит в категорию К2 перечня рецензируемых научных изданий ВАК (строка 1483), утвержденного информационным письмом Высшей аттестационной комиссии при Минобрнауки России от 6 декабря 2022 № 02-1198 «О категорировании Перечня рецензируемых научных изданий».

СОДЕРЖАНИЕ

От редколлегии 3

Системный анализ в задачах надежности и безопасности

Сидняев Н.И., Баттулга Э. Методология обнаружения и удаления аномальных значений в статистических исследованиях 4

Костогрызов А.И., Нистратов А.А. Методический подход к вероятностному прогнозированию и сравнению качества функционирования систем в условиях неопределенности 10

Михайлов В.С. Простой критерий эффективности смещенных оценок 25

Шевченко Д.Н. Технологические ограничения марковского метода анализа надежности 34

Структурная надежность. Теория и практика

Григорьев А.С., Маколкин Д.В., Тутнов И.А. Надежность локальных энергосистем на базе автономных установок генерации 41

Гадолина И.В. Оценка оптимальной длины реализации случайного нагружения при исследовании долговечности деталей машин 51

Отока А.Г., Холодилов О.В. Влияние частоты вращения и массы колесных пар на результат вибродиагностики буксовых узлов на стенде УДП-2001 58

Интеллектуальные транспортные системы. Анализ рисков

Шебе Х. Автоматизированное вождение поездов – валидация анализа рисков 65

Гнеденко – Форум 73



Дорогие коллеги, друзья!

Очередной 2024 год уверенно вступил в свои права. Это год надежд и ожиданий. Наша страна активно развивается. Ее состояние развития находится в прямой зависимости от текущего уровня научно-технического потенциала. Определенные усилия прикладываются к реализации высокотехнологичных объектов и производств. При этом ключевое значение придается вопросам их надежности и безопасности, рациональному управлению техническими активами на основе оценки рисков.

Журнал «Надежность» разносторонне освещает проблемы управления надежностью и безопасностью систем, их стандартизации и сертификации, проблемы управления рисками, управления техническими активами больших систем, проблемы обеспечения живучести и отказоустойчивости технических систем. В публикациях по

указанным тематикам журнал занимает лидирующее положение в стране.

В последние годы редакционный совет журнала «Надежность» уделяет большое внимание освещению результатов исследований в области искусственного интеллекта, машинного обучения и интеллектуальных транспортных систем. А в текущем году объектами особого внимания для редакционного совета журнала станут результаты исследований в области технического зрения, безопасного автоведения транспортных средств, эффективного управления летательными аппаратами.

Рейтинг журнала постоянно растет. В его работе принимают участие ведущие ученые многих стран, таких как Россия, Республика Беларусь, Азербайджан, Германия, Китай, Индия, США, Израиль, Сербия. Росту рейтинга журнала способствует также качественное рецензирование поступающих в журнал статей. При этом редколлегия журнала стремится к тому, чтобы рецензия на статью имела доброжелательный и объективный характер, способствовала повышению научного и технического уровня статьи, помогала автору в доработке статьи.

Портфель статей в журнале непрерывно увеличивается. В публикации в журнале «Надежность» заинтересованы ученые разных стран. Однако это обстоятельство не будет основанием для задержки во времени рекомендованной к публикации статьи.

Приглашаем авторов к активному участию в работе журнала «Надежность». Желаем всем нашим авторам и читателям успехов!

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

Методология обнаружения и удаления аномальных значений в статистических исследованиях

Methodology for detecting and removing outliers in statistical studies

Сидняев Н.И.^{1*}, Баттулга Э.¹
Nikolai I. Sidnyaev^{1*}, Enkhjargal Battulga¹

¹Московский государственный технический университет им. Н.Э. Баумана, Москва, Российская Федерация

¹Bauman Moscow State Technical University, Moscow, Russian Federation

*Sidn_ni@mail.ru



Сидняев Н.И.



Баттулга Э.

Резюме. В статье приведена расчетная методика обнаружения и исключения аномальных значений. Показано, что ее эффективность зависит от объема априорной информации об исследуемом процессе. Предложенный метод использован для случаев, когда процесс стационарный и имеет гауссовский закон плотности распределения вероятности. При анализе нестационарных случайных процессов существующие методы и алгоритмы опираются на то, что аномальная составляющая является аддитивной и априорно известны характеристики аномальных значений. В работе использовалась теория статистических решений, которая позволяет формализовать алгоритмы проверок и выбрать критерий обнаружения аномальных значений. Предложены как параметрические, так и непараметрические методы. В первом случае необходимо располагать априорными сведениями как о функции полезной составляющей, так и о законе распределения аномальной составляющей процесса, а также и о его параметрах. Постулируется, что использование непараметрических методов обработки требует значительно меньше априорной информации, но их эффективность определяется параметрами обработки, которые, в свою очередь, зависят от функции полезной и закона распределения аномальной составляющих процесса. Отмечено, что выброс может в действительности оказаться одним из экстремальных значений распределения вероятности случайной величины. Изложены проблемы неопределенности информации по входным данным при расчетах классическими методами. Исследован характер влияния внешних факторов на надежность и степень учета факторов в существующих методах. Представлены методики оценки ресурса исследуемых объектов, среди которых важное место занимают методики, основанные на использовании контрольных карт. Показано, что размах оказывается более удобной для подсчета мерой рассеяния данных, чем стандартное отклонение. Нанесение на контрольную карту наряду с математическим ожиданием размаха выборки позволяет легче заметить аномальное изменение. Размах служит грубой мерой скорости изменения переменной, за которой ведется наблюдение, и его значение может выйти за контрольные пределы на карте размаха и подать сигнал аномалии значительно раньше, чем изменение среднего, которое при этом еще может находиться в заданных контрольных пределах.

Abstract. The paper presents a calculation method for detecting and eliminating outlying values. It is shown that its effectiveness depends on the amount of a priori information on the examined process. The proposed method is used for cases whereas the process is stationary and has a Gaussian probability density law. When analysing non-stationary random processes, the existing methods and algorithms rely on the fact that the outlying component is additive and the characteristics of the outlying values are known a priori. The work used the statistical decisions theory that allows formalising the verification algorithms and selecting a criterion for detecting outlying values. Both parametric and non-parametric methods were proposed. In the first case, it is required to have a priori information both on the function of the useful component and on the distribution law of the outlying component of the process, as well as its parameters. It is postulated that the use of non-parametric processing methods requires significantly less a priori information, but their effectiveness is defined by the processing parameters that, in turn, depend on the function of the useful and the distribution law of the outlying components of the process. It is noted that an outlier may prove to be one of the extreme values of the probability distribution of a random variable. The authors outline the problems of ambiguity of input data in case of classical computing. The paper examines the way the external factors affect the dependability and the degree to which such factors are taken into consideration in the existing methods. Methods for assessing the life of the examined items are presented, among which control chart-based methods hold a prominent place. It is shown that the range proves to be a more convenient measure for data dispersion calculation than the standard deviation.

Plotting the range of sample on a control chart along with the expectation makes it easier to notice an anomaly. The range is a rough measure of the rate of change of the monitored variable and its value may exceed the control limits on the range chart and inform of an anomaly much earlier than the change in the mean that may still be within the specified control limits.

Ключевые слова: статистика, методики, аномальность, выброс, обработка, контрольная карта.

Keywords: statistics, methods, anomaly, outlier, processing, control chart.

Формат цитирования: Сидняев Н.И., Баттулга Э. Методология обнаружения и удаления аномальных значений в статистических исследованиях // Надежность. 2024. №1. С. 4-9. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2024-24-1-4-9>

For citation: Sidnyaev N.I., Battulga E. Methodology for detecting and removing outliers in statistical studies. Dependability 2024;1: 4-9. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2024-24-1-4-9>

Поступила: 20.04.2023 / **После доработки:** 25.01.2024 / **К печати:** 15.03.2024

Received on: 20.04.2023 / **Revised on:** 25.01.2024 / **For printing:** 15.03.2024

Введение

Традиционный подход к производству – это изготовление продукции и контроль ее качества, а также отбраковка единиц продукции, не соответствующих установленным требованиям. Данный подход не экономичен и часто приводит к большим потерям, так как построен на методе проверки уже готовой продукции. Более эффективна стратегия предупреждения потерь, позволяющая избежать производства непригодной продукции и предполагающая сбор информации о самих процессах, ее анализ и эффективные действия по отношению к полученным данным, а не к продукции. Одним из инструментов, позволяющих осуществить данную стратегию, является контрольная карта, то есть графическое средство, использующее статистические подходы, ее важность в управлении производственными процессами показана в работах [1–4]. Цель контрольных карт – обнаружить неестественные изменения в данных, полученных путем анализа повторяющихся процессов, и дать критерии для обнаружения отсутствия статистической управляемости. За время развития методов статистического контроля качества продукции, процессов и услуг было создано большое количество контрольных карт [2], большинство из которых показало свою эффективность. В работе использованы наиболее распространенные классические карты, приемочные контрольные карты и контрольные карты кумулятивных сумм [5–8].

Целью настоящей работы является модификация уже существующего метода обнаружения аномальных значений, которая заключается в выборе правила определения коэффициента при задании порогового значения.

Модификация предлагаемого в работе способа обнаружения аномальных значений предполагает введение адаптации порогового значения относительно коэффициента при априорно фиксированном значении вероятности ошибки первого рода. Подход к проблеме исследования существенно отличающихся наблюдений зависит от поставленных целей [8–10]. Так, например, если исследователя интересует вопрос, является ли некоторое значение аномальным, причем возможно, с целью исследования условий, которые могут приводить

к подобным экстремальным наблюдениям, то с получением критерия для таких наблюдений и заканчивается рассмотрение. Если же, с другой стороны, исследователь хочет исключить выбросы для того, чтобы получить более точные оценки некоторых параметров совокупности, например, среднего значения, то его интересует не только критерий для аномальных наблюдений, но также и оценивание параметров, следующее за применением критерия. По этой причине возникает необходимость рассмотреть возможное смещение оценки и ее дисперсию, опираясь на использование критерия для выбросов. Если после применения этого критерия выборочные данные должны быть использованы для проверки гипотезы относительно некоторого параметра совокупности, то для исследователя представляется важным не только сам критерий для выявления выбросов, но также и мощность других критериев для проверки гипотезы [10–12]. Критерии для выбросов применяют, преследуя одну из следующих целей:

1. Выровнять наблюдения перед анализом (отбрасывание выбросов);
2. Убедиться, что аномальные значения присутствуют, что указывает на необходимость пересмотра процедуры получения данных;
3. Выделить наблюдения, которые могут представлять особый интерес именно из-за их экстремальности.

В статье кратко рассмотрены критерии первого типа. В случае классического подхода к решению задачи обнаружения аномальных точек необходимо предположить, что выборочные наблюдения производятся над случайной, нормально распределенной величиной, образовать соответствующую статистику для обнаружения выбросов, чувствительную к резким отклонениям такого рода, найти ее распределение при нулевой гипотезе, утверждающей, что все наблюдения принадлежат одной и той же нормально распределенной совокупности, и затем отвергнуть гипотезу, если окажется маловероятным, чтобы вычисления статистика появилась в случайной выборке. Построение таких статистик обычно основывается на том, что исследователь по выборке результатов эксперимента может заметить не согласующееся с остальными

наблюдение. Статистики, лежащие в основе критерия обнаружения выбросов, которые называются статистиками экстремальных отклонений, содержат разность между экстремальным значением и выборочным средним значением, а также среднее квадратическое отклонение или его оценку, полученную по рассматриваемой выборке и (или) по независимой выборке. Теория и практические методы отбрасывания выбросов разработаны слабо [2], то есть отбрасывание аномальных значений на чисто статистической основе было и остается весьма опасной процедурой. Само их присутствие может являться доказательством того, что исследуемая совокупность в действительности отличается от предполагаемой.

1. Обнаружение и исключение аномальных значений

Рассмотрим критерий, предложенный в работе [2]. Пусть дана некоторая выборка наблюдений $X_1, X_2, \dots, X_n$ ($n \geq 3$), которая по предположению является случайной выборкой для случайной величины X , распределенной по нормальному закону с параметрами μ_X и σ_X^2 . Вычислим разности $Y_i = X_i - \bar{X}$, $i = 1, 2, \dots, n$, где $\bar{X} = \sum_{i=1}^n \frac{X_i}{n}$. Если одно из значений X_i выделить, то выборочное среднее для оставшихся наблюдений будет равно:

$$\sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^n \frac{X_j}{v} = \bar{X} - \frac{Y_i}{v}, v = n - 1. \quad (1)$$

Если выделить несколько значений $X_{i_1}, X_{i_2}, \dots, X_{i_r}$, то выборочное среднее для оставшихся наблюдений равно

$$\bar{X} - \frac{Y_{i_1}}{n-r} - \frac{Y_{i_2}}{n-r} - \dots - \frac{Y_{i_r}}{n-r} = \bar{X} - \frac{Y_{i_1} + Y_{i_2} + \dots + Y_{i_r}}{n-r}. \quad (2)$$

При использовании индекса M для обозначения наблюдения, которому соответствует максимальная разность $Y_M = X_M - \bar{X}$, правило, предложенное в работе [2], состоит в следующем (для случая, когда дисперсия σ_X^2 неизвестна): при заданном значении параметра c и выборочной дисперсии s_X наблюдение X_M отбрасывается, если $|Y_M| > c \cdot s_X$. В противном случае наблюдение X_M оставляется. Для выборки большого объема, если наблюдение X_M отброшено, оставшаяся выборка рассматривается как вновь полученная и для нее анализ можно продолжить. Каждый раз величина σ_X оценивается по наблюдениям, оставшимся после отбрасывания X_M . Величина c может изменяться с изменением объема выборки и ее можно выразить неявно через критерий, имеющий распределение Стьюдента t с $v - v_0 - 1$ степенями свободы уровня $1 - \alpha/2$:

$$\left[\frac{nc^2(v + v_0 - 1)}{v \left(v + v_0 - \frac{nc^2}{v} \right)} \right]^{1/2} \approx t_{1-\alpha/2} \quad (3)$$

где $t_{1-\alpha/2}$ – квантиль распределения Стьюдента уровня $1 - \alpha/2$ для $v + v_0 - 1$ степеней свободы, а также можно

использовать приближенное выражение, имеющее распределение Фишера F в явном виде:

$$c \approx \left(\frac{v}{n} \right)^{1/2} \left[\frac{3F_{1-q}}{1 + \left(\frac{3F_{1-q} - 1}{v + v_0} \right)} \right]^{1/2}, \quad (4)$$

где $v = n - 1$, v_0 – любое другое число дополнительных степеней свободы, которое связано с оценкой σ_X^2 по выборке объема, не равного n , F_{1-q} – квантиль распределения Фишера уровня $1 - q$.

С помощью выражения (4) можно провести проверку следующим образом. Если никакие значения не были отброшены, умножим допустимое относительное приращение σ_X^2 , «премию», на величину v/n . Обозначим это произведение через уровень значимости q и найдем соответствующую верхнюю процентную точку для отношения дисперсий F_{1-q} при трех и $v + v_0 - 1$ степенях свободы. Вычислим значение c по выражению (4) и применим критерий для X_M . Например, если $n = 4$, $v = 3$ и $v/n = 0,75$, для положительного решения $0,02$ имеем уровень значимости $q = 0,02 \cdot 0,75 = 0,015$. Ищем значение $F_{1-0,015}$ при 3 и 3 степенях свободы числителя и знаменателя соответственно. Оно равно $F_{1-q} = 9,28$. Тогда

$$c = (0,75)^{1/2} \left(\frac{3F_{0,95}}{1 + (3F_{0,95} - 1)/3} \right)^{1/2} = 1,449.$$

Наблюдение X_M следует отбросить, если $|Y_M| > 1,449 \cdot s_X$.

Рассмотрим ситуацию использования критерия для обнаружения выброса. Допустим, дан ряд значений: $X_1 = 23,2$, $X_2 = 23,4$, $X_3 = 23,5$, $X_4 = 24,1$, $X_5 = 25,5$. Проверим, является ли значение X_5 значительно выделяющимся и следует ли выбросить его из данной выборки? Для этого вычисляем $\bar{X} = 23,9$, а затем $Y_5 = X_5 -$

$\bar{X} = 25,5 - 23,94 = 1,6$, $s_X = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2} = 0,77$, где $\sum_{i=1}^n n_i = 1$. Для $\alpha = 0,05$, $v = 4$ и $n = 5$ из выражения (3) имеем:

$$\left[\frac{5c^2 \cdot 3}{3(3 - 4c^2/3)} \right]^{1/2} = 2,776$$

и решаем уравнение относительно c , получаем $c = 1,449$. Согласно критерию $|1,6| > 1,449 \cdot 0,77 = 1,12$, наблюдение X_5 отбрасывается.

2. Принятие решения с использованием контрольных карт

Проверку гипотез можно применить весьма простым и практически удобным способом для контроля качества процесса. Контрольные карты представляют собой графические средства анализа, которые нетрудно подготовить и использовать в заводских рабочих условиях.

На рис. 1 показана типичная контрольная карта для выборочного среднего значения и указаны верхний и нижний контрольные пределы. До тех пор, пока

статистика, откладываемая на этом графике, попадает между этими двумя границами, процесс считается под контролем. Правила принятия решения, используемые для фиксирования этих линий, могут быть основаны на предполагаемом виде распределения (обычно нормальном) для наблюдаемой случайной величины, или они выводятся с помощью непараметрического анализа. Если на графике статистика превысит контрольные пределы, принимается решение, что процесс «вышел из-под (статистического) контроля»; пересечение контрольных границ свидетельствует о ненормальной работе. Даже чрезмерное скопление точек по одну из сторон от центральной линии можно интерпретировать как некоторый сдвиг нормального хода процесса. Таким образом, контрольные карты можно использовать:

1. Как сигнал о том, что в процессе произошло некоторое изменение, так и в качестве оценки величины изменения, для которого требуется коррекция;
2. Исключительно как сигнал о том, что в процессе произошло некоторое изменение, чтобы исследователь принял соответствующие действия;
3. Для получения оценок числа случаев в прошлом, когда в процессе возникали отклонения, и установления на их основе причин, вызывающих эти отклонения;
4. Как меру качества обработки информации для классификации.



Рис. 1. Контрольная карта качества процесса

Из-за способа, с помощью которого на практике устанавливаются контрольные пределы, и в силу недостаточной информации о функции распределения вероятности случайной величины, рекомендуется избегать точных вероятностных формулировок. Как правило, на практике основная задача исследования состоит в получении однородной выборки. Следует отметить, что сложность использования контрольных карт для непрерывных производственных процессов возникает в силу того, что причины выхода процесса из-под контроля порой не очевидны, за исключением тех случаев, когда отклонения вызваны неправильной подачей материала, регулировкой управляющих переменных, неисправностью оборудования, нарушением действующих инструкций и т.д. В любом случае такие причины обычно исправляются еще до того, как их влияние обнаруживается на контрольных картах. Однако сдвиг уровня и (или) циклические флуктуации в некотором процессе трудно приписать определенным причинам, которые могут

быть связаны с ненаблюдаемыми переменными или с внешними условиями. Рассмотрим некоторые виды контрольных карт, различающиеся между собой статистиками, которые откладываются на графике:

- 1) контрольные карты (карты $\bar{X}$, R и s);
- 2) карты скользящих геометрических средних (скользящего экспоненциально взвешенного среднего);
- 3) карты накопленных сумм;
- 4) многомерные контрольные карты.

В равной степени полезны и многие другие типы карт, представленные в работах [5–10].

При разработке контрольных карт процесса, то есть при определении положения центральной линии и контрольных пределов, требуются некоторый анализ и исследование самого процесса. Допустим, что процесс и точки замеров четко определены, найден подходящий выборочный метод и выборочный интервал. Тогда нужно исследовать и саму процедуру получения выборки, чтобы точность данных, которые будут использоваться, была известна (и находилась на допустимо низком уровне). Для более тонких проверок требуются выборки большого объема, однако временной шаг может быть и такой, что выборка будет состоять лишь из одного показания.

3. Пример реализации контрольной карты

Контрольные карты для $\bar{X}$ были одним из первых методов статистического контроля качества [7]. Берется некоторая выборка случайной переменной с нормальным законом распределения со средним значением μ_X и дисперсией σ_X^2 [8]. Здесь показано, что влияние отклонений от нормального закона слабое, и таблицы поправочных коэффициентов, вычисляются и затем откладываются на графике, как показано на рис. 1. Для выбранного значения α (обычно $\alpha = 0,0027$, так что $1 - \alpha = 0,9973$) подсчитывают верхний и нижний контрольные пределы, используя $\sigma_{\bar{X}}$ или ее оценку, и наносят на карту по обе стороны от известного или оцененного значения μ_X . Если выборочное среднее попадает за контрольные пределы, делают вывод, что процесс «вышел из-под контроля». При этом очень важно решить, какое нужно выбрать значение α ; чем уже полоса между контрольными пределами, тем чаще будет неоправданно звучать сигнал «выхода из-под контроля». Также важно решить, какой использовать объем выборки n . Обычно принимают $n = 5$. Вместе с $\bar{X}$ часто откладывают на графике вторую статистику, размах выборки R . Арифметическое среднее значение размаха $\bar{R}$ можно использовать в качестве оценки выборочной дисперсии, а арифметическое среднее величин $\bar{X}$, $\bar{X}$ может служить оценкой среднего μ_X . Размах оказывается более удобной для подсчета мерой рассеяния данных, чем стандартное отклонение. Нанесение на контрольную карту наряду с $\bar{X}$ размаха выборки позволяет легче заметить аномальное изменение. Размах служит грубой мерой скорости изменения

переменной, за которой ведется наблюдение. Его значение может выйти за контрольные пределы на карте размаха и подать сигнал тревоги значительно раньше, чем изменение среднего, которое при этом еще может находиться в заданных контрольных пределах.

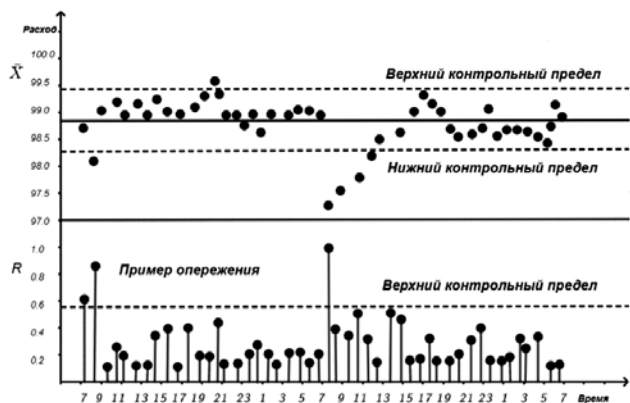


Рис. 2. Контрольные карты $\bar{X}$ и R (нижний контрольный предел для размаха не указан)

Если превышение одного из двух контрольных пределов не вызывает особого беспокойства или ущерба, а для другого предела справедливо обратное утверждение, то среднее значение для процесса можно сдвинуть так, чтобы более важный предел находился дальше от среднего значения, а другой предел при этом не учитывать. Если один из пределов оказывается больше физически допустимого предела для процесса, например, если некоторое значение в процентах меньше 0 или больше 100, то в таком случае контрольный предел приводят в соответствие с физическим пределом. Если один из пределов оказывается больше физически допустимого предела для процесса, например, если некоторое значение в процентах меньше 0 или больше 100, то в таком случае контрольный предел приводят в соответствие с физическим пределом (рис. 2).

На рис. 2 показана контрольная карта процесса, на которой приведены оба графика $\bar{X}$ и R . Так, например, в 7 ч размах превысил контрольный предел, указывая на слишком быстрое падение производительности, приводящее к нарушению контрольных условий для $\bar{X}$ в 8 ч. Если причина этого изменения известна (например, регулировка температуры), то никакого вмешательства не требуется. Однако если причина неизвестна, то по карте не всегда легко решить, какую переменную следует регулировать и какие поправки необходимы. Если средний размах $\bar{R}$ используется для оценки дисперсии статистики, изображаемой графически, которая в свою очередь используется при установлении контрольных пределов, то составляются специальные таблицы, где записаны соответствующие постоянные A_2 , на которые следует умножить $\bar{R}$, чтобы вычислить верхний и нижний (симметричные) контрольные пределы. Эти постоянные A_2 подбираются с помощью распределения для $(\bar{X} - \bar{\bar{X}}) / \bar{R}$. Если объем подгруппы $n = 5$, то $A_2 = 0,577$ и контрольные пределы тогда устанавливаются при $\bar{\bar{X}} \pm A_2 \bar{R}$. Нулевая

гипотеза для критерия, применяемого на контрольной карте, состоит в том, что математическое ожидание переменной $\bar{X}$ равно некоторому заданному значению μ_0 . К сожалению, величины $\bar{X}$ и $A_2 \bar{R}$ дают достаточно точные оценки μ_X и $3\sigma_{\bar{X}}$, только если число последовательных выборок, используемых для получения этих оценок, слишком велико и равно по крайней мере 25.

Таким образом, если набрано лишь небольшое число подгрупп, пределы $\bar{\bar{X}} \pm A_2 \bar{R}$ могут сильно отличаться от $\mu_X \pm 3\sigma_{\bar{X}}$. Одним из следствий этого различия является тот факт, что более 0,27% будущих значений $\bar{X}$ могут попасть за границы пределов $\bar{\bar{X}} \pm A_2 \bar{R}$, если даже процесс находится под контролем.

В заключение можно отметить, что контрольная карта является инструментом для визуализации и оценки изменчивости процесса и его результатов. Изменчивость результатов процесса является главной причиной появления аномальных выбросов. Изменчивость результатов возникает вследствие изменчивости (вариации) факторов, определяющих ход процесса деятельности. Это, прежде всего, ошибки исходной информации, методов выполнения работ и используемого оборудования, навыков исследователей и приемов технологов, методов проверки результатов. Каждый производственный или технологический процесс обладает определенной изменчивостью, вследствие действия на него множества факторов может возникать аномальный выброс. В силу этого результаты процесса – продукция и ее характеристики качества – обладают определенной степенью непостоянства, то есть также подвержены изменчивости и варьируются в разных пределах в зависимости от силы воздействующих факторов. Исследование величины изменчивости (вариаций характеристик качества) с использованием контрольных карт создает возможность обнаружения и удаления аномальных значений в статистических исследованиях.

Библиографический список

1. Гнеденко Б.В. Математические методы в теории надежности / Б.В. Гнеденко, Ю.К. Беляев, А.Д. Соловьев. М.: Наука, 1965. 524 с.
2. Сидняев Н.И. Теория планирования эксперимента и анализ статистических данных: учебное пособие. М.: Издательство Юрайт, ИД Юрайт, 2011. 399 с.
3. Морозов Д.В., Чермошенцев С.Ф. Методика повышения надежности функционирования системы управления беспилотного летательного аппарата в полете при возникновении отказа в бортовой контрольно-проверочной аппаратуре // Надежность. 2019. № 1. С. 30-35.
4. Сидняев Н.И. Модели и методы оценки остаточного ресурса изделий радиоэлектроники / Н.И. Сидняев, Г.С. Садыхов, В.П. Савченко. М.: Издательство МГТУ им. Н.Э. Баумана, 2015. 382 с.
5. Morris S.F. Use and application of MIL-HDBK-217 // Solid Slate Technology. 1990. Vol. 33. No. 6. Pp. 65-69.

6. Сидняев Н.И. Математическое моделирование оценки надежности объектов сложных технических систем // Проблемы машиностроения и надежности машин. 2003. № 4. С. 24-31.

7. Brennom T.R. Should us MIL-HDBK-217 be 8888 // IEEE Trans. Reliab. 1988. Vol. 37. No. 5. Pp. 474-475.

8. Сидняев Н.И. Обзор и исследование физики отказов для оценки показателей надежности радиоэлектронных приборов современных РЛС // Физические основы приборостроения. 2017. Т. 6. № 2(23). С. 4-52.

9. Барлоу Р. Математическая теория надежности / Р. Барлоу, Ф. Прошан. М.: Советское радио, 1969. 488 с.

10. РД 50-690-89. Методические указания. Надежность в технике. Методы оценки показателей надежности по экспериментальным данным. Введ. 1991-01-01. М.: Гос. комитет СССР по управлению качеством продукции и стандартам, 1990.

11. Сидняев Н.И. Факторы космической погоды, влияющие на бортовые элементы низкоорбитальных космических аппаратов / Н.И. Сидняев, Л.А. Макриденко, В.Я. Геча, В.Н. Онуфриев / Вопросы электромеханики. Труды ВНИИЭМ. Труды Четвертой международной научно-технической конференции «Актуальные проблемы создания космических систем дистанционного зондирования Земли». М.: АО «Корпорация «ВНИИЭМ», 2016. С. 90-102.

12. Антонов С.Г., Климов С.М. Методика оценки рисков нарушения устойчивости функционирования программно-аппаратных комплексов в условиях информационно-технических воздействий // Надежность. 2017. № 1. С. 32-39.

References

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

2. Sidnyaev N.I. [Experimental design theory and statistical data analysis: a study guide]. Moscow: ID Yurayt; 2011. (in Russ.)

3. Morozov D.V., Chermoshentsev S.F. Method of improving the functional dependability of the control systems of an unmanned aerial vehicle in flight in case of failure in the onboard test instrumentation. *Dependability* 2019;19(1):30-35.

4. Sidnyaev N.I., Sadykhov G.S., Savchenko V.P. [Models and methods of estimation of the residual operating life of electronics]. Moscow: Bauman MSTU Publishing; 2015. (in Russ.)

5. Morris S.F. Use and application of MIL-HDBK-217. *Solid State Technology* 1990;33(6):65-69.

6. Sidnyaev N.I. [Mathematic simulation of dependability estimation of complex technical systems]. *Problemy mashinostroyeniya i radiozhnosti mashin* 2003;4:24-31. (in Russ.)

7. Brennom T.R. Should US MIL-HDBK-217 be 8888. *IEEE Trans. Reliab.* 1988;37(5):474-475.

8. Sidnyaev N.I. [Overview and research of physics of failure for the estimation of the dependability indicators of today's radar electronics]. *Physical Bases of Instrumentation* 2017;2(23):4-52. (in Russ.)

9. Barlow R., Proschan F. Mathematical theory of reliability. Moscow: Sovetskoye radio; 1969.

10. RD 50-690-89. [Guidelines. Dependability of technology. Methods of estimation of dependability indicators based on experimental data]. Moscow: State committee of the USSR for products quality management and standards; 1990. (in Russ.)

11. Sidnyaev N.I., Makridenko L.A., Gecha V.Ya., Onufriev V.N. [Factors of space weather affecting the airborne devices of low-orbiting spacecraft]. In: Electromechanical matters. VNIIEEM studies. Proceedings of the Fourth International Science and Technology Conference Topical Issues of the Design of Space-Based Earth Remote Sensing Systems. Moscow: VNIIEEM Corporation; 2016. Pp. 90-100. (in Russ.)

12. Antonov S.G., Klimov S.M. Method for risk evaluation of functional instability of hardware and software systems under external information technology interference. *Dependability* 2017;17(1):32-39.

Сведения об авторах

Сидняев Николай Иванович – доктор технических наук, профессор, заведующий кафедрой, Московский государственный технический университет им. Н.Э. Баумана, Москва, Российская Федерация, e-mail: Sidn_ni@mail.ru

Баттулга Энхжаргал – аспирантка, Московский государственный технический университет им. Н.Э. Баумана, Москва, Российская Федерация, e-mail: enhee_jrgl@yahoo.com

About the authors

Sidnyaev Nikolay Ivanovich, Doctor of Engineering, Professor, Head of Department, Bauman Moscow State Technical University, Russian Federation, Moscow, e-mail: Sidn_ni@mail.ru

Battulga Enkhzhargal, postgraduate student, Bauman Moscow State Technical University, Russian Federation, Moscow, e-mail: enhee_jrgl@yahoo.com

Вклад авторов

Сидняевым Н.И. предложена расчетная методика обнаружения и исключения аномальных значений. Разработанный метод использован для случаев, когда процесс стационарный и имеет гауссовский закон плотности распределения вероятности.

Баттулга Э. предложены как параметрические, так и непараметрические способы принятия решений с использованием контрольной карты.

Конфликт интересов

Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.

Методический подход к вероятностному прогнозированию и сравнению качества функционирования систем в условиях неопределенности

Methodological approach to probabilistic prediction and comparison of systems operation quality under conditions of uncertainty

Костокрызов А.И.^{1*}, Нистратов А.А.¹
Andrey I. Kostogryzov^{1*}, Andrey A. Nistratov¹

¹Федеральный исследовательский центр «Информатика и управление» Российской академии наук, Москва, Российская Федерация

¹Federal Research Center "Computer Science and Control" of the Russian Academy of Sciences, Moscow, Russia

*Akostogr@gmail.com



Костокрызов А.И.



Нистратов А.А.

Резюме. Цель. Предложить методический подход к вероятностному прогнозированию и сравнению качества функционирования систем, производящих материальную и/или информационную продукцию, проиллюстрировать практичность предложенного подхода примерами в различных приложениях. **Методы.** Предложены к использованию методы и модели, построенные на основе методов теории вероятностей и системного анализа, доведенные до реализации в национальных стандартах системной инженерии. **Результаты.** Модели сложных систем, производящих материальную и/или информационную продукцию, адаптированы в интересах прогнозирования и сравнения для одной и той же системы в разных условиях функционирования, для разных систем применительно к одному периоду времени или для разных периодов времени с одинаковыми или отличающимися продолжительностью и условиями функционирования. Предложенный подход охватывает: методы оценки относительной части функций системы, выполняемых с приемлемым качеством, оценки затрат в жизненном цикле систем, оценки относительной степени удовлетворенности заинтересованных сторон, связанной с качеством и затратами при функционировании системы. **Выводы.** Продемонстрирована работоспособность предложенного методического подхода к вероятностному прогнозированию и сравнению качества функционирования систем различного приложения в условиях неопределенности. Подход может быть принят за основу системного анализа и оптимизации качества функционирования систем, производящих материальную и/или информационную продукцию, обоснования количественных системных требований и инженерных решений, направленных на удовлетворение потребностей заинтересованных сторон.

Abstract. Aim. To propose a methodological approach to probabilistic forecasting and comparison of the performance of systems producing material and/or information products, to illustrate the practicality of the proposed approach with examples in various applications. **Methods.** Methods and models based on the methods of probability theory and system analysis, brought to implementation in national standards of system engineering, are proposed for use. **Results.** Models of complex systems producing material and/or information products are adapted for predicting and comparing for the same system under different operating conditions, for different systems applied to the same time period or for different time periods with the same or different duration and operating conditions. The proposed approach covers methods for assessing the relative part of the system functions performed with acceptable quality, estimating costs in the life cycle of systems, assessing the relative degree of satisfaction of stakeholders associated with quality and costs in system operation. **Conclusions.** The efficiency of the proposed methodological approach to probabilistic forecasting and comparison of the performance of systems of various applications under conditions of uncertainty is demonstrated. The approach can be used for system analysis and optimisation of the performance of systems producing material and/or information products, substantiation of quantitative system requirements and engineering solutions aimed at meeting the needs of stakeholders.

Ключевые слова: анализ, вероятность, модель, оценка, прогнозирование, качество функционирования системы.

Keywords: analysis, probability, model, prediction, system performance.

Для цитирования: Костогрызов А.И., Нистратов А.А. Методический подход к вероятностному прогнозированию и сравнению качества функционирования систем в условиях неопределенности // Надежность. 2024. №1. С. 10-24. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2024-24-1-10-24>

For citation: Kostogryzov A.I., Nistratov A.A. Methodological approach to probabilistic prediction and comparison of systems operation quality under conditions of uncertainty. Dependability 2024;1:10-24. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2024-24-1-10-24>

Поступила: 29.03.2023 / **После доработки:** 18.01.2024 / **К печати:** 15.03.2024

Received on: 29.03.2023 / **Revised on:** 18.01.2024 / **For printing:** 15.03.2024

Введение

Для различных систем важной задачей является периодический прогноз и сравнение качества их функционирования в условиях неопределенности с учетом специфических свойств оперируемой информации и затрат. Многие современные стандарты рекомендуют решать эту проблему методами системного анализа (например, см. ГОСТ 22.2.04 «Безопасность в чрезвычайных ситуациях. Техногенные аварии и катастрофы. Метрологическое обеспечение контроля состояния сложных технических систем. Основные положения и правила», ГОСТ Р ИСО 13381-1 «Контроль состояния и диагностика машин. Прогнозирование технического состояния. Часть 1. Общее руководство», ГОСТ Р 51901.1 «Менеджмент риска. Анализ риска технологических систем», ГОСТ Р 57272.1 «Менеджмент риска применения новых технологий. Часть 1. Общие требования», ГОСТ Р МЭК 61069 «Измерение, управление и автоматизация промышленного процесса. Определение свойств системы с целью ее оценки», ГОСТ Р 58494-2019 «Оборудование горно-шахтное. Многофункциональные системы безопасности угольных шахт. Система дистанционного контроля опасных производственных объектов (ОПО)», ГОСТ Р 58771 «Менеджмент риска. Технологии оценки риска», ГОСТ Р 59341 «Системная инженерия. Защита информации в процессе управления информацией системы», ГОСТ Р 59989 «Системная инженерия. Системный анализ процесса управления качеством системы», ГОСТ Р 59991 «Системная инженерия. Системный анализ процесса управления рисками для системы» и др.).

Примечание. Под риском понимается 1) мера опасности с ее последствиями (по ФЗ «О техническом регулировании», ГОСТ Р 51898-2002 «Аспекты безопасности. Правила включения в стандарты», ГОСТ Р 51901.1-2002 «Менеджмент риска. Анализ риска технологических систем», ГОСТ Р 51897-2011 «Менеджмент риска. Термины и определения», ГОСТ Р МЭК 61508-4-2012 «Функциональная безопасность систем электрических, электронных, программируемых электронных, связанных с безопасностью. Термины и определения» и др.) или как более общее определение – 2) эффект неопределенности в целях и/или задачах (по ГОСТ Р ИСО 58771 «Менеджмент риска. Технологии оценки риска»).

Учитывая практические потребности, в настоящей работе предложен аналитический подход для прогнозирования и сравнения качества функционирования сложных

систем, выходными результатами которых могут выступать материальная и/или информационная продукция. Предлагаемый подход развивает существующие подходы [1–22] и может быть полезен при проведении анализа качества функционирования для одной и той же системы в различных условиях функционирования, для разных систем применительно к одному периоду времени или для разных периодов времени с одинаковыми или различающимися продолжительностью и условиями. Для расчетов с помощью этого подхода также могут быть применены другие вероятностные методы и модели, позволяющие оценивать вероятности успеха или риски неудач на уровне их функций распределения (ФР).

1. Допущения и идеи предлагаемого подхода

Полагается, что в общем случае все выходные результаты функционирования рассматриваемых систем могут быть разделены на материальную продукцию, информационную продукцию (в т.ч. справки, отчеты, управленческие решения, рекомендации от систем искусственного интеллекта) или продукцию, являющуюся комбинацией материальной и информационной продукции.

Использование предлагаемых методов и моделей базируется на следующих идеях и допущениях.

Идея 1. Для каждого элемента сложной системы существуют потребности в количественной оценке достигнутого уровня качества (как в результате измерений, так и в итоге гипотетических ожиданий):

а) относительно выходных материальных результатов (в том числе в зависимости от частоты существенных изменений условий и требований к качеству, частоты и длительности контроля качества, времени осуществления мер по восстановлению допустимого качества функционирования системы);

б) относительно выходных информационных результатов – в первую очередь в зависимости от возможностей системы по надежному и своевременному обеспечению полной, достоверной и, при необходимости, конфиденциальной информацией для ее использования по назначению;

Идея 2. Поскольку модели математические, то путем смыслового переобозначения исходных данных и, соответственно, расчетных показателей возможно использование одних и тех же моделей для оценки разных показателей. С учетом сложности системы в

зависимости от заданного набора выполняемых функций для системы возможно ее структурно-логическая декомпозиция до элементов и формальное описание целостности элементов и системы в целом в терминах «И», «ИЛИ».

Примечание. Под целостностью системы (элемента) понимается такое ее (его) состояние, при котором обеспечивается достижение целей ее (его) функционирования. В качестве логических элементов могут выступать составные элементы системы, подсистемы или отдельная система (как единое целое).

Идея 3. Для комплексной оценки в приложении к системам сколь угодно сложной параллельно-последовательной структуры (с формальным использованием логики в терминах «И», «ИЛИ») предлагается использовать следующий алгоритм генерации новых моделей [1, 2, 6–12].

Сложность системы оценивается количеством составных элементов. Для характеристики элементов достаточно логического переопределения понятия наработки в привязке к специфике системы (например, для анализа надежности это – наработка на отказ, а для качества – наработка на нарушение целостности).

Рассмотрим простейшую структуру из двух независимых элементов, соединенных последовательно, что означает логическое соединение «И» (рис. 1), или параллельно, что означает логическое соединение «ИЛИ» (рис. 2). Предположение независимости имеет место быть.

Обозначив для i -го элемента функцию распределения (ФР) времени наработки на нарушение целостности через $B_i(t) = P(\tau_i \leq t)$, используем следующие рассуждения:

1) для последовательно соединенных независимых элементов время до нарушения целостности равно минимуму из двух времен τ_i : выхода из строя 1-го или 2-го элементов (т.е. система переходит в состояние нарушенной целостности, когда откажет либо 1-й, либо 2-й элемент). В этом случае для системы в целом ФР времени наработки $B(t)$ на нарушение целостности определяется выражением

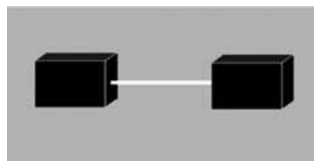
$$B(t) = P(\min(\tau_1, \tau_2) \leq t) = 1 - P(\min(\tau_1, \tau_2) > t) = 1 - P(\tau_1 > t)P(\tau_2 > t) = 1 - [1 - B_1(t)][1 - B_2(t)]; \quad (1)$$

2) для параллельно соединенных независимых элементов при горячем резервировании (когда оба элемента находятся в рабочем состоянии и при выходе из строя одного из них другой продолжает функционировать) время до нарушения целостности равно максимуму из двух времен τ_i : выхода из строя 1-го и 2-го элементов, т.е. система переходит в состояние нарушенной целостности, когда выйдут из строя оба – и 1-й и 2-й элементы. В этом случае ФР времени наработки на нарушение целостности для системы в целом

$$B(t) = P(\max(\tau_1, \tau_2) \leq t) = P(\tau_1 \leq t)P(\tau_2 \leq t) = B_1(t)B_2(t). \quad (2)$$

Применяя приведенные рекуррентные соотношения (1)–(2), можно получать соответствующие оценки для сколь угодно сложной логической структуры с параллельно-последовательным соединением элементов.

Примечание. Подобные задачи формулировались еще Вентцель Е.С. для упражнений студентам в ее учебниках по теории вероятностей и исследованию операций.



ФР времени наработки на нарушение целостности

$$B(t) = 1 - [1 - B_1(t)][1 - B_2(t)]$$

Рис. 1. Система из последовательно соединенных элементов



ФР времени наработки на нарушение целостности

$$B(t) = B_1(t)B_2(t)$$

Рис. 2. Система из параллельно соединенных элементов

Идея 4. В условиях неопределенности для прогнозирования и сравнения используются следующие системные показатели, являющиеся достаточно универсальными независимо от специфики производимой продукции:

- относительная часть функций системы, выполняемых с приемлемым качеством;
- математическое ожидание затрат с учетом возможных случаев нарушения приемлемого качества функционирования системы;
- относительная степень удовлетворенности заинтересованных сторон, связанной с качеством и затратами при функционировании системы.

Примечание. Считается, что для анализируемого периода прогноза в жизненном цикле могут быть приблизительно оценены предварительные затраты на обеспечение качества функционирования рассматриваемых систем (без учета возможных нарушений).

2. Предлагаемые модели для вероятностных оценок

В соответствии с допущениями и идеями, выполнение каждой функции может быть описано и исследовано с помощью следующих достаточно общих моделей, предполагающих производство материальной или информационной продукции или получение комбинированных выходных результатов функционирования системы. В общем случае моделирование основано на использовании понятий вероятностей «успеха» и/или «неудачи» в течение данного прогностического периода времени (с учетом последствий вероятность «не-

удачи» характеризует риск «неудачи»). Рекомендуется использовать существующие модели «черного ящика», для которых создается вероятностное пространство (Ω, B, P) , где: Ω – конечное пространство элементарных событий, B – класс всех подмножеств множества Ω , удовлетворяющий свойствам сигма-алгебры; P – мера вероятности на пространстве элементарных событий Ω – см., например, [1 – 12]. При этом, поскольку пространство $\Omega = \{\omega_k\}$ – конечное, достаточно установить отображение $\omega_k \rightarrow p_k = P(\omega_k)$ такое, что $p_k \geq 0$ и $\sum_k p_k = 1$.

Такое соответствие установлено в предлагаемых моделях, используемых для систем простой и сложной структуры. Примеры созданных моделей см., например, в ГОСТ Р 58494, ГОСТ Р 59329 – ГОСТ Р 59357, ГОСТ Р 59989 – ГОСТ Р 59994 и др.

Под простой структурной системой для моделирования понимается система, состоящая из одного элемента или набора элементов, логически объединенных для анализа как единый элемент (который может быть декомпозирован и в этом случае по сути также может представлять собой сложную систему). Анализ системы простой структуры проводится по принципу «черного ящика», когда известны входы и выходы, но неизвестны внутренние детали работы системы. Система сложной структуры для моделирования представляется в виде набора взаимодействующих элементов, каждый из которых представлен в виде «черного ящика», работающего в своих условиях неопределенности со своими характеристиками.

2.1 Модели для оценки систем, производящих материальную продукцию

Для оценки систем, производящих материальную продукцию, существуют многочисленные модели, в том

числе авторские [1–22]. Например, в модели «Анализ возможных изменений конкурентоспособности» [6, 7, 10] по каждому из анализируемых типов продукции в качестве исходных данных используются:

ξ^{-1} – ожидаемая частота значимых изменений требований рынка относительно качества выпускаемой продукции (т.е. ξ – это среднее время между значимыми изменениями, когда продукция может оказаться на рынке неконкурентоспособной);

q – среднее время между соседними моментами контроля качества продукции;

b – среднее время между адекватными адаптациями системы к изменениям требований рынка с восстановлением приемлемого качества выпускаемой продукции.

Пример моделируемых случаев соотношений между временами значимого изменения требований рынка относительно конкурентоспособности выпускаемой продукции, изменения требований рынка и времени адаптации системы к изменениям приведены на рис. 3. Элементарных событий два: «Конкурентоспособность обеспечивается» и «Конкурентоспособность не обеспечивается».

В результате расчетов оцениваются вероятность сохранения конкурентоспособности выпускаемой продукции (P) и риск утраты конкурентоспособности выпускаемой продукции ($R = 1 - P$ с учетом возможного ущерба):

$$P = \frac{\xi^2}{q(\xi + b)} \left[1 - \exp\left(-\frac{q}{\xi}\right) \right]. \quad (3)$$

Другим примером для прогнозирования рисков применительно к системам, производящим материальную продукцию, могут служить типовые методы и модели, рекомендуемые ГОСТ Р 59989 «Системная инженерия. Системный анализ процесса управления

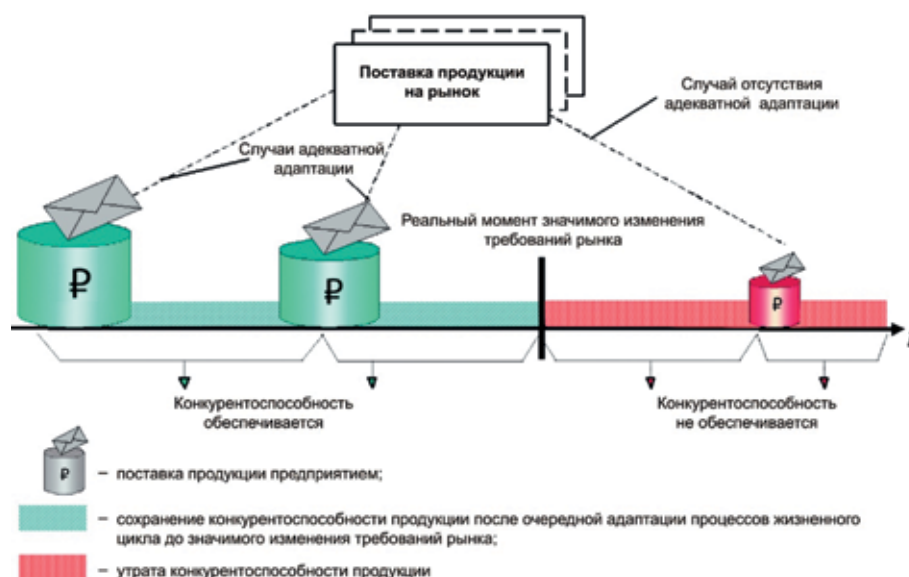


Рис. 3. Пример моделируемых случаев относительно конкурентоспособности выпускаемой продукции, изменения требований рынка и времени адаптации системы к изменениям (абстракция)

качеством системы». Прогнозирование и сравнение могут быть проведены при этом применительно к реализации процесса управления качеством системы. Для моделируемой системы нарушение реализации процесса управления качеством системы с учетом дополнительных специфических требований характеризуется переходом системы в такое элементарное состояние, при котором имеет место или оказывается возможным ущерб по следующим причинам: из-за невыполнения необходимых действий процесса либо из-за нарушения сроков выполнения необходимых действий, либо из-за наличия недопустимого брака в поставляемых продукции и/или услугах, либо из-за нарушения дополнительных специфических системных требований, либо из-за комбинации перечисленных причин. Прогнозирование и сравнение предлагается строить на основе следующих показателей:

- риска нарушения надежности реализации процесса управления качеством системы без учета дополнительных специфических системных требований – см. ГОСТ Р 59989, модель В.2;

- обобщенного риска нарушения реализации процесса управления качеством системы с учетом дополнительных специфических системных требований – см. модели и методы ГОСТ Р 59989, приложения В.3, В.4.

Риск нарушения надежности реализации процесса управления качеством системы без учета дополнительных специфических системных требований характеризуется:

- риском невыполнения необходимых действий процесса, определяемым вероятностью невыполнения необходимых действий процесса;

- риском нарушения сроков выполнения необходимых действий процесса, определяемым вероятностью нарушения сроков выполнения необходимых действий процесса;

- риском наличия недопустимого брака в поставляемых продукции и/или услугах (в том числе внутри системы для обеспечения ее качества), определяемым вероятностью наличия недопустимого брака в поставляемых продукции и/или услугах.

Вероятность $R_{\text{без}}(T_{\text{зад}})$ нарушения надежности реализации процесса управления качеством системы без учета дополнительных специфических системных требований определяется в ГОСТ Р 59989 для случаев, когда учитываются:

- все действия и поставки (как с выполненными, так и с нарушенными условиями по выполнению необходимых действий процесса, срокам выполнения необходимых действий, отсутствию недопустимого брака) или

- лишь те поставки, для которых условия по выполнению необходимых действий процесса, срокам выполнения необходимых действий, отсутствию недопустимого брака были нарушены (именно они определяют возможные ущербы от наличия брака).

Прогнозирование рисков нарушения дополнительных специфических системных требований осуществляется

на основе применения специальных математических моделей, учитывающих специфику самих требований, а также технологий, мер и способов их выполнения. При этом в полной мере применимы модели и методы прогнозирования риска нарушения дополнительных специфических системных требований из ГОСТ Р 59993–2022 «Системная инженерия. Системный анализ процесса управления инфраструктурой системы» (приложение В.3). Для расчета вероятностных показателей применительно к моделируемой системе, где анализируемые сущности могут быть представлены в виде «черного ящика», используются исходные данные, формально определяемые применительно к процессу следующим образом:

σ – частота возникновения источников угроз нарушения дополнительных специфических системных требований в рассматриваемом процессе;

β – среднее время развития угроз с момента возникновения источников угроз до нарушения нормальных условий (например, до нарушения установленных дополнительных специфических системных требований в системе или до инцидента);

$T_{\text{меж}}$ – среднее время между окончанием предыдущей и началом очередной диагностики возможностей по обеспечению выполнения дополнительных специфических системных требований в моделируемой системе;

$T_{\text{диаг}}$ – среднее время системной диагностики возможностей по обеспечению выполнения дополнительных специфических системных требований;

$T_{\text{восст}}$ – среднее время восстановления нарушенных возможностей по обеспечению выполнения дополнительных специфических системных требований в моделируемой системе;

$T_{\text{зад}}$ – задаваемая длительность периода прогноза.

В качестве расчетного показателя для выбранной структуры системы с учетом возможного ущерба используется $R_{\text{наруш}}(\sigma, \beta, T_{\text{меж}}, T_{\text{диаг}}, T_{\text{восст}}, T_{\text{зад}})$ – вероятность нарушения дополнительных специфических системных требований в моделируемой системе в течение периода прогноза $T_{\text{зад}}$. Формульные выражения см. в ГОСТ Р 59993–2022, приложение В.3.

Обобщенный риск нарушения реализации процесса управления качеством системы с учетом дополнительных специфических системных требований $R_{\text{обобщ}}(T_{\text{зад}})$ характеризуется сочетанием риска нарушения надежности реализации процесса управления качеством системы без учета дополнительных специфических системных требований и риска нарушения дополнительных специфических системных требований в этом процессе. Расчетным вероятностным показателям сопоставляется возможный ущерб, оцениваемый тяжестью последствий для системы и ее заинтересованных сторон в случае реализации угроз.

Обобщенная вероятность нарушения реализации процесса управления качеством системы с учетом до-

полнительных специфических системных требований $R_{\text{обобщ}}(T_{\text{зад}})$ вычисляется по формуле

$$R_{\text{обобщ}}(T_{\text{зад}}) = 1 - \left[1 - R_{\text{без}}(T_{\text{зад}}) \right] \cdot \left[1 - R_{\text{наруш}}(\sigma, \beta, T_{\text{меж}}, T_{\text{диаг}}, T_{\text{восст}}, T_{\text{зад}}) \right]. \quad (4)$$

Обобщенный риск определяется путем сопоставления расчетной вероятности нарушения реализации процесса в течение периода прогноза, рассчитанной по формуле (4), с возможным ущербом за этот период.

2.2 Модели для оценки систем, производящих информационную продукцию

То же пространство (Ω, B, P) построено для предлагаемых моделей, позволяющих оценивать надежность и своевременность предоставления достаточно полной, достоверной и, при необходимости, конфиденциальной информации для использования по назначению (рис. 4) [3–5].

Предлагаемые авторские модели детально описаны в [3–5 и др.], они реализованы в рамках ГОСТ Р 59341-2022, приложения В. Модели позволяют оценить показатели надежности и своевременности предоставления, полноты, достоверности и безопасности используемой информации. Достоверность выходной информации определяется истинностью исходных данных, безошибочностью входной информации, корректностью обработки, безошибочностью при хранении и передаче информации и сохранением ее актуальности на момент использования. Учет «человеческого фактора» осуществляется на уровне безошибочности действий пользователей и персонала

системы. В свою очередь безопасность информации характеризуется таким состоянием ее защищенности, при котором обеспечены конфиденциальность, доступность и целостность информации.

К рекомендуемым относятся математические модели для оценки (см. [3–5], ГОСТ Р 59341-2022, приложение В):

- надежности предоставления используемой информации (расчетный показатель: $P_{\text{rel}}(T_{\text{зад}})$ – вероятность надежного функционирования системы в течение заданного периода прогноза $T_{\text{зад}}$);

- своевременности предоставления используемой информации (расчетный показатель: P_{tim} – вероятность своевременной обработки запроса в течение данного периода прогноза; относительная доля всех своевременно обработанных запросов; относительная доля своевременно обработанных запросов тех типов, для которых выполняются требования заказчика C_{tim});

- полноты оперативного отражения в системе новых объектов и явлений (расчетный показатель: P_{compl} – вероятность того, что в системе отражена полная информация о состояниях всех объектов и явлений);

- актуальности обновляемой информации (расчетный показатель: P_{actual} – вероятность сохранения актуальности информации на момент ее использования);

- безошибочности информации после контроля (расчетный показатель: P_{check} – вероятность отсутствия ошибок в информации после ее контроля);

- корректности обработки информации (расчетный показатель: P_{process} – вероятность получения корректных результатов обработки информации);

- оценки безошибочности действий пользователей и персонала системы (расчетный показатель: $P_{\text{map}}(T_{\text{зад}})$ – вероятность безошибочных действий пользователей

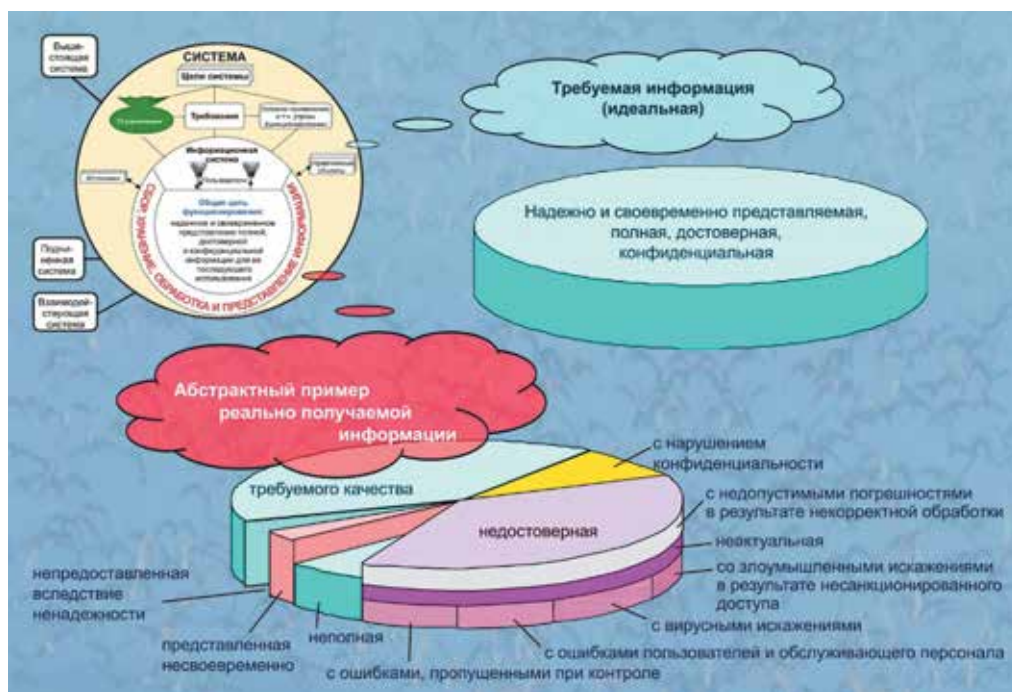


Рис. 4. Пример качества выходной информационной продукции (абстракция)

и персонала системы в течение заданного периода прогноза $T_{\text{зад}}$);

- сохранения целостности моделируемой системы в условиях опасных программно-технических воздействий (расчетный показатель: $P_{\text{infl}}(T_{\text{зад}})$ – вероятность отсутствия опасного программно-технического воздействия на систему в течение заданного периода прогноза $T_{\text{зад}}$);

- защищенности активов от несанкционированного доступа (расчетный показатель: P_{prot} – вероятность обеспечения защищенности активов системы от НСД без привязки к заданному периоду прогноза);

- сохранения конфиденциальности используемой информации (расчетный показатель: $P_{\text{conf}}(T_{\text{зад}})$ – вероятность обеспечения защищенности активов системы от несанкционированного доступа в течение заданного периода прогноза $T_{\text{зад}}$).

При этом пространство элементарных событий для элемента моделируемой системы на временной оси образуют следующие основные состояния: «Целостность элемента моделируемой системы сохранена», если в течение всего периода прогноза обеспечена требуемая функциональность элемента и «Целостность элемента моделируемой системы нарушена» – в противном случае.

С учетом логических условий «И» и «ИЛИ» устанавливают элементарные состояния для каждого элемента и моделируемой системы в целом.

3. Методы оценки относительной части функций системы, выполняемых с приемлемым качеством

Предлагается следующая формула для расчета относительной части функций системы, выполняемых с приемлемым качеством в течение задаваемого прогнозного периода (здесь также могут учитываться гипотетические условия) [1, 2]:

$$S = \frac{\sum_{m=1}^M P_m \cdot a_m}{\sum_{m=1}^M a_m}, \quad (5)$$

где a_m – гипотетическая частота выполнения функции m -го типа в течение задаваемого прогнозного периода;

P_m – вероятность выполнения m -й функции с приемлемым качеством;

M – это полный набор существенных функций, которые выполняются системой и учитываются при прогнозировании и сравнении.

В общем случае для каждой m -й функции ($1 \leq m \leq M$) вероятность P_m выполнения m -й функции с приемлемым качеством вычисляется по следующим вариантам:

а) что касается материальной продукции, вероятность P_m выполнения m -й функции с приемлемым качеством рассчитывается по какой-либо модели из подраздела 2.1;

б) в отношении информационной продукции P_m рассчитывается по формуле:

$$P_m(T_{\text{зад}}) = P_{\text{rel},m}(T_{\text{зад}}) \cdot C_{\text{tim},m} \cdot P_{\text{compl},m} \cdot P_{\text{actual},m} \times \\ \times P_{\text{check},m} \cdot P_{\text{process},m} \cdot P_{\text{infl},m}(T_{\text{зад}}) \times \\ \times P_{\text{man},m}(T_{\text{зад}}) \cdot P_{\text{prot},m} \cdot P_{\text{conf},m}(T_{\text{зад}}), \quad (6)$$

где все показатели рассчитываются с помощью моделей, предложенных в подразделе 2.2;

в) для случая комбинации материальной и информационной продукции

$$P_m(T_{\text{зад}}) = P_{\text{combined},m} \cdot P_{\text{rel},m}(T_{\text{зад}}) \cdot C_{\text{tim},m} \cdot P_{\text{compl},m} \cdot P_{\text{actual},m} \times \\ \times P_{\text{check},m} \cdot P_{\text{process},m} \cdot P_{\text{infl},m}(T_{\text{зад}}) \times \\ \times P_{\text{man},m}(T_{\text{зад}}) \cdot P_{\text{prot},m} \cdot P_{\text{conf},m}(T_{\text{зад}}), \quad (7)$$

где $P_{\text{combined},m}$ рассчитывается по какой-либо модели из подраздела 2.1, а все остальные показатели – с использованием моделей из 2.2.

Для материальных выходных результатов $P_m(t)$ означает вероятность того, что m -я функция будет выполнена за период t с приемлемым качеством. Для информационных выходных результатов $P_m(t)$ по формуле (6) также характеризует вероятность того, что m -я функция будет выполнена с приемлемым качеством, то есть запрошенные информационные выходные результаты будут получены надежно и своевременно, будут полными, достоверными и, при необходимости, конфиденциальными для целевого использования. Для выходных результатов функционирования системы, комбинируемых из материальной и информационной продукции, результаты вычисления P_m по (7) характеризуют вероятность того, что m -я функция будет выполнена с приемлемым качеством. Понятие приемлемости может быть установлено в виде ограничений на значения расчетных показателей – см. пример 1 в разделе 6 настоящей статьи.

Для вычисления относительной части функций, выполненных с приемлемым качеством функционирования для реальных сравниваемых условий предлагается следующая формула [1, 2]:

$$S_{\text{real}} = \frac{\sum_{m=1}^M U_m \cdot a_{\text{real},m}}{\sum_{m=1}^M a_{\text{real},m}}, \quad (8)$$

где $a_{\text{real},m}$ – реальная частота выполнения функции m -го типа (или рассматриваемая как реальная) в течение данного периода прогноза;

U_m – это реальная часть функций, выполняемых с приемлемым качеством функционирования (измеряется от 0 до 1), получается в результате обработки собираемой статистики.

Если определение U_m в (8) является проблематичным, то для задаваемых условий (отличных или идентичных наблюдавшимся ранее условиям) в течение того же заданного времени может быть использована формула (4). В этом случае $U_m = R_{\text{обобщ},m}(T_{\text{зад}})$.

4. Оценка затрат в жизненном цикле

При решении различных оптимизационных задач в жизненном цикле систем [1, 2, 5–7] предлагается использовать показатели математического ожидания затрат. Математическое ожидание отличается от реальных затрат учетом неопределенности, связанной со случаями нарушения приемлемого качества функционирования системы.

В общем случае для оценки математического ожидания затрат с учетом случаев критичного нарушения приемлемого качества функционирования системы $C_{math}(t)$ за период прогноза t , в условных единицах (у.е.), предлагается следующая формула:

$$C_{math}(t) = C_{instal} + C_{main}(t) + \sum_{m=1}^M (a_{hyp,m} C_{hyp,m} \cdot t \cdot P_m + D_m \cdot N_m(t) \cdot (1 - P_m)) \text{ для } t \leq T_{life},$$

$$C_{math}(t) = C_{instal} + C_{main}(t) + \sum_{m=1}^M (a_{hyp,m} C_{hyp,m} \cdot T_{life} \cdot P_m + D_m \cdot N_m(T_{life}) \cdot (1 - P_m)) + C_{disposal} \text{ для } t > T_{life}, \quad (9)$$

где P_m по-прежнему означает вероятность того, что m -я функция выполнена с приемлемым качеством за период прогноза t , оцениваемая по формулам разделов 3, 4;

$a_{hyp,m}$ – это частота выполнения m -й функции, влияющей на затраты, в единицу времени;

C_{instal} – затраты для разработки и ввода системы в эксплуатацию (инсталляции системы) за период прогноза t ;

$C_{main}(t)$ – затраты для сопровождения системы к моменту времени t ;

$C_{hyp,m}$ – затраты для функционирования системы к моменту времени t для m -й выполняемой функции (например, за год);

$C_{disposal}$ – затраты для вывода системы из эксплуатации;

D_m – средние возможные или реальные ущербы для одного случая критичного нарушения качества функционирования системы применительно к m -й выполняемой функции;

$N_m(t)$ – прогнозируемое среднее количество случаев критичного нарушения качества функционирования системы к моменту времени t (приводящих к недопустимому ущербу);

T_{life} – время жизни системы.

В частном случае без учета критичных нарушений качества функционирования системы для оценки ожидаемых затрат используются следующие выражения:

$$C_{exp}(t) = C_{instal} + C_{main}(t) + t \sum_{m=1}^M a_{hyp,m} C_{hyp,m} \text{ для } t \leq T_{life},$$

$$C_{exp}(t) = C_{instal} + C_{main}(t) + T_{life} \sum_{m=1}^M a_{hyp,m} C_{hyp,m} + C_{disposal} \text{ для } t > T_{life}. \quad (10)$$

Выражение (10) получается из (9) в случае, когда за период прогноза отсутствуют критичные нарушения качества функционирования системы, то есть в этом случае $P_m = 1$.

5. Оценка относительной степени удовлетворенности заинтересованных сторон, связанной с качеством и затратами при функционировании системы

Пусть сравниваются две системы. Для сравнения выбран показатель относительной степени удовлетворенности заинтересованных сторон. При функционировании системы предлагается учитывать возможность возникновения удовлетворенности, связанной с качеством и/или с ожидаемыми затратами.

Степень удовлетворенности V , связанной с качеством, предлагается оценивать с использованием соотношения:

$$V = (S_1/S_2) \cdot 100\%, \quad (11)$$

где относительная часть функций, выполняемых с приемлемым качеством для 1-й системы S_1 и для 2-й сравниваемой системы в течение данного периода прогноза S_2 , вычисляется по формуле (5) или (8).

Относительную степень удовлетворенности $Z_{cost}(t)$, связанную с ожидаемыми затратами, предлагается оценивать с использованием соотношения:

$$Z_{cost}(t) = [C_{math}(t) / C_{exp}(t)] \cdot 100\%, \quad (12)$$

где ожидаемые затраты с учетом ($C_{math}(t)$) и без учета ($C_{exp}(t)$) критичных нарушений качества функционирования системы к моменту t рассчитываются по формулам (9) и (10).

Для предпочтительности 1-й системы по сравнению со 2-й относительная степень удовлетворенности заинтересованных сторон, связанной с качеством системы, должна быть более 100%. А для достижения некоторой удовлетворенности заинтересованных сторон с точки зрения затрат, расчетная относительная степень удовлетворенности, связанной с ожидаемыми затратами $Z_{cost}(t)$, должна быть меньше 100%.

6. Примеры

Пример 1. В примере обобщены многочисленные результаты расчетов в приложениях к информационным системам различного приложения, в том числе входящих в состав энергетических и нефтегазовых систем [1, 2, 5–7, 13–22], см. также ГОСТ Р 59341 «Системная инженерия. Защита информации в процессе управления информацией системы», где учтены результаты проведенных ранее исследований. Типовые допустимые значения показателей для систем, производящих информационную продукцию при ориентации на систему-эталон, представлены в табл. 1.

Табл. 1 Пример допустимых значения показателей для систем, производящих информационную продукцию при ориентации на систему-эталон (по ГОСТ Р 59341)

Показатель	Допустимое значение
Вероятность надежного предоставления информации в системе $P_{rel}(T_{зад})$	Не ниже 0,99
Вероятность своевременной обработки запросов в системе P_{tim}	Не ниже 0,90
Относительная доля своевременно обработанных в системе запросов $C_{tim,m}$	Не ниже 0,95
Вероятность того, что в системе полностью отражены состояния всех реально существующих критичных объектов и явлений $P_{compl,m}$	Не ниже 0,90
Вероятность сохранения актуальности информации в системе на момент ее использования $P_{actual,m}$	Не ниже 0,90
Вероятность отсутствия ошибок в информации после ее контроля P_{check}	Не ниже 0,97
Вероятность получения корректных результатов обработки информации $P_{process}$	Не ниже 0,95
Вероятность обеспечения безошибочных действий пользователей и персонала системы $P_{man}(T_{зад})$	Не ниже 0,95
Вероятность отсутствия опасного программно-технического воздействия на систему $P_{inf}(T_{зад})$	Не ниже 0,95
Вероятность обеспечения защищенности активов системы от НСД P_{prot}	Не ниже 0,99
Вероятность сохранения конфиденциальности информации $P_{conf}(T_{зад})$	Не ниже 0,999

Примечание. Период прогноза для расчетных показателей подбирают таким образом, чтобы вероятности успешного развития событий были не ниже устанавливаемых допустимых. Пересечение траектории ФР допустимой границы позволит определить такой период времени, за пределами которого приемлемое качество не гарантируется.

Пример 2. Предположим, что планируется создать специальную интеллектуальную систему (ИС) для «умного» мониторинга на производстве. С учетом результатов примера 1 проводится оценка функционирования ИС в течение ее жизненного цикла. Для упрощения положим, что в рамках примера выделены два типа критичных функций. Результатом каждой функции является комбинация материальной и информационной продукции. Это означает, что пример ориентирован на использование базовой формулы (7). Чтобы еще более упростить этот пример, используется только модель 2.1 и идентичная ей модель для оценки актуальности обнов-

ляемой информации. Другие показатели неизменны на уровне значений из таблицы примера 1.

Множество выполняемых функций делится на 2 типа – с более срочным ($m = 1$) и менее срочным ($m = 2$, $M = 2$) исполнением:

- для функций 1-го типа ($m = 1$) существенные изменения, касающиеся выходных данных для пользователей, происходят раз в месяц ($\xi = 1$ месяц). Сбор, подготовка и проверка данных для ввода в ИС $b = 2$ часа, системное обновление данных после проверки происходит один раз в сутки ($q = 1$ сутки);

- для функций 2-го типа ($m = 2$) существенные изменения, касающиеся материалов и информационных выходных данных, относящихся к любому из обслуживаемых пользователей, также происходят раз в месяц ($\xi = 1$ месяц). Сбор, подготовка и проверка выходных данных $b = 3$ дня, обновление системы после проверки происходит раз в неделю ($q = 1$ неделя).

Положим, на этапе разработки эта ИС была построена на предположениях, что каждый год будет поступать около 20 миллионов запросов на выполнение функции 1-го типа ($a_{hyp,1}$) и 80 миллионов запросов типа 2 ($a_{hyp,2}$). Для удовлетворения требований к качеству учитываются затраты около 705 миллионов у.е. в течение разработки и первых 5 лет эксплуатации системы.

Однако согласно реальным результатам 1-го года эксплуатации системы оказалось, что количество запросов 1-го типа ($a_{real,1}$) составило 10 миллионов (вместо 20), в то время как количество запросов 2-го типа ($a_{real,2}$) составило около 190 миллионов (вместо 80). В то же время частота существенных изменений, касающихся изменений потребностей обслуживаемых пользователей, удвоилась до двух раз в месяц (вместо 1 месяца). В итоге возникает острая необходимость прогнозных сравнений.

На стадии разработки была оценена прогнозная степень удовлетворенности пользователей качеством выходных результатов. Это помогло разработать рациональные технические решения. В начале функционирования ИС по мере сбора данных и прогнозирования ожидаемой удовлетворенности пользователей возникла необходимость улучшения работы ИС. Как могут помочь вероятностные прогнозы и сравнения?

Определены следующие исходные данные для прогнозирования: $C_{instal} = 200$ млн у.е.; $C_{main}(1 \text{ год}) = 1$ млн у.е.; $C_{exp,m} = 1$ у.е. для одного запроса; $N_1(1 \text{ год}) = 0$, $N_2(1 \text{ год}) = 0,01\%$, $D_2 = 10,000$ у.е.

Результаты моделирования по формулам (3), (5), (6) представлены на рисунках 5, 6 – вероятности выполнения функции с приемлемым качеством равны: на стадии разработки $P_1 = 0,98$, $P_2 = 0,81$; на стадии эксплуатации $P_1 = 0,96$, $P_2 = 0,67$.

Оценки степени удовлетворенности заинтересованных сторон функционированием системы, связанных с качеством и затратами, следующие:

- на стадии разработки $S = 0,844$, то есть удовлетворенность по качеству составит 84,4%;

- после 1-го года функционирования ИС $S_{real} = 0,685$, это означает, что удовлетворенность по качеству с учетом изменений в потоках запросов составит лишь 68,5%.

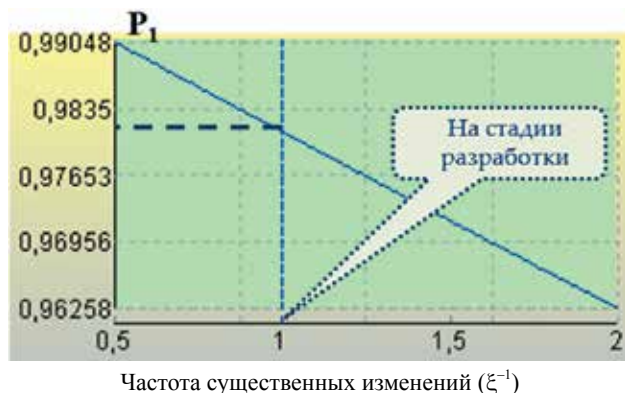


Рис. 5. Зависимость вероятности выполнения функции 1-го типа с приемлемым качеством от частоты существенных изменений



Рис. 6. Зависимость вероятности выполнения функции 2-го типа с приемлемым качеством от частоты существенных изменений

На стадии разработки, если не учитываются возможные критичные нарушения качества функционирования системы, прогнозные затраты $C_{exp}(5 \text{ лет}) = 705$ млн у.е., на стадии эксплуатации с учетом возможных критичных нарушений качества функционирования системы математическое ожидание затрат составит $C_{math}(5 \text{ лет}) = 998$ млн у.е. Относительная степень удовлетворенности заинтересованных сторон, связанная с качеством функционированием системы $V = 81,2\%$, с затратами $Z_{cost}(t) = 141,6\%$.

Если на стадии разработки уровень 84,4% для относительной степени удовлетворенности заинтересованных сторон по качеству функционирования системы установить как приемлемый, то уровень 68,5% запросов, выполненных с приемлемым качеством на стадии эксплуатации означает только 81,2% от этого уровня ($68,5/84,4 \approx 0,812$). Более того, этот результат достигается за счет затрат, на 41,6% превышающих изначально определенный допустимый уровень. Такая эффективность из инженерных соображений не может быть признана удовлетворительной для проанализированных ИС.

Пример 3 иллюстрирует применимость предложенных вероятностных методов и моделей для системного планирования возможностей выполнения функций искусственного интеллекта (ИИ). Пусть информация собирается от различных источников, накапливается в базе данных диспетчерского центра, обрабатывается и систематизируется для прогнозного моделирования и принятия решения при добыче угля, его обогащении, транспортировке и отгрузке потребителю. Для изучения эффективности комплекс поддержки принятия решений в различных областях обеспечения безопасности некоторой угольной компании (как сложной системы) декомпозируется на 9 подсистем (рис. 7).

Каждая из подсистем представляет собой подсистему с резервированием, где функции основного элемента по принятию решения возложены на человека-специалиста высшей квалификации, а резервного – на ИИ, обученный на уровне специалиста высшей квалификации, анализирующего данные мониторинга и осуществляющего вероятностное прогнозирование. Подсистемы от 1 до 6 являются компонентами многофункциональной системы безопасности угольных шахт: 1 – это система контроля и управления стационарными вентиляторными установками, вентиляторами местного проветривания и газоотсасывающими установками; 2 – система контроля и управления дегазационными установками и контроля подземной дегазационной сети; 3 – система аэрогазового контроля; 4 – система контроля запыленности воздуха и пылевых отложений; 5 – система контроля и прогноза динамических явлений; 6 – система противопожарной защиты. Подсистема 7 связана с обеспечением безопасности на обогатительной фабрике, подсистема 8 – с обеспечением безопасности при транспортировке, а подсистема 9 – с обеспечением безопасности в порту для отгрузки угля потребителю.

Для системного планирования возможностей выполнения функций важен ответ на главный вопрос: «Какие риски нарушения целостности могут быть в течение прогнозного периода, равного 1 году, 10 годам, 20 годам эксплуатации?» Поскольку по условиям примера все подсистемы поддерживаются возможностями ИИ, свойственными специалистам высшей квалификации, ответ будет отражать оптимистический взгляд на возможности выполнения функций.

Пусть для каждого элемента системы частота возникновения источника опасности (σ) равна один раз в месяц, среднее время инициации с разрастанием опасности до угроз, приводящих к нарушению целостности системы (β) – приблизительно 1 день. Время между окончанием предыдущей и началом очередной диагностики целостности системы ($T_{меж}$) составляет 8 часов, длительность контроля ($T_{диаг}$) – приблизительно 10 минут, а среднее время восстановления целостности элемента ($T_{восст}$) составляет 1 сутки. Вследствие поддержки со стороны ИИ ответственные лица способны к распознаванию признаков критической ситуации после ее возникно-



Рис. 7. Результаты прогнозирования для случая, когда все подсистемы поддерживаются возможностями ИИ, свойственными специалистам высшей квалификации

вения. Специалисты, а также обученные ими системы ИИ, могут совершить ошибки в среднем не чаще, чем один раз в год, что является свойственным для высококвалифицированных специалистов.

Фрагмент построенной функции распределения на рис. 7 показывает: риск «неудачи» увеличивается от 0,000003 в течение года до 0,0004 в течение 10 лет и до 0,0013 в течение 20 лет. В итоге вычисляемое по построенной траектории ФР среднее время между соседними нарушениями целостности системы составит 283 года.

Это – оптимистические ответы на поставленный в примере 3 вопрос.

Пример 4 посвящен применению предложенных методов и моделей для системного планирования возможностей выполнения функций роботизированной системой обеспечения безопасности нефтегазовой платформы.

Отличие от предыдущего примера состоит в несколько большей степени неопределенности из-за более частых ошибок при распознавании подводных угроз и климатических неопределенностей при эксплуатации. При моделировании используется последовательная логическая структура системы (из 9 подсистем) и методы вероятностного моделирования, что и в примере 3 (рис. 8).

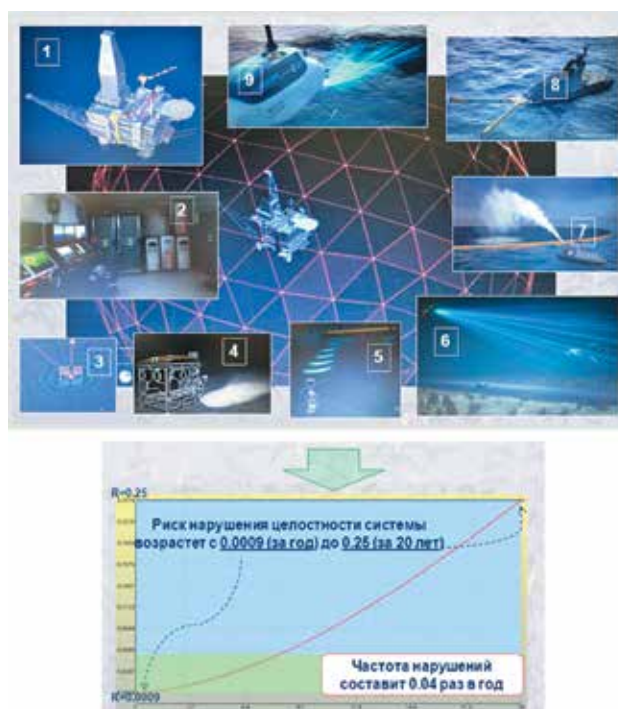


Рис. 8. Результаты прогнозирования для случая, когда все подсистемы поддерживаются возможностями ИИ, свойственными специалистам средней квалификации

Каждая из подсистем представляет собой подсистему с резервированием, где функции основного элемента по принятию решения возложены на роботизированное устройство с ИИ, а резервного – на человека-специалиста в диспетчерском центре. Подсистемы нефтяной платформы: 1 – конструкция платформы, 2 – диспетчерский центр управления комплексной роботизированной системой, 3 – подводный модем связи, 4 – телеуправляемый необитаемый подводный аппарат, 5 – гидроакустический маяк, 6 – автономный необитаемый подводный аппарат, 7 – безэкипажный катер с распылителем сорбента, 8 – безэкипажный катер с устройством сбора загрязнений; 9 – беспилотный летательный аппарат. Учет более частых ошибок при распознавании подводных угроз и климатических неопределенностей при эксплуатации формально характеризуется тем, что специалисты, а также обученные ими системы ИИ, могут совершить ошибки в среднем один раз в месяц (вместо 1 раза год для примера 3). Такой уровень ошибок свойственен для специалистов средней квалификации.

Для системного планирования возможностей выполнения функций роботизированной системой обеспечения безопасности нефтегазовой платформы важен ответ на прежний вопрос: «Какие риски нарушения целостности могут быть в течение прогнозного периода, равного 1 году, 10 годам, 20 годам эксплуатации?» Поскольку по условиям примера все подсистемы поддерживаются возможностями ИИ, свойственными специалистам средней квалификации, ответ будет отражать более реальный взгляд на возможности выполнения функций в сравнении со случаем высококвалифицированных специалистов примера 3.

Фрагмент построенной в результате вероятностного моделирования ФР на рис. 8 показывает: риск «неудачи» увеличивается от 0,0009 в течение года (вместо 0,000003 для примера 3) до 0,0844 в течение 10 лет (вместо 0,0004) и до 0,25 в течение 20 лет (вместо 0,0013). В итоге вычисляемое среднее время между соседними нарушениями целостности системы составит 24 года. То есть при использовании специалистов средней квалификации (или в более сложных условиях, приводящих к ошибкам, свойственным для специалистов средней квалификации – в среднем один раз в месяц) во взаимодействии с ИИ, обученным на том же уровне, риск «неудачи» возрастает на порядок и более по сравнению с использованием высококвалифицированных специалистов, поддерживаемых соответствующим ИИ (с ошибками в среднем один раз в год).

Это – реальный взгляд на возможности выполнения функций по сравнению с результатами примера 3.

Примечание. Поскольку при моделировании использовались одна и та же модель, структура системы и формулы, то выводы относительно возможностей выполнения функций с использованием высококвалифицированных специалистов и специалистов средней квалификации, поддерживаемых соответствующим ИИ, справедливы для обеих систем из примеров 3 и 4.

Пример 5 иллюстрирует возможный прагматический эффект. В России создан комплекс обеспечения техногенной безопасности на объектах газораспределения нефтегазовой отрасли, служащий ярким примером достижения прагматических эффектов с использованием идей, методов и моделей, изложенных выше в разделах 1-4. В созданном комплексе периферийные газорегуля-



Рис. 9. Техническая реализация

торные пункты дополнительно оснащены датчиками вибрации (фиксирование землетрясения), пожара, наводнения, несанкционированного доступа, урагана, видеоизображения внутренней и внешней обстановки, а также интеллектуальными средствами реакции, способными реализовать процедуры распознавания, идентификации и раннего прогнозирования развития нештатных ситуаций. Реализованные технологические возможности использования космической связи позволяют реагировать за секунды. Комплекс сопрягается с системами мониторинга и контроля других производителей в едином пространстве диспетчерских и ситуационных центров. Технические решения и реализация периферийной подсистемы на объектах укладывается в размеры «почтовой посылки». Периферийный пост – в виде огороженной бытовки, это приемлемо практически в любой области приложения в нефтегазовой отрасли (рис. 9). Практическая ценность в том, что адаптируемая функциональная, структурная и программная реализации позволяют эффективное его применение с любым вариантом построения конкретного объекта, обеспечивая информационное взаимодействие на территориях РФ фактически с любым количеством объектов.

Появившиеся функциональные возможности комплекса использованы в жизненном цикле объектов и систем на основе решения сформулированных оптимизационных задач минимизации затрат (на этапах создания) или рисков (на этапе эксплуатации) при задаваемых ограничениях.

Эксплуатация комплекса в Калужской и Курской областях обеспечила безаварийное функционирование нефтегазовых объектов (до этого наблюдалось по несколько аварийных ситуаций в год). Применение комплекса в течение 5 лет обеспечило возможность экономии 8,5 млрд рублей, что достигнуто за счет эффективного внедрения функций прогнозирования рисков и обеспечения техногенной безопасности в технологического процессы контроля и мониторинга газораспределения. Работа была удостоена премии Правительства РФ в области науки и техники [11].

Заключение

1. Предложен методический подход к вероятностному прогнозированию и сравнению качества функционирования систем различного приложения в условиях неопределенности. С использованием предложенного подхода прогнозирование и сравнение могут осуществляться для одной и той же системы в разных условиях функционирования, для разных систем применительно к одному периоду времени или для разных периодов времени с одинаковыми или отличающимися продолжительностью и условиями. Практичность предложенного подхода проиллюстрирована примерами. Эффективность от внедрения подхода в жизненный цикл сложной системы может быть соизмерима с затратами на создание системы.

2. Продемонстрирована работоспособность предложенного методического подхода. Подход может быть принят за основу системного анализа и оптимизации качества функционирования систем, производящих материальную и/или информационную продукцию, обоснования количественных системных требований и инженерных решений, направленных на удовлетворение потребностей заинтересованных сторон.

Библиографический список

1. Kostogryzov A., Kanygin P., Nistratov A. Probabilistic comparisons of systems operation quality for uncertainty conditions // RTA&A. 2020. No 1(56). Vol. 15. Pp. 63-73. DOI: 10.24411/1932-2321-2020-11007
2. Kostogryzov A. Estimations of “Smart” Engineering Systems Operation by Probabilistic Measures of Correctness and Reliability. RTA&A. 2020. No 3(58). Vol. 15. Pp. 19-35. DOI: 10.24411/1932-2321-2020-13002
3. Костокрызов А.И., Петухов А.В., Щербина А.М. Основы оценки, обеспечения и повышения качества выходной информации в АСУ организационного типа. М.: Изд. «Вооружение, политика и конверсия», 1994. 278 с.
4. Kostogryzov A.I. Software Tools Complex for Evaluation of Information Systems Operation Quality (CEISOQ). // Proceedings of the 34-th Annual Event of the Government Electronics and Information Association (GEIA), Engineering and Technical Management Symposium, USA, Dallas, 2000. Pp. 63-70.
5. Безкоровайный М.М., Костокрызов А.И., Львов В.М. Инструментально-моделирующий комплекс для оценки качества функционирования информационных систем КОК. 150 задач анализа и синтеза и примеров их решения. М.: Изд. «Вооружение. Политика. Конверсия», 2002. 304 с.
6. Костокрызов А.И., Нистратов Г.А. Стандартизация, математическое моделирование, рациональное управление и сертификация в области системной и программной инженерии: 2-е изд. М.: Изд. «Вооружение, политика, конверсия», 2005. 395 с.
7. Костокрызов А.И., Степанов П.В. Инновационное управление качеством и рисками в жизненном цикле систем. М.: Изд. «Вооружение, политика, конверсия», 2008. 404 с.
8. Zio En. An Introduction to the Basics of Reliability and Risk Analysis. World Scientific Publishing Co. Pte. Ltd., 2006. 236 p.
9. Kolowrocki K., Soszynska-Budny J. Reliability and Safety of Complex Technical Systems and Processes. Springer-Verlag London Ltd., 2011.
10. Kostogryzov A., Nistratov G., Nistratov A. Some Applicable Methods to Analyze and Optimize System Processes in Quality Management. In book: Total Quality Management and Six Sigma. InTech, 2012. Pp. 127-196.
11. Безопасность России. Правовые, социально-экономические и научно-технические аспекты. Научные

основы техногенной безопасности / Под ред. Н.А. Махутова. М.: МГОФ «Знание», 2015. 936 с.

12. Eid M., Rosato V. Critical Infrastructure Disruption Scenarios Analyses via Simulation. In book: Managing the Complexity of Critical Infrastructures. Studies in Systems, Decision and Control, vol 90 / R. Setola, V. Rosato, E. Kyriakides, E. Rome (eds). Springer, Cham, 2016. Pp. 43-62.

13. Artemyev V., Kostogryzov A., Rudenko Ju. et al. Probabilistic methods of estimating the mean residual time before the next parameters abnormalities for monitored critical systems. In: Proceedings of the 2nd International Conference on System Reliability and Safety (ICSRS), Milan, Italy, 2017. Pp. 368-373.

14. Kostogryzov A., Atakishchev O., Stepanov P. et al. Probabilistic modelling processes of mutual monitoring operators actions for transport systems. In: Proceedings of the 4th International Conference on Transportation Information and Safety (ICTIS), Canada, Banff, 2017. Pp. 865-871.

15. Kostogryzov A., Grigoriev L., Golovin S. et al. Probabilistic Modeling of Robotic and Automated Systems Operating in Cosmic Space. In: Proceedings of the International Conference on Communication, Network and Artificial Intelligence (CNAI), Beijing, China. DEStech Publications, Inc., 2018. Pp. 298-303.

16. Artemyev V., Rudenko Ju., Nistratov G. Probabilistic modeling in system engineering. Probabilistic methods and technologies of risks prediction and rationale of preventive measures by using “smart systems”. Applications to coal branch for increasing Industrial safety of enterprises. IntechOpen, 2018. Pp. 23-51. DOI: 10.5772/intechopen.71396

17. Kershenbaum V., Grigoriev L., Kanygin P. et al. Probabilistic modeling in system engineering. Probabilistic modeling processes for oil and gas systems. IntechOpen, 2018. Pp. 55-79. DOI: 10.5772/intechopen.71396

18. Kostogryzov A., Panov V., Grigoriev L. et al. Estimation of stakeholders satisfaction in application to socially significant systems // Actual Problems of System and Software Engineering: 6th International Conference Proceedings (Moscow, 12-14 November, 2019). Pp. 10-16.

19. Kostogryzov A., Korolev V. Probability, combinatorics and control. Probabilistic Methods for Cognitive Solving of Some Problems in Artificial Intelligence Systems. IntechOpen, 2019. Pp. 3-34. DOI: 10.5772/intechopen.89168

20. Нистратов А.А. Аналитическое прогнозирование интегрального риска нарушения приемлемого выполнения совокупности стандартных процессов в жизненном цикле систем высокой доступности. Часть 1. Математические модели и методы // Системы высокой доступности. 2021. Т. 17. № 3. С. 16-31. DOI: 10.18127/j20729472-202103-02

21. Нистратов А.А. Аналитическое прогнозирование интегрального риска нарушения приемлемого выполнения совокупности стандартных процессов в жизненном цикле систем высокой доступности. Часть 2. Программ-

но-технологические решения. Примеры применения // Системы высокой доступности. 2022. Т. 18. № 2. С. 42-57. DOI: 10.18127/j20729472-202202-03

22. Kostogryzov A., Makhutov N., Nistratov A. et al. Time Series Analysis – New Insights. Probabilistic predictive modeling for complex system risk assessments. IntechOpen, 2023. DOI: 10.5772/intechopen.106869

References

1. Kostogryzov A., Kanygin P., Nistratov A. Probabilistic comparisons of systems operation quality for uncertainty conditions. RTA&A 2020;1(56);15:63-73 <https://doi.org/10.24411/1932-2321-2020-11007>.

2. Kostogryzov A. Estimations of “Smart” Engineering Systems Operation by Probabilistic Measures of Correctness and Reliability. RTA&A 2020;3(58);15:19-35 <https://doi.org/10.24411/1932-2321-2020-13002>.

3. Kostogryzov A.I., Petuhov A.V., Scherbina A.M. [Foundations of evaluation, providing and increasing output information quality for automatized system]. Moscow: Vooruzheniye, politika i konversiya; 1994. (in Russ.)

4. Kostogryzov A.I. Software Tools Complex for Evaluation of Information Systems Operation Quality (CEISOQ). In: Proceedings of the 34-th Annual Event of the Government Electronics and Information Association (GEIA), Engineering and Technical Management Symposium. Dallas (USA); 2000. Pp. 63-70.

5. Bezkorovainy M.M., Kostogryzov A.I., Lvov V.M. Modelling Software Complex for Evaluation of Information Systems Operation Quality CEISOQ. 150 problems of analysis and synthesis and examples for their solutions. Moscow: Vooruzheniye, politika i konversiya; 2001. (in Russ.)

6. Kostogryzov A., Nistratov G. Standardization, mathematical modelling, rational management and certification in the field of system and software engineering (80 standards, 100 mathematical models, 35 software tools, more than 50 practical examples). Moscow: Vooruzheniye, politika i konversiya; 2004. (in Russ.)

7. Kostogryzov A.I., Stepanov P.V. Innovative management of quality and risks in systems life cycle. Moscow: Vooruzheniye, politika i konversiya; 2008. (in Russ.)

8. Zio, E. An Introduction to the Basics of Reliability and Risk Analysis. World Scientific Publishing Co. Pte. Ltd.; 2006.

9. Kolowrocki, K. and Soszynska-Budny, J. Reliability and Safety of Complex Technical Systems and Processes. Springer-Verlag London Ltd.; 2011.

10. Kostogryzov A., Nistratov G., Nistratov A. Some Applicable Methods to Analyze and Optimize System Processes in Quality Management. In: Total Quality Management and Six Sigma; 2012. Pp. 127-196.

11. Akimov V., ..., Mahutov N. at al. Mahutov N.A., editor. [Security of Russia. Legal, Socioeconomic and Scientific Aspects. The Scientific Foundations of Technogenic Safety]. Moscow: Znanie; 2015. (in Russ.)

12. Eid M., Rosato V. Critical Infrastructure Disruption Scenarios Analyses via Simulation. Managing the Complex-

ity of Critical Infrastructures. A Modelling and Simulation Approach. SpringerOpen; 2016. Pp. 43-62.

13. Artemyev V., Kostogryzov A., Rudenko Ju., Kurpatov O., Nistratov G., Nistratov A. Probabilistic methods of estimating the mean residual time before the next parameters abnormalities for monitored critical systems. In: Proceedings of the 2nd International Conference on System Reliability and Safety (ICSRS). Milan (Italy); 2017. Pp. 368-373.

14. Kostogryzov A., Atakishchev O., Stepanov P., Nistratov A., Nistratov G., Grigoriev L. Probabilistic modeling processes of mutual monitoring operators actions for transport systems. In: Proceedings of the 4th International Conference on Transportation Information and Safety (ICTIS). Banff (Canada); 2017. Pp. 865-871.

15. Kostogryzov A., Grigoriev L., Golovin S., Nistratov A., Nistratov G., Klimov S. Probabilistic Modeling of Robotic and Automated Systems Operating in Cosmic Space. In: Proceedings of the International Conference on Communication, Network and Artificial Intelligence (CNAI). Beijing (China). DEStech Publications, Inc.; 2018. Pp. 298-303.

16. Artemyev V., Rudenko Ju., Nistratov G. Probabilistic modeling in system engineering. Probabilistic methods and technologies of risks prediction and rationale of preventive measures by using "smart systems". Applications to coal branch for increasing Industrial safety of enterprises. IntechOpen; 2018. Pp. 23-51. <http://www.intechopen.com/books/probabilistic-modeling-in-system-engineering>.

17. Kershenbaum V., Grigoriev L., Kanygin P., Nistratov A. Probabilistic modeling in system engineering. Probabilistic modeling processes for oil and gas systems. IntechOpen; 2018. Pp. 55-79. <http://www.intechopen.com/books/probabilistic-modeling-in-system-engineering>.

18. Kostogryzov A., Panov V., Grigoriev L., Zubarev I., Nistratov A., Nistratov G. Estimation of stakeholders satisfaction in application to socially significant systems. In: Proceedings of the Proceedings of the 6th International Conference Actual Problems of System and Software Engineering. Moscow (Russia); 12-14 November, 2019. Pp. 10-16.

19. Kostogryzov A., Korolev V. Probability, combinatorics and control. Probabilistic Methods for Cognitive Solving of Some Problems in Artificial Intelligence Systems. IntechOpen; 2019. Pp. 3-34. DOI: 10.5772/intechopen.89168.

20. Nistratov A.A. Analytical prediction of the integral risk of violation of the acceptable performance of the set of standard processes in a life cycle of highly available systems. Part 1. Mathematical models and methods. Highly Available Systems 2021;17:16-31. DOI: 10.18127/j20729472-202103-02. (in Russ.)

21. Nistratov A.A. Analytical prediction of the integral risk of violation of the acceptable performance of the set of standard processes in a life cycle of highly available systems. Part 2. Software-technological solutions. Examples. Highly Available Systems 2022;18:42-57. DOI: 10.18127/j20729472-202202-03. (in Russ.)

22. Kostogryzov A., Makhutov N., Nistratov A., Reznikov G. Time Series Analysis – New Insights. Probabilistic predictive modeling for complex system risk assessments. IntechOpen; 2023. DOI: 10.5772/intechopen.106869.

Сведения об авторах

Костогрызов Андрей Иванович – главный научный сотрудник Федерального исследовательского центра «Информатика и управление» Российской академии наук, ул. Вавилова 44, стр.2, Москва, Российская Федерация, 119333, e-mail: Akostogr@gmail.com

Нистратов Андрей Андреевич – старший научный сотрудник Федерального исследовательского центра «Информатика и управление» Российской академии наук, ул. Вавилова 44, стр.2, Москва, Российская Федерация, 119333, e-mail: andrey.nistratov@gmail.com

About the authors

Andrey I. Kostogryzov, Dr., Prof., Chief Researcher, Federal Research Center "Computer Science and Control" of the Russian Academy of Sciences, 44, bld.2 Vavilova St., Moscow, Russia, 119333, e-mail: Akostogr@gmail.com

Andrey A. Nistratov, Ph.D. (Eng.), Senior Researcher, Federal Research Center "Computer Science and Control" of the Russian Academy of Sciences, 44, bld.2 Vavilova St., Moscow, Russia, 119333, e-mail: andrey.nistratov@gmail.com

Вклад авторов в статью

Костогрызов А.И. Разработка моделей, методов и стандартов системной инженерии. Формирование примеров, интерпретация результатов, выработка рекомендаций.

Нистратов А.А. Участие в разработке моделей и стандартов системной инженерии. Создание программных инструментариев для модельных расчетов. Моделирование по исходным данным примеров, участие в интерпретации результатов и выработке рекомендаций.

Конфликт интересов

Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.

Простой критерий эффективности смещенных оценок

A simple criterion for the effectiveness of biased estimators

Михайлов В.С.

Viktor S. Mikhailov

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

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

mvs1956@list.ru



Михайлов В.С.

Резюме. Точечное оценивание – это одна из наиболее употребительных форм статистических выводов. В данной работе затрагиваются понятия несмещенность и эффективность смещенных оценок. Привлекательным приближением для истинного (количественного) значения оцениваемого параметра t , чьи величины принадлежат некоторому числовому множеству $t \in T$, является такая оценка $\hat{t}$, для которой минимальна сумма математического ожидания от квадрата разностей между возможной реализацией x_i и оцениваемым параметром t (оценивание по методу наименьших квадратов). Другой подход состоит в том, чтобы найти величину параметра t исходя из суммы математического ожидания от разности между возможной реализацией x_i и оцениваемым параметром t при условии, что эта сумма равна нулю, так что положительные и отрицательные разности сбалансированы $\sum (x_i - t) = 0$. При этом реализации от N независимых случайных величин имеют общее распределение, зависящее от оцениваемого параметра t . Существуют и другие подходы, но в настоящее время не существует единственного убедительного определения оптимальности поиска эффективных оценок. Известный статистик Бокс писал: «Все модели неправильные, но некоторые из них полезны». Не всегда просто установить адекватность модели, поэтому именно полезность определяет наш выбор! Предлагаемый ниже простой критерий эффективности смещенных оценок слишком удобен, однако это не означает, что предположение об эффективности смещенных оценок на основе этого критерия истинно, но полезность этой простой и удобной модели очевидна. **Цель работы.** Целью работы является построение простого критерия эффективности смещенных оценок и получение простых эффективных оценок показателей надежности для биномиального плана испытаний и плана испытаний с ограниченным временем и восстановлением при использовании построенного простого критерия эффективности смещенных оценок. **Выводы.** Получен простой критерий эффективности смещенных оценок, в котором скомпенсировано влияние неравнозначности величин дисперсии и квадрата смещения. Получены новые эффективные смещенные оценки различных показателей надежности для биномиального плана испытаний и плана с ограниченным временем испытаний и восстановлением отказавших изделий.

Abstract. Point estimation is one of the most common forms of statistical inference. This paper touches upon the concepts of unbiasedness and effectiveness of biased estimates. An attractive approximation for the true (quantitative) value of the estimated parameter t whose values belong to a certain numerical set $t \in T$ is an estimate $\hat{t}$ for which the sum of the mathematical expectation of the square of the differences between the possible realization of x_i and the estimated parameter t is minimal (least squares estimation). Another approach is to find the value of the parameter t based on the sum of the mathematical expectation of the difference between the possible realisation x_i and the estimated parameter t , provided that this sum is zero, so that the positive and negative differences are balanced $\sum (x_i - t) = 0$. Implementations of N independent random values have a general distribution that depends on the estimated parameter t . There are other approaches, but at present there is no single convincing definition of the optimality of finding effective estimates. The well-known statistician Box wrote: "All models are wrong, some are useful." It is not always easy to establish the adequacy of a model, so our choice is defined by its utility! The simple effectiveness criterion of biased estimates given below is too convenient, however this does not mean that the assumption of the effectiveness of biased estimates based on this criterion is true, yet the usefulness of this simple and convenient model is obvious. **The Aim of the paper.** The paper aims to construct a simple effectiveness criterion of biased estimates and obtain simple effective estimates of dependability indicators for a binomial test plan and a test plan with limited time and recovery using the constructed simple effectiveness criterion of biased estimates. **Conclusions.** A simple effectiveness criterion of biased estimates was obtained that compensates for the effect of unequal dispersion values and the square of the bias. New

effective biased estimates of various dependability indicators were obtained for a binomial test plan and a plan with limited test time and recovery of failed items.

Ключевые слова: оценка, эффективная оценка, критерий эффективности, план испытаний, смещенные оценки.

Keywords: estimate, efficient estimate, effectiveness criterion, test plan, biased estimates.

Для цитирования: Михайлов В.С. Простой критерий эффективности смещенных оценок // Надежность. 2024. №1. С. 25-33. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2024-24-1-25-33>

For citation: Mikhailov V.S. A simple criterion for the effectiveness of biased estimators. Dependability 2024;1:25-33. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2024-24-1-25-33>

Поступила: 18.05.2023 / **После доработки:** 22.01.2024 / **К печати:** 15.03.2024

Received on: 18.05.2023 / **Revised on:** 22.01.2024 / **For printing:** 15.03.2024

Введение

Точечное оценивание – это одна из наиболее употребительных форм статистических выводов. Для описания качества оценивания неизвестного параметра t , истинную величину которого исследователь никогда не узнает, используются такие общие понятия как несмещенность, состоятельность, достаточность, эффективность. В данной работе затрагиваются понятия несмещенность и эффективность смещенных оценок. Здесь и далее обозначения плана испытаний соответствуют [1]. Ограничимся двумя типами плана испытаний $NB\tau$, NBt , где B , τ – характеристики плана испытаний соответственно с восстановлением отказавших изделий и без восстановления, N – число испытуемых изделий, τ – время испытаний, и будем вести речь только об оценках параметра t функции вероятности распределения $F_R(r; t, N, \tau)$, где F_R – функция распределения случайной величины (с.в.) R , $R = r$ – некоторая реализация с.в. R в процессе испытаний, N, τ – параметры плана испытаний. Привлекательным приближением для истинного (количественного) значения оцениваемого параметра t , чьи величины принадлежат некоторому числовому множеству $t \in T$, является такая оценка θ , для которой минимальна сумма математического ожидания от квадрата разностей между возможной реализацией θ и оцениваемым параметром t (оценивание по методу наименьших квадратов) [2–4].

Другой подход состоит в том, чтобы найти величину параметра t исходя из суммы математического ожидания от разности между возможной реализацией $\theta = x_i$ и оцениваемым параметром t при условии, что эта сумма равна нулю, так что положительные и отрицательные разности сбалансированы $\sum (x_i - t) = 0$ [2]. При этом реализации от N независимых с.в. имеют общее распределение, зависящее от оцениваемого параметра t .

Существуют и другие подходы, но в настоящее время не существует единственного убедительного определения оптимальности поиска эффективных оценок. Известный статист Бокс писал: «Все модели неправильные, но некоторые из них полезны». Не всегда просто установить адекватность модели, поэтому именно полезность определяет наш выбор! Предлагаемый ниже простой критерий эффективности смещенных оценок слишком удобен, однако это не означает, что предполо-

жение об эффективности смещенных оценок на основе этого критерия истинно, но полезность этой простой и удобной модели очевидна.

В настоящей работе предлагается подход, который является наиболее простым. На практике часто бывает полезным подобрать несколько различных моделей для исследуемой задачи. И затем можно быть удовлетворенным, если будет наблюдаться разумное согласие между выводами, полученными в рамках различных моделей [2]. Именно такой подход и используется в данной работе.

Для нужд построения критерия эффективности смещенных оценок будем произвольную статистическую оценку θ параметра t характеризовать смещением и дисперсией. Обозначим через $b = E(\theta) - t$ – смещение оценки θ от параметра t , где E – математическое ожидание, а через $D = E(\theta - E(\theta))^2$ – дисперсию оценки θ . Тогда уклонение (в среднем квадратичном смысле) некоторой оценки θ от оцениваемого параметра t выражается формулой [1–5]:

$$L(\theta) = E(\theta - t)^2 = D + b^2. \quad (1)$$

Цель работы. Целью работы является построение простого критерия эффективности смещенных оценок и получение простых эффективных оценок показателей надежности для биномиального плана испытаний и плана испытаний с ограниченным временем и восстановлением при использовании построенного простого критерия эффективности смещенных оценок.

Понятия балансировки и абсолютного суммарного смещения. Под суммарным смещением B понимается суммирование смещений по всем возможным величинам параметра $t \in T$

$$B(\theta(R; N, \tau)) = \int_{t \in T} \{E\theta(R; N, \tau) - t\} dt = \int_{t \in T} b dt,$$

где T – множество всех возможных величин параметра t .

Сформулируем понятие балансировки для оценки параметра t , а именно:

$$A(\theta(R; N, \tau)) = B(\theta(R; N, \tau)) / = \\ = \int_{t \in T} \{E\theta(R; N, \tau) - t\} dt / = \int_{t \in T} b dt /,$$

где $/$ – абсолютная величина, суммирование смещений ведется по всем возможным величинам оцениваемого

параметра, которые принадлежат некоторому числовому множеству $t \in T$.

Балансировка характеризует сбалансированность разностей реализаций оценки θ от оцениваемого параметра t в целом по всевозможным величинам, которые может принимать этот параметр t .

Обозначим через:

$$K_{>0} = \int_{\{t>0\}} \{E\theta(R; N, \tau) - t\} dt = \int_{b(t)>0} b dt = B_{>0} - \text{положи-}$$

тельное суммарное смещение, где суммирование ведется по тем величинам параметра t , для которых выполняется условие $E(\theta) - t > 0$;

$$K_{<0} = \int_{\{t<0\}} \{E\theta(R; N, \tau) - t\} dt = \int_{b(t)<0} b dt = -B_{<0} = /B_{<0}/ -$$

отрицательное суммарное смещение, взятое по абсолютной величине, где суммирование ведется по тем величинам параметра t , для которых выполняется условие $E(\theta) - t < 0$;

$W = \int_{t \in T} /E\theta(R; N, \tau) - t/ dt = \int_{t \in T} /b/ dt$ – абсолютное суммарное смещение (разброс и точность оценки θ относительно параметра t), где суммирование смещений, взятых по абсолютной величине, ведется по всем возможным величинам оцениваемого параметра, которые принадлежат некоторому числовому множеству $t \in T$.

Тогда $A(\theta) = /K_{>0} - K_{<0}/ = /B_{>0} + B_{<0}/$. Заметим, что для оценки θ балансировка, равная нулю $A = 0$ (или сбалансированность оценки θ), не означает симметрию распределения вероятностей реализаций оценки $\theta(R)$.

Так как величины $K_{>0} \geq 0$ и $K_{<0} \geq 0$, то для сбалансированной оценки $A = 0$ выполняется соотношение $K_{>0} = K_{<0}$.

Абсолютное суммарное смещение можно выразить через элементы разности балансировки ($K_{>0}$; $K_{<0}$) следующим образом

$$W = K_{>0} + K_{<0} = B_{>0} - B_{<0}.$$

Одновременно к правой части формулы $W = K_{>0} + K_{<0}$ прибавим и отнимем элемент $\pm K_{<0}$, тогда получим

$$W = K_{>0} - K_{<0} + 2K_{<0} = B + 2K_{<0},$$

где $K_{>0} - K_{<0} = B_{>0} + B_{<0} = B$ – суммарное смещение или величина балансировки, взятая из под знака абсолютной величины. Аналогично предыдущему, одновременно к правой части формулы $W = K_{>0} + K_{<0}$ прибавим и отнимем элемент $\pm K_{>0}$, тогда получим

$$W = K_{<0} - K_{>0} + 2K_{>0} = -B + 2K_{>0},$$

где $K_{>0} - K_{<0} = B_{>0} + B_{<0} = B$ – суммарное смещение или величина балансировки, взятая из под знака абсолютной величины. Окончательно получаем $W = 2K_{<0} + B = 2K_{>0} - B$.

Заметим, что определение суммарного уклонения (аналог классического уклонения в среднеквадратичном смысле) совпадает с определением суммарного смещения, так как

$$\int_{t \in T} E(\theta - t) dt = \int_{t \in T} (E\theta - t) dt = \int_{t \in T} b dt = B(\theta).$$

Обозначим через $E/\theta(R) - t/ = /E\theta(R) - t/ = /b/$ уклонение, а через G – абсолютное суммарное уклонение $G = \int_{t \in T} E/\theta - t/ dt = \int_{b(t)>0} b dt - \int_{b(t)<0} b dt = B_{>0} - B_{<0} = K_{>0} + K_{<0} = W(\theta)$. То есть абсолютное суммарное уклонение G совпадает с абсолютным суммарным смещением W .

Суммарная дисперсия (аналог классической дисперсии в среднеквадратичном смысле) определяется следующим образом

$$\int_{t \in T} E(\theta - E\theta) dt = \int_{t \in T} (E\theta - EE\theta) dt = \int_{t \in T} (E\theta - E\theta) dt = 0$$

$$\begin{aligned} \int_{t \in T} E(\theta - E\theta) dt &= \int_{t \in T} (E\theta - EE\theta) dt = \\ &= \int_{t \in T} (E\theta - E\theta) dt = 0 \end{aligned}$$

и поэтому не интересна. Определим абсолютную дисперсию оценки θ как $E/\theta - E\theta/$. Тогда абсолютная суммарная дисперсия имеет вид

$$\begin{aligned} G &= \int_{t \in T} E/\theta - E\theta/ dt = \\ &= \int_{/*/>0} (E\theta - E\theta) dt - \int_{/*/<0} (E\theta - E\theta) dt = 0. \end{aligned}$$

Аналог дисперсии $E/\theta - E\theta/$, как и дисперсия D , является характеристикой поведения оценки θ относительно ее математического ожидания $E\theta$, то есть определяет точность этой оценки. Однако наиболее интересно поведение оценки θ относительно оцениваемого параметра t , поэтому дисперсия как неинформативная характеристика в данной работе не рассматривается и по этой причине. В этом случае понятие точности оценки заменило абсолютное суммарное смещение W .

Класс всех оценок для которых выполнимо условие $W = K_{>0} + K_{<0}$ (именно с такими оценками следует работать испытателю) можно подразделить на подклассы, для которых выполняется условие $W = K_{>0} + K_{<0} = x$, где x – некоторое фиксированное произвольное вещественное число.

Пусть выделен некоторый подкласс оценок $\theta(R)$, на котором абсолютное суммарное смещение постоянно и равно некоторому вещественному числу x , то есть $W = K_{>0} + K_{<0} = x$, тогда характеристика $K_{>0}$ этого подкласса оценок $\theta(R)$ принимает максимальную величину $K_{>0} = x - K_{<0}$, равную x , когда $K_{<0} = 0$, и наоборот. Заметим, что $K_{>0} \geq 0$ и $K_{<0} \geq 0$ по определению. Аналогичное верно и для балансировки $A = /K_{>0} - K_{<0}/$, которая в этом подклассе оценок $\theta(R)$ принимает максимальную величину $A = K_{>0} = x$ при $K_{<0} = 0$. И наоборот, $A = K_{<0} = x$ при $K_{>0} = 0$. Таким образом, условия $K_{>0} = x$ при $K_{<0} = 0$ (и наоборот, $K_{<0} = x$ при $K_{>0} = 0$) определяют подклассы оценок $W = K_{>0} + K_{<0} = x$, в которых величины $A(R)$ и $W(R)$ максимальны и равны $A(R) = W(R) = x$.

Сбалансированные оценки. Если в некотором классе оценок их характеристика A принимает величину, равную нулю $A = 0$, то в этом случае будем говорить, что оценка обладает полной балансировкой или сбалансирована в этом классе оценок и опускать саму величину балансировки. Рассмотрим подкласс сбалансированных оценок $A(\theta(R)) = /K_{>0} - K_{<0}/ = 0$, что эквивалентно $K_{>0} = K_{<0}$. Тогда для этого подкласса оценок $\theta(R)$ абсолютное суммарное смещение $W = K_{>0} + K_{<0} = x$ можно выразить формулой $W = 2K_{>0} = 2K_{<0} = x$. Следовательно, для подкласса сбалансированных оценок $A(\theta(R)) = /K_{>0} - K_{<0}/ = 0$ выполняется равенство $K_{>0} = K_{<0} = x/2$, которое является условием сбалансированности.

Полностью разбалансированные оценки. Оценки $\theta(R)$ называются полностью разбалансированными, если они принадлежат подклассу оценок $\theta(R)$, у которых характеристика $K_{<0}$ (или $K_{>0}$) принимает минимальную величину $K_{<0} = 0$ (или $K_{>0} = 0$) или близкую к ее минимальному количественному значению на этом подклассе оценок $\theta(R)$ $K_{<0} \approx 0$ (или $K_{>0} \approx 0$); или характеристика $K_{>0}$ (или $K_{<0}$) принимает максимальную величину или близкую к ее максимальному количественному значению на этом подклассе оценок $\theta(R)$. Для таких оценок условие полной разбалансировки эквивалентно соизмеримости балансировки и абсолютного суммарного смещения $A = W = x$ ($A \approx W = x$). В этом случае будем говорить о полной разбалансировке оценки ($A = W = x$) или близкой к полной разбалансировке ($A \approx W = x$).

Предпосылки к построению простого критерия эффективности смещенных оценок. Рассмотрим недостатки существующих критериев эффективности смещенных оценок. В классическом случае критерием смещенных оценок является уклонение (в среднем квадратичном смысле) некоторой оценки θ от оцениваемого параметра t (см. формулу (1)). Заметим, что уклонение $L(\theta)$, как характеристика эффективности, при изменении дисперсии тоже изменяется на эту величину, то есть ее изменение происходит без учета зависимости от конкретной величины смещения оценки. В добавок к этому заметим, что величины дисперсии и квадрата смещения не равнозначны по отношению друг к другу, то есть отношение этих характеристик может иметь значительную величину. Например, пусть имеется группа оценок, которые по своим свойствам близки к эффективной несмещенной оценке (именно с такими оценками имеет смысл работать), то есть $b^2 \approx 0$ и $D \gg b^2$, откуда $L(\theta) \approx D$, тогда даже при значительном изменении квадрата смещения b^2 уклонение $L(\theta) \approx D$ не способно выделить эффективную смещенную оценку среди оценок с одинаковой дисперсией D .

В работах [5–7] была попытка построить критерий эффективности смещенных оценок, у которого при выборе эффективной оценки влияние неравнозначности величин дисперсии и квадрата смещения скомпенсировано. Для этого попытались связать дисперсию и квадрат смещения так, чтобы при изменении дисперсии уклонение менялось с учетом смещения. Заметим, что

смещение является первичным фактором при выборе эффективной смещенной оценки. В качестве критерия эффективности в классе смещенных оценок устанавливается характеристика $C(\theta) = D \cdot b^2$ [5–7], то есть в основе сравнения эффективности смещенных оценок θ параметров надежности t лежит минимизация функционала вида $C(\theta(R)) = b^2(\theta(R)) \cdot D\theta(R)$ на предложенных оценках $\theta(R)$ при условии, что должно выполняться обязательное соотношение $D > 4b^2$.

Однако в процессе исследования стало понятным, что выполнение обязательного соотношения $D > 4b^2$ не полностью отражает смысл эффективной оценки, так как дисперсия выражает степень разброса самой оценки относительно математического ожидания этой оценки (от ее среднего). При принятии положительного решения об эффективности смещенной оценки важнее научиться учитывать разброс смещенной оценки от оцениваемого параметра (ошибка оценивания) без влияния дисперсии (см. формулу (1)), которая для смещенных оценок может быть близкой к нулю при конечном смещении, и без обязательного условия выполнения соотношения $D > 4b^2$.

Формулировка простого критерия эффективности смещенных оценок. Выразим через характеристики A и W простой критерий эффективности смещенных оценок как некоторую характеристику $Q = (A + 1) \cdot W$, минимизация которой на предложенных оценках определяет эффективную смещенную оценку. Компоненты построенного критерия легко вычислить через компоненты балансировки $K_{>0}$, $K_{<0}$, а именно: $Q = (/K_{>0} - K_{<0}/ + 1) \cdot (K_{>0} + K_{<0})$. Добавление единицы дает гарантию того, чтобы сбалансированная оценка не стала автоматически абсолютно эффективной, а единица не меняет результат умножения. Таким образом, для сбалансированных оценок или близких к таковым, и даже для оценок примерно равных по сбалансированности $(A + 1) \approx s$, на передний план выходит сравнение абсолютных суммарных смещений $W = x$ этих оценок, что является справедливым шагом при сравнении оценок на эффективность.

Абсолютно эффективная оценка имеет суммарное смещение, равное нулю $W = 0$ (и как следствие $A = 0$), а, следовательно, простой критерий эффективности смещенных оценок $Q = (A + 1) \cdot W = 0$.

В том случае, когда характеристика A в классе, определяемом величиной $W = x$, принимает максимальную величину $A = W = x$ при $K_{<0} = 0$ (или при $K_{>0} = 0$) – случай наихудшей оценки в этом классе, то и простой критерий эффективности смещенных оценок принимает максимальную величину, равную $Q = (A + 1) \cdot W = (x + 1) \cdot x = x^2 + x$ на этой наихудшей оценке из рассматриваемого класса.

В том случае, когда характеристика A в классе, определяемом величиной $W = x$, принимает минимальную величину $A = 0$ при $K_{<0} = x/2$ и $K_{>0} = x/2$ (сбалансированная оценка), то и простой критерий эффективности смещенных оценок принимает минимальную величину, равную $Q = (A + 1) \cdot W = (0 + 1) \cdot x = x$ на этой сбаланси-

рованной оценке, которая в рассматриваемом классе является эффективной.

Из вида абстрактной формулы абсолютного суммарного смещения

$$W = 2K_{<0} + B = 2K_{>0} - B$$

можно сделать вывод, что балансировка $A(\theta) = |B| = |K_{>0} - K_{<0}| = |B_{>0} + B_{<0}|$ уже неявно учтена в формуле для абсолютного суммарного смещения $W = 2K_{<0} + B = 2K_{>0} - B$ и поэтому играет вспомогательную роль при выборе эффективных оценок. Однако она позволяет увидеть через величину баланса, насколько оценка имеет тенденцию к улучшению в своем классе оценок, а множитель $(A + 1)$ в формуле $Q = (A + 1) \cdot W$ не позволяет скрыть несбалансированность оценки, адекватно увеличивая величину характеристики Q критерия эффективности смещенных оценок. Понятно, что смещенная оценка должна быть сбалансирована в своем классе, прежде чем она станет ближе к эффективной.

Сформулированный простой критерий эффективности смещенных оценок оперирует только двумя родственными понятиями (балансировка и смещение), не зависящими от дополнительных условий и является простым с точки зрения вычислений, что дает ему неоспоримое преимущество в сравнении с другими критериями. В силу этих причин именно на простом критерии построено основное изложение данной работы.

Заметим, что сбалансированные оценки $A = 0$ являются эффективными только в подклассе, которому принадлежат, но не являются эффективными в более широком классе. Например, рассмотрим два подкласса, для которых выполняется условие $W = x > W = y$, тогда сбалансированная оценка в классе, для которого выполняется условие $W = x$, является эффективной в этом классе $Q = (A + 1) \cdot W = x$, но не является эффективной в классе, для которого выполняется условие $W = y$, так как $Q = (A + 1) \cdot W = y < x$.

Важно помнить, что существует множество локальных минимумов функционала $Q = (A + 1) \cdot W$ при поиске эффективной смещенной оценки на выделенных классах оценок.

Принцип сбалансированности: оценки $\theta(R)$, близкие по своей эффективности $Q \approx 0$ ($W \approx 0$) к абсолютно эффективной оценке $Q = 0$ ($W = 0$), должны обладать сбалансированностью, близкой к полной сбалансированности $A \approx 0$. Для этого нужно, чтобы выполнялось условие сбалансированности $K_{>0} \approx K_{<0} \approx x/2$ ($x \approx 0$).

Поэтому при построении оценок следует в первую очередь следить за их сбалансированностью $A = 0$. Однако это не гарантирует их эффективность $Q > 0$ ($W > 0$)!

Получение эффективных смещенных оценок для различных типов плана испытаний. Для плана типа NBт достаточной статистикой является число наблюдаемых отказов r [3, 4]. Обозначим случайное число отказов через R , тогда для плана испытаний типа NBт с.в. R имеет пуассоновское распределение $L(r; \Delta)$ с параметром $\Delta = N\tau / t$, где параметр t – средняя наработка до отказа (СНДО) [1, 4]. Тогда, по определению, r – реализация с.в. R . С другой стороны, R – сумма с.в. X_i , каждая из кото-

рых есть случайное число отказов одного из N изделий ($1 < i < N$), поставленных на испытания. С.в. X_i имеют пуассоновское распределение с параметром Δ / N [1, 4]:

$$L(r; \Delta) = \sum_{k=0}^{X_1 + \dots + X_n = r} \exp\{-\Delta\} \cdot \frac{\Delta^k}{k!}. \quad (2)$$

Воспользуемся формулой (2) и изучим свойства оценки параметра Δ , и как следствие параметра t , получаемой из уравнения:

$$L(r; \Delta) = \sum_{k=0}^r \exp\{-\Delta\} \cdot \frac{\Delta^k}{k!} = \alpha$$

или

$$\varepsilon(\Delta) = \ln(2) + \ln\left(\sum_{k=0}^r \frac{\Delta^k}{k!}\right) - \Delta. \quad (3)$$

Минимизируя абсолютную величину $\varepsilon(\Delta)$ в формуле (3) с необходимой точностью, получим искомую точечную оценку $U(R, \alpha)$ параметра Пуассона Δ . Имея оценку $U(R, \alpha)$, легко получить оценку СНДО $T_5 = n\tau / U(R, \alpha)$. При $\alpha = 0,5$ оценка $U(R; \alpha = 0,5)$ приобретает смысл центрированной оценки [7]!

Вид балансировки и абсолютного суммарного смещения на оценках СНДО для плана испытаний типа NBт. Заметим, что в классе всех возможных оценок параметра эффективной оценки не существует [3]! Поэтому с целью получения эффективной смещенной оценки СНДО сузим поисковый класс оценок до линейного для параметров плана испытаний N и τ (далее – линейные оценки), а именно:

$$(1/t) \cdot \theta(R; m) = \theta(R; m/t),$$

где $m = N\tau$, $t > 0$ – параметр экспоненциального закона распределения наработки до отказа (см. формулу (1)).

Балансировка на линейных оценках для плана NBт имеет вид

$$\begin{aligned} A(\theta(m, R)) &= \int_0^\infty \frac{1}{t} \{E\theta(m, R) - t\} d\Delta = \\ &= \int_0^\infty \{E\theta(m/t, R) - 1\} d\Delta = \int_0^\infty \{E\theta(\Delta, R) - 1\} d\Delta, \end{aligned}$$

где $\Delta = N\tau/t = m/t$ – параметр пуассоновского потока отказов. Нормировка $1/t$ потребовалась с целью ограничить величину интеграла ($t = m / \Delta$), что в конечном итоге упростило выражение для балансировки $A(\theta)$ на линейных оценках до одного суммирования по параметру Δ , то есть суммирования (с усреднением) по объединенному параметру m плана испытаний не потребовалось. Аналогично абсолютное суммарное смещение на линейных оценках представимо в виде

$$W(\theta(m, R)) = \int_0^\infty \frac{1}{t} \theta(m, R) - t / d\Delta = \int_0^\infty E\theta(\Delta, R) - 1 / d\Delta.$$

Построение сбалансированной оценки параметра t для плана испытаний NBт. Найдем сбалансированную оценку параметра t для плана испытаний NBт. Для этого рассмотрим класс линейных оценок, представимых в виде $\theta = (N\tau/(R + 1)) + N\tau f(R)$, тогда балансировка для

плана испытаний $NB\tau$ после подстановки в функционал $A(\theta)$ оценок класса $\theta = (N\tau/(R+1)) + N\tau f(R)$ имеет вид

$$A(\theta) = \int_0^{\infty} \frac{1}{t} \{E\theta - t\} d\Delta / = \\ = \int_0^{\infty} \left\{ \left[e^{-\Delta} \sum_{r=0}^{\infty} \left[\frac{\Delta^{r+1}}{(r+1)!} + f(r) \frac{\Delta^{r+1}}{r!} \right] \right] - 1 \right\} \partial\Delta /.$$

Заметим, что первая часть суммы под интегралом для $A(\theta)$ равна $e^{-\Delta} \sum_{r=0}^{\infty} \frac{\Delta^{r+1}}{(r+1)!} = e^{-\Delta} (e^{\Delta} - 1) = 1 - e^{-\Delta}$. Рассмотрим различные варианты $f(R)$ и воспользуемся известной формулой $\int_0^{\infty} e^{-n\Delta} \Delta^k \partial\Delta = k! / n^{k+1}$ для расчета величины функционала $A(\theta)$, соответствующего варианту $f(R)$.

Для того, чтобы $A(\theta)$ равнялось нулю, необходимо и достаточно, чтобы $\sum_{r=0}^{\infty} f(r) \frac{\Delta^{r+1}}{r!} = 1$. Необходимость и достаточность этого условия доказывается непосредственно подстановкой в функционал $A(\theta)$ вместо указанной суммы единицы. Действительно, в этом предположении функционал $A(\theta)$ приобретает величину, равную нулю, а именно:

$$A(\theta) = \int_0^{\infty} \left(e^{-\Delta} \sum_{r=0}^{\infty} \frac{\Delta^{r+1}}{(r+1)!} + e^{-\Delta} \sum_{r=0}^{\infty} f(r) \frac{\Delta^{r+1}}{r!} - 1 \right) \partial\Delta / = \\ = \int_0^{\infty} (1 - e^{-\Delta} + e^{-\Delta} - 1) \partial\Delta / = 0.$$

Сузим множество решений уравнения $\sum_{r=0}^{\infty} f(r) \frac{\Delta^{r+1}}{r!} = 1$ относительно $f(R)$. Пусть $f(r \geq 2) = 0$, тогда $\sum_{r=0}^{\infty} f(r) \frac{\Delta^{r+1}}{r!} = f(r=0)\Delta + f(r=1)\Delta^2$. С целью упрощения вида полученного выражения переобозначим $f(R=0) = a$, $f(R=1) = b$. Тогда из $A(\theta) = 0$ следует $a + 2b = 1$. Решение этого уравнения относительно переменных a и b содержит различные их варианты $a = 1 - 2b$. Расчеты показывают, что вариант $a = 1,3$, $b = -0,15$, что эквивалентно $f(R=0) = 1,3$, $f(R=1) = -0,15$, $f(R > 1) = 0$, является наиболее эффективным. Тогда искомая оценка T_B класса $\theta = (N\tau/(R+1)) + N\tau f(R)$ имеет вид:

$$T_B = N\tau + 1,3N\tau = 2,3N\tau \text{ при } R = 0;$$

$$T_B = 0,5N\tau - 0,15N\tau = 0,375N\tau \text{ при } R = 1;$$

$$T_B = N\tau/(R+1) \text{ при } R > 1.$$

Функционал $A(T_B)$ имеет вид:

$$A(T_B) = /K_{>0} - K_{<0} / = \int_0^{\infty} e^{-\Delta} (1,3\Delta - 1 - 0,15\Delta^2) \partial\Delta /.$$

Остается выделить положительную и отрицательную части балансировки

$$K_{>0} = \int_{0,853}^{7,813} e^{-\Delta} (-0,15\Delta^2 + 1,3\Delta - 1) \partial\Delta = 0,318,$$

$$K_{<0} = \int_0^{0,853} e^{-\Delta} (0,15\Delta^2 - 1,3\Delta + 1) \partial\Delta +$$

$$+ \int_{7,813}^{\infty} e^{-\Delta} (0,15\Delta^2 - 1,3\Delta + 1) \partial\Delta = 0,318.$$

Следовательно, $A = 0$, то есть оценка T_B является сбалансированной. Поэтому $W = K_{<0} + K_{>0} = 0,318 + 0,318 = 0,636$ и $Q = W = 0,636$.

Заметим, что из абстрактной формулы $W = 2K_{<0} + B = 2K_{<0} - B$ следует, что для сбалансированной оценки $A = 0$ ($B = 0$) для вычисления величины абсолютного суммарного смещения W достаточно вычислить величины $K_{<0}$ или $K_{>0}$.

Полученные результаты эффективности предложенных линейных смещенных оценок согласуются с прямым вычислением их эффективности на ЭВМ.

Получение эффективной смещенной оценки СНДО по результатам испытаний, проводимых в соответствии с планом испытаний типа $NB\tau$, с использованием простого критерия эффективности смещенных оценок. В соответствии с предыдущим подразделом, балансировка для плана испытаний типа $NB\tau$ на линейных оценках имеет вид $A(\theta(m, R)) = \int_0^{\infty} \{E\theta(\Delta, R) - 1\} d\Delta /$, где $\Delta = m/t$, $m = N\tau$ – параметр пуассоновского потока отказов. Аналогично абсолютное суммарное смещение представимо в виде $W(\theta(m, R)) = \int_0^{\infty} /E\theta(\Delta, R) - 1 / d\Delta$.

Эффективная оценка ищется среди предложенных линейных оценок [6, 7] с использованием простого критерия эффективности смещенных оценок, а именно:

$$Q = (A + 1) \cdot W = (/K_{>0} - K_{<0} / + 1) \cdot (K_{>0} + K_{<0}),$$

$$K_{\{\} > 0} = \int_{\{\} > 0} \{E\theta(\Delta, R) - 1\} d\Delta,$$

Табл. 1. Результаты подстановки откорректированных оценок СНДО в функционалы $A(\theta)$, $W(\theta)$ для плана испытаний типа $NB\tau$

Вид функционала	A	W	$Q = (A + 1) \cdot W$
$T_{B2n}(R=0) = 2,7N\tau$, $T_{B2n} = N\tau / (R + 1 + 2,3 - 0,6R)$ при $1 \leq R \leq 5$, $T_{B2n}(R > 5) = N\tau / (R + 1)$	0,0132	0,632	0,641
$T_d(R=0) = 2,4N\tau$, $T_d(R=1) = 0,35N\tau$, $T_d(R=2) = 0,3N\tau$, $T_d(R > 2) = N\tau / (R + 1)$	0	0,624	0,624
$T_B = 2,3N\tau$ при $R = 0$, $T_B = 0,375N\tau$ при $R = 1$ и $T_A = N\tau/(R + 1)$ при $R > 1$	0	0,635	0,635
$T_l(R=0) = 2n\tau$, $T_l(R > 0) = n\tau / (R + 1)$	0	0,736	0,736

$$K_{\{0>0\}} = \int_{\{0>0\}} \{E\theta(\Delta, R) - 1\} d\Delta /$$

Результаты расчетов приведены в табл. 1.

Из табл. 1 следует, что в соответствии с простым критерием эффективности смещенных оценок наиболее эффективной оказалась откорректированная (в сравнении с ранее найденными [6, 7]) в соответствии с принципом сбалансированности смещенная оценка $T_d(R=0) = 2,4N\tau$, $T_d(R=1) = 0,35N\tau$, $T_d(R=2) = 0,3N\tau$, $T_d(R>2) = N\tau / (R+1)$. Остальные сбалансированные оценки приведены для сравнения.

Получение эффективной смещенной оценки вероятности безотказной работы по результатам испытаний, проводимых в соответствии с планом испытаний типа NBт, с использованием простого критерия эффективности смещенных оценок. Введем обозначения $m = N\tau$, $t = m/\Delta$, $1/t = \Delta/m$, $P = \exp\{-g/t\} = \exp\{-g\Delta/m\}$ – вероятность безотказной работы (ВБР) за временной отрезок g для некоторого параметра t (СНДО). Рассмотрим оценки ВБР вида $\theta(R; m, g) = \exp\{-g/T_i\}$, где T_i – некоторая оценка параметра t (СНДО) из числа предложенных в [6, 7] (см. табл. 1, а также табл. 2). Тогда балансировка и абсолютное суммарное смещение на оценках ВБР за временной отрезок g имеют вид соответственно:

$$A(\theta) = \sum_{m=10^3}^{10^5} \sum_{g=10^3}^{10^5} \int_0^\infty (E\theta - e^{-g\Delta/m}) d\Delta,$$

$$W(\theta) = \sum_{m=10^3}^{10^5} \sum_{g=10^3}^{10^5} \int_0^\infty E\theta - e^{-g\Delta/m} / d\Delta.$$

В основе сравнения эффективности смещенных оценок ВБР лежит минимизация функционала вида $Q(\theta) = (A(\theta)+1) \cdot W(\theta) = (K_{>0} - K_{<0} + 1) \cdot (K_{>0} + K_{<0})$ на предложенных оценках $\theta(R)$, где $\Delta \in \{0; \infty\}$

$$K_{>0}(\theta) = \sum_{m=10^3}^{10^5} \sum_{g=10^3}^{10^5} \int_{\{0>0\}} \{E\theta - e^{-g\Delta/m}\} d\Delta,$$

$$K_{<0}(\theta) = \sum_{m=10^3}^{10^5} \sum_{g=10^3}^{10^5} \int_{\{0<0\}} \{E\theta - e^{-g\Delta/m}\} d\Delta /,$$

где $m = N\tau$, $\Delta = N\tau/t = m/t$, $t = m/\Delta$. Усреднение по сумме с индексом g не производилось с целью получения величины результата вычисления Q близкой к единице. Усреднение по сумме с индексом m производилось в обычном порядке.

Рассмотрим оценки ВБР – за временной отрезок g – вида $\theta(m, g; R) = \exp\{-g/\theta_i\}$, где θ_i – некоторая оценка СНДО, $g = \tau$. Воспользуемся принципом сбалансированности и откорректируем предложенные оценки [6, 7]. Результаты откорректированных оценок ВБР представлены в табл. 2.

Табл. 2. Результаты подстановки откорректированных оценок ВБР в функционалы $A(\theta)$, $W(\theta)$ для плана испытаний типа NBт

Вид оценки ВБР, $g = \tau$	A	W	$Q=(A+1) \cdot W$
$P_9(T_9) = \exp\{-g/T_9\}$, где $T_9(R=0) = 4N\tau/U(R, \alpha=0,99)$, $T_9(R>0) = N\tau/U(R, \alpha=0,5)$	0,095	0,295	0,324
$P_{\text{вн}}(g; T_{\text{вн}}(R)) = \exp\{-g/T_{\text{вн}}\}$, где $T_{\text{вн}}(R=0) = 110 \cdot N\tau$, $T_{\text{вн}}(R>0) = N\tau/(R+0,6)$	0,072	0,284	0,305

Как следует из табл. 2, наиболее эффективной в соответствии с простым критерием эффективности является составная оценка $P_{\text{вн}}(g; T_{\text{вн}}(R)) = \exp\{-g/T_{\text{вн}}\}$, где $T_{\text{вн}}(R=0) = 110 \cdot N\tau$, $T_{\text{вн}}(R>0) = N\tau/(R+0,6)$. При прогнозировании эта же оценка также является эффективной ($\tau < g$).

Полученные новые оценки параметра t (СНДО) экспоненциального закона распределения вероятностей и ВБР по результатам испытаний, проводимых в соответствии с планом испытаний типа NBт, по сути своей – это откорректированные в соответствии с принципом сбалансированности эффективные смещенные оценки, предложенные в [6, 7], то есть наблюдается разумное согласование между эффективными смещенными оценками в рамках различных критериев. Так как наиболее простое и непротиворечивое решение по поиску эффективных смещенных оценок предлагает простой критерий смещенных оценок, то именно его следует использовать в качестве основного при поиске эффективных смещенных оценок параметра t (СНДО) экспоненциального закона распределения вероятностей и ВБР для различных планов испытаний. Как тут не вспомнить известный тезис «критерий истины есть практика».

Биномиальный план испытаний. Вероятность безотказной работы

Заметим, что функция вероятности биномиального плана испытаний P_Σ монотонно убывает с ростом p [5], а, следовательно, уравнения $P_\Sigma(R=r) = \sum_{k=0}^r P_N(k, p) = \alpha = 0,5 + x$ и $P_\Sigma(R=r) = \sum_{k=0}^r P_N(k, p) = \alpha = 0,5$ имеют единственное решение, где $P_N(k, p) = C_N^k p^k (1-p)^{N-k}$. Решения этих уравнений относительно параметра p будем обозначать через буквы $v(R; N, \alpha = 0,5)$ и $w(R; N, \alpha)$. Заметим, что традиционная оценка параметра p биномиального закона распределения $\approx p = R/N$ является несмещенной и эффективной оценкой [2, пример 2.4.20]. Оценка $\approx p$ также является и оценкой максимального правдоподобия [2, пример 2.10.7].

Здесь и далее воспользуемся результатами работ [7]. Обозначим через θ некоторую абстрактную оценку вероятности отказа в процессе испытаний

N изделий. Балансировка для биномиального плана имеет вид

$$A(\theta(R; N)) = \sum_{n=1}^N \int_0^1 (E\theta(R; n) - p) dp,$$

где $p \in [0; 1]$ – параметр биномиального плана испытаний – вероятность отказа. Абсолютное суммарное смещение представимо в виде

$$W(\theta(R; N)) = \sum_{n=1}^N \int_0^1 |E\theta(R; n) - p| dp.$$

Эффективная оценка ищется среди предложенных [6, 7] с использованием простого критерия эффективности смещенных оценок, а именно:

$$Q = (A + 1) \cdot W = (K_{>0} - K_{<0} + 1) \cdot (K_{>0} + K_{<0}),$$

$$K_{>0}(\theta) = \sum_{n=1}^N \int_{\{\theta>0\}} \{E\theta(R; n) - p\} dp,$$

$$K_{<0}(\theta) = \sum_{n=1}^N \int_{\{\theta<0\}} \{E\theta(R; n) - p\} dp, \text{ где } p \in [0; 1].$$

Усреднение в сумме по N не производилось с целью получения величины результата вычисления Q близкой к единице. Результаты расчетов приведены в табл. 3.

Как следует из табл. 3, наиболее эффективной является оценка $\tilde{p}_{20}(R = 0) = w(\beta = 0,993; N, R)$, $\tilde{p}_{20}(R > 0) = R/N$. Оценка p_7 является байесовской оценкой, полученной для случая полной неопределенности [7, 8] и приведена для сравнения с целью подтверждения их плохих свойств, так как ее характеристика $Q = 0,801285$ является наихудшей. Оценка $\tilde{\theta}_Q(R)$ также является байесовской оценкой, которая обладает еще более худшей эффективностью.

Биномиальный план испытаний. Средняя наработка на отказ. Будем считать, что наработка на отказ изделий подчиняется экспоненциальному закону распределения вероятностей с параметром t , где последний совпадает со средней наработкой на отказ (СНДО). Время испытаний каждого из $N = n$ изделий обозначим через τ . Здесь и далее ограничим объем испытаний $0 < n \leq 10$, что для высоконадежных и сложных изделий является пределом затрат.

Здесь и далее воспользуемся результатами работ [6, 7]. Обозначим через θ некоторую абстрактную оценку вероятности отказа в процессе испытаний N изделий. Эффективная оценка ищется среди предложенных [6, 7] с использованием простого критерия эффективности смещенных оценок, а именно:

$$Q = (A + 1) \cdot W = (K_{>0} - K_{<0} + 1) \cdot (K_{>0} + K_{<0}),$$

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

Вид оценки	A	W	$Q = (A + 1) \cdot W$
$\tilde{w}(R=0) = w(\beta = 0,993; N, R)$, $\tilde{w}(R>0) = w(\beta = 0,75; N, R)$	0,209622	0,210012	0,254035
$\tilde{p}_\tau(g; T_p(R, \tau, N)) = 1 - \exp(-g/T_p)$, где $g = \tau$, $T_p(R = 0) = 110N\tau$, $T_p(R > 0) = (N\tau - R\tau/2)/(R + 0,35)$	0,096340	0,332740	0,364796
$\tilde{p}_{20}(R = 0) = w(\beta = 0,993; N, R)$, $\tilde{p}_{20}(R > 0) = R/N$	0,006370	0,006370	0,006410
$\tilde{p}_{30}(g; T_p(R = 0, \tau, N)) = 1 - \exp(-g/T_p)$, где $g = \tau$, $T_p(R = 0) = 110N\tau$, $\tilde{p}_{30}(R > 0) = R/N$	0,008238	0,008238	0,008305
$p_0 = R/N$ – классическая оценка	0	0	0
Байесовская оценка при $\alpha = 1$, $\beta = 1$ $p_7 = (R + 1)/(N + 2)$ [7, 8]	0,001601	0,800003	0,801285
Байесовская оценка при $\alpha = 2$, $\beta = 94$ $\tilde{\theta}_Q(R) = (R + \alpha)/(N + \alpha + \beta)$ [7, 8]	4,526639	4,530498	25,037302

Табл. 4. Результаты подстановки откорректированных оценок СНДО в функционалы $A(\theta)$ и $W(\theta)$ для биномиального плана испытаний

Вид оценки параметра СНДО	A	W	$Q = (A + 1) \cdot W$
$T_{\tau}(R = 0) = 400 + 0,01 \cdot \tau -$ $- \tau \cdot 0,75/\ln(1 - ((R = 0) + 0,3)/(n + 0,3)),$ $T_{\tau}(R > 0) = 400 + 0,015 \cdot \tau - \tau \cdot 0,8/\ln(1 -$ $- ((R > 0) + 2)/(n + 2))$	4,102	7,868	40,146
$T_{\tau 2}(R = 0) = 400 + 0,7\tau -$ $- \tau \cdot 0,6/\ln(1 - ((R = 0) + 0,3)/(n + 0,3)),$ $T_{\tau 2}(R > 0) = 400 + 0,01 \cdot \tau - \tau \cdot 0,2/\ln(1 - ((R > 0) + 2)/(n + 2)) -$ $- \tau^2 \cdot 2 \cdot 10^{-4}/\ln(1 - ((R > 0) + 2)/(n + 2))$	3,733	5,630	26,651

$$K_{>0}(\theta) = \frac{1}{x} \sum_{\tau=10^3}^{10^5} \sum_{N=1}^{10} \int_{\{\theta>0\}} \frac{1}{t} \{E\theta - t\} dt,$$

$$K_{<0}(\theta) = \frac{1}{x} \sum_{\tau=10^3}^{10^5} \sum_{N=1}^{10} \int_{\{\theta<0\}} \frac{1}{t} \{E\theta - t\} dt / ,$$

где $t \in \{1; \infty\}$, x – количество слагаемых в суммах.

Интегрирование ведется по всем возможным величинам параметра (СНДО) t из $[1; \infty]$. В табл. 4 приведены результаты подстановки предложенных в [6, 7] (и откорректированных в соответствии с принципом сбалансированности) оценок СНДО в функционалы $A(\theta)$ и $W(\theta)$ для биномиального плана испытаний.

Выводы

Получен простой критерий эффективности смещенных оценок, в котором скомпенсировано влияние неравнозначности величин дисперсии и квадрата смещения.

Получены новые эффективные смещенные оценки различных показателей надежности для биномиального плана испытаний и плана с ограниченным временем испытаний и восстановлением отказавших изделий. Полученные оценки показателей надежности имеют направленность практического применения при испытаниях и эксплуатации однородной продукции различного назначения, в процессе которых отказы не возникали.

Полученные новые оценки по сути своей – это откорректированные в соответствии с принципом сбалансированности старые эффективные смещенные оценки.

Библиографический список

1. 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.
2. Леман Э. Теория точечного оценивания. М.: Наука, 1991. 448 с.
3. Ясногородский Р.М. Теория вероятностей и математическая статистика: Учебное пособие. Санкт-Петербург: Научное издание, 2019. 320 с.
4. Шуленин В.П. Математическая статистика. Часть 1. Параметрическая статистика. Томск: Издательство НТЛ, 2012. 540 с.
5. Михайлов В.С. Критерий эффективности смещенных оценок. Новый взгляд на старые проблемы // Надежность. 2022. № 1. С. 30-37.
6. Михайлов В.С. Улучшение эффективности оценок вероятности безотказной работы различных планов испытаний однородной продукции // Надежность. 2022. № 2. С. 30-37.
7. Михайлов В.С. Смещенные оценки в теории надежности. Киров: МЦИТО, 2022. 184 с.
8. Храмов С.М., Рудковский Д.М., Михайлов В.С. Анализ применимости байесовских оценок при решении практических задач надежности, использующих модели,

предназначенные для групп однородной продукции // Надежность. 2022. № 3. С. 29-34.

References

1. Gnedenko B.V., Beliaev Yu.K., Soloviev A.D. [Mathematical methods in the dependability theory. Primary dependability characteristics and their statistical analysis: Second edition, corrected and extended]. Moscow: Knizhny dom LIBROKOM; 2013. (in Russ.)
2. Lehmann E. Theory of Point Estimation. Moscow: Nauka; 1991.
3. Yasnogorodsky R.M. [Probability theory and mathematical statistics. Textbook]. Saint Petersburg: Naukoymkiye tekhnologii; 2019. (in Russ.)
4. Shulenin V.P. [Mathematical statistics. Part 1. Parametric statistics]. Tomsk: Izdatelstvo NTL; 2012. (in Russ.)
5. Mikhailov V.S. Efficiency criterion of biased estimates. A new take on old problems. *Dependability* 2022;1:30-37.
6. Mikhailov V.S. Improving the efficiency of estimation of the probability of no-failure of various test plans of homogeneous product. *Dependability* 2022;2: 30-37.
7. Mikhailov V.S. [Biased estimates in the dependability theory]. Kirov: MtSITO; 2022. (in Russ.)
8. Khranov S.M., Rudkovsky D.M., Mikhailov V.M. Analysis of the application of Bayesian estimates as part of practical problems in dependability that involve models intended for groups of homogeneous products. *Dependability* 2022;22(3):29-34. (In Russ.) <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2022-22-3-29-34>.

Сведения об авторе

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

About the author

Viktor S. Mikhailov Lead Engineer, Federal State Unitary Enterprise Central Scientific Research Institute of Chemistry and Mechanics (TsNIIKhM). Address: 16a Nagatinskaya St., Moscow, 115487, Russian Federation, e-mail: Mvs1956@list.ru

Вклад автора в статью

Построен простой критерий эффективности смещенных оценок и получены эффективные смещенные оценки показателей надежности для биномиального плана испытаний и плана испытаний с ограниченным временем и восстановлением.

Конфликт интересов

Автор заявляет об отсутствии конфликта интересов.

Технологические ограничения марковского метода анализа надежности

Technological limitations of the Markov method for dependability analysis

Шевченко Д.Н.

Dmitriy N. Shevchenko

ЗАО «Струнные технологии», Республика Беларусь, Минск
Unitsky String Technologies Inc., Republic of Belarus, Minsk
shevchenkodn@yandex.ru



Шевченко Д.Н.

Резюме. Цель. Обозначить и систематизировать технологические ограничения марковского метода анализа надежности систем, определить их границы с учетом фактической реализуемости метода, показать возможности расширения границ реализуемости марковского метода. Рассмотрены ограничения, связанные с автоматизацией построения графа состояний и математическим решением соответствующих систем алгебраических и дифференциальных уравнений с использованием пакетов компьютерной математики. **Методы.** Предложен подход к автоматическому построению графа состояний технических систем, заданных структурной схемой надежности, а также сетей связи, заданных структурной схемой. Рассматриваются подходы к снижению размерности графа состояний, которые не снижают точность вычисления показателей надежности. Также рассматриваются подходы к снижению размерности графа состояний за счет усечения графа или объединения неработоспособных состояний, которые приводят к смещенным расчетным значениям показателей надежности. **Результаты.** Показаны фактические границы применимости марковского метода, их актуальность с учетом использования современных информационных технологий. Показаны подходы, расширяющие область реализуемости марковского метода анализа надежности больших систем. Исследован существующий подход к усечению графа состояний; предложены и исследованы (на смещенность) подходы к объединению неработоспособных состояний графа. **Заключение.** Рассматриваемые в статье подходы позволяют расширить область фактической реализуемости марковского метода анализа надежности на системы с большим количеством подсистем.

Abstract. Aim. To identify and classify the technical limitations of the Markov method of system dependability analysis, to define their boundaries taking into account the actual feasibility of the method, to show the opportunities of expanding the applicability of the Markov method. The paper examined the limitations associated with the automation of state graph construction and the mathematical solution of the corresponding systems of algebraic and differential equations using software. **Methods.** An approach is proposed to automatically constructing state graphs of technical systems defined by a structural diagram of dependability, as well as communication networks defined by a structural diagram. The paper examines approaches to reducing the dimension of a state graph that do not reduce the accuracy of dependability indicator calculation. The author also considers ways of reducing the dimensionality of a state graph by means of truncation or merging inoperative states that cause biased calculated dependability values. **Results.** The actual limits of applicability of the Markov method are shown along with their relevance in the context of modern information technologies. Approaches are shown that expand the applicability of the Markov method for analysing the dependability of large systems. The existing approach to state graph truncation were examined. Approaches to merging inoperative graph states were proposed and investigated (for bias). **Conclusion.** The approaches discussed in the paper allow extending the applicability of the Markov method of system dependability analysis to systems with a larger number of subsystems.

Ключевые слова: анализ надежности, марковский метод, автоматизация построения графа состояний, размерность графа.

Keywords: dependability analysis, Markov method, state graph construction automation, graph dimensionality.

Формат цитирования: Шевченко Д.Н. Технологические ограничения марковского метода анализа надежности // Надежность. 2024. №1. С. 34-40. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2024-24-1-34-40>

For citation: Shevchenko D.N. Technological limitations of the Markov method for dependability analysis. *Dependability 2024*;1:34-40. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2024-24-1-34-40>

Поступила: 13.06.2023 / **После доработки:** 15.01.2024 / **К печати:** 15.03.2024

Received on: 13.06.2023 / **Revised on:** 15.01.2024 / **For printing:** 15.03.2024

Введение

Марковский метод является наиболее распространенным методом анализа надежности восстанавливаемых систем (адекватным, при допущении об экспоненциальном распределении времени до отказа и до восстановления компонентов системы). Метод подробно изложен в базовых стандартах по надежности [1] и специализированной литературе [2–5]. Однако применение марковского метода на практике затрудняется следующими особенностями:

1) сложность построения графа состояний (ГС) на основе структурной схемы или структурной схемы надежности (ССН) системы. Сюда можно отнести и отсутствие наглядности ГС с большим количеством состояний;

2) большая размерность ГС даже для систем с небольшим количеством подсистем [2]. В общем случае для системы из N компонентов, каждый из которых может находиться в 2 технических состояниях (работоспособное или неработоспособное), ГС имеет 2^N состояний. Для системы из 5 компонентов, ССН которой представлена на рис. 1, ГС имеет 32 состояния; а при $N = 10$ – 1024 состояния.

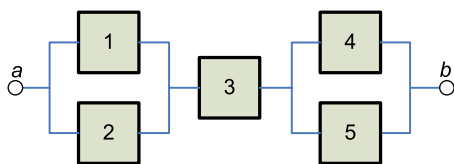


Рис. 1. Пример ССН системы

Вторая особенность влечет следующие математические проблемы:

- сложность решения системы линейных алгебраических уравнений Чепмена-Колмогорова большой размерности для определения стационарных показателей надежности системы (средней наработки между отказами МТBF, среднего времени до восстановления МТTR, стационарного коэффициента готовности системы A);

- сложность решения системы обыкновенных дифференциальных уравнений (ОДУ) Чепмена-Колмогорова с невозвратными неработоспособными состояниями для определения показателей надежности системы, работающей до первого отказа (МТTF, гамма-процентной наработки до отказа, функции отказа $F(t)$, вероятности безотказной работы $R(t)$);

- сложность решения системы ОДУ Чепмена-Колмогорова для получения нестационарных показателей надежности системы (нестационарного коэффициента готовности $A(t)$).

Для обхода указанных ограничений существующие стандарты [1, 6] и другая специальная литература предусматривают использование приближенных моделей, предоставляющих не точные, но консервативные расчетные значения показателей надежности. Вместе с тем, не все обозначенные проблемы являются существенными и неразрешимыми. Рассмотрим каждую из них в отдельности, укажем ее актуальность и подход к решению.

Автоматическое построение ГС

При ряде допущений относительно обнаружения отказов и дисциплины восстановления отказавших компонентов, ГС может быть построен автоматически на основе ССН системы [3, с. 142; 7]. Состояния ГС целесообразно именовать бинарным кодом, где состояние «00000» соответствует исправному состоянию системы, «00010» – неработоспособное состояние только элементов 2, состояние «00011» – неработоспособное элементов 1 и 2. Интенсивность перехода системы из состояния «00000» в «00001» равна интенсивности отказа 1-го элемента; интенсивность перехода системы из состояния «00011» в «00001» равна интенсивности восстановления 2-го элемента. Решение о работоспособности каждого состояния ГС определяется проверкой ССН (см. рис. 1) на связность вершин «a» и «b», например, с помощью алгоритма Уоршелла.

ГС, соответствующий ССН на рис. 1, представлен на рис. 2, где заливкой обозначены неработоспособные состояния системы.

Аналогичным способом могут автоматически строиться ГС и марковским методом определяться показатели надежности сетей связи на основе их структурной схемы. Дополнительной особенностью показанного выше подхода является лишь то, что в качестве компонентов системы связи должны рассматриваться как узлы, так и линии связи. А в качестве критериев отказа сети связи необходимо указывать невозможность обмена информацией между двумя конкретными или двумя произвольными узлами сети. Например, сеть связи с 4-мя узлами и 5-ю линиями связи, представленная на рис. 3, имеет ГС с $2^{4+5}=512$ состояниями. Определение работоспособных состояний зависит от сформулированного критерия отказа сети (например, невозможность передачи сообщений между узлами 1 и 4 (выделены заливкой) или между двумя произвольными узлами).

Автоматическое решение о работоспособности каждого состояния ГС (как и в предыдущем случае) определяется проверкой графа-сети связи (см. рис. 3) на связность рассматриваемых узлов связи (например, «1» и «4»).

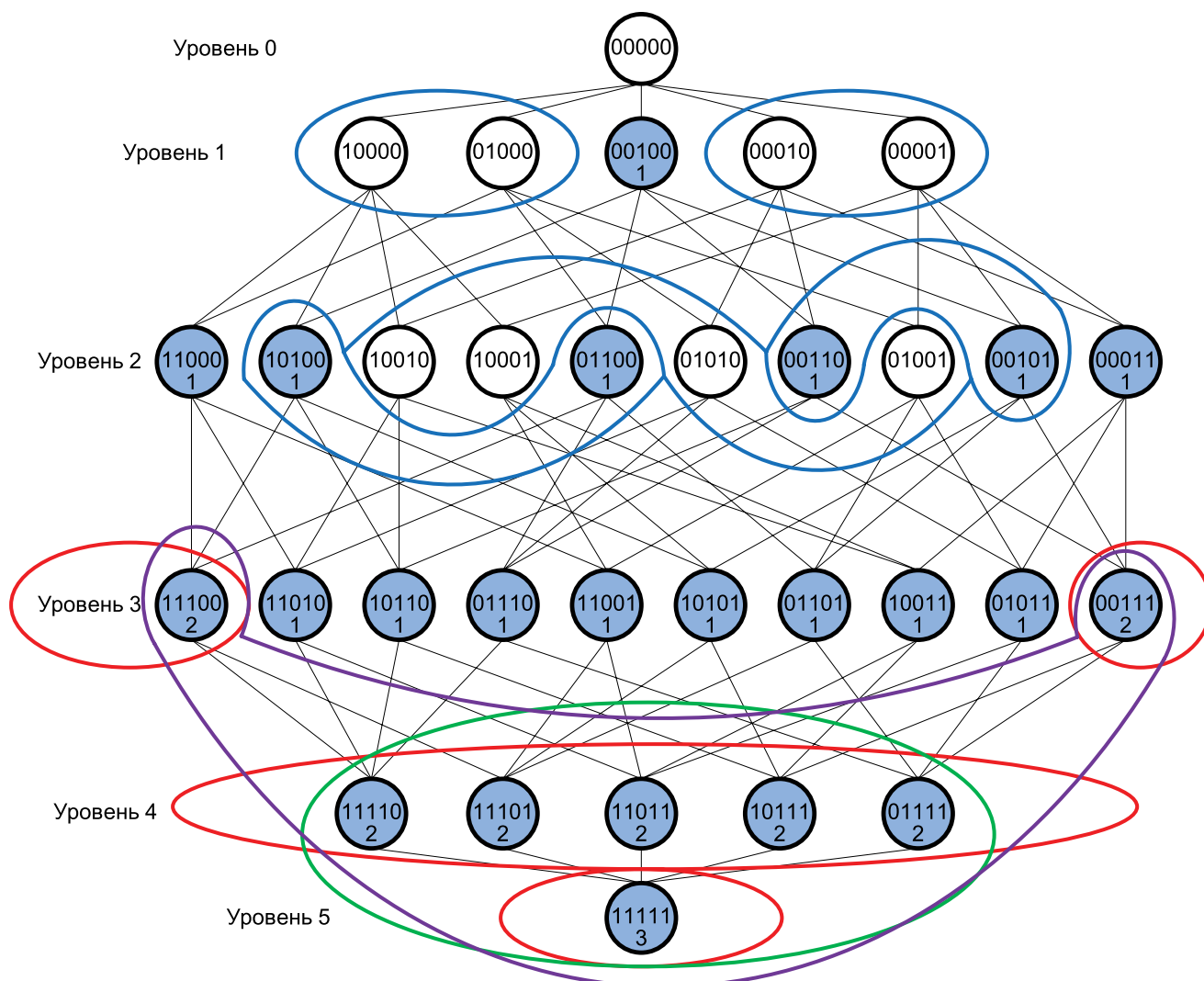


Рис. 2. ГС, соответствующий ССН на рис. 1

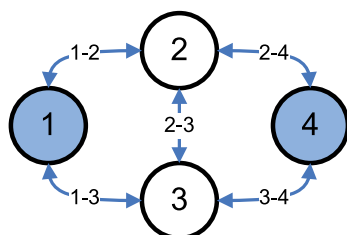


Рис.3. Пример сети связи

В работе [8] рассматриваются специальные подходы к построению ГС энергетических систем, а также подходы к объединению (сокращению количества) состояний ГС, связанные с особенностями функционирования энергетических систем, моделями элементов (источников питания, коммутационного оборудования) и моделями отказов элементов энергетических систем (обрыв, короткое замыкание). В статье [9] рассматривается подход к построению ГС объектов, подверженных явным и скрытым отказам, пребывающих в состоянии ожидания технического обслуживания. Кроме того, в книге [2] рассматриваются вопросы моделирования марковским методом надежности систем с зависимыми

компонентами, неполным контролем и отложенным восстановлением.

Проблема размерности ГС

Большая размерность ГС действительно ограничивает анализ систем с большим количеством компонентов, но важно понимать реальные технологические границы (возможной реализации) марковского метода. Так, современные пакеты компьютерной математики (например, Maple), справляются с аналитическим (символьным) решением системы порядка 1024 линейных арифметических уравнений (для определения MTBF, MTTR, стационарного коэффициента готовности A), а также с аналитическим решением системы примерно 512 ОДУ (для определения нестационарного коэффициента готовности $A(t)$). В пакетах компьютерной математики реализовано несколько математических методов (матричный метод, метод преобразований Лапласа) один из которых может приводить к успешному решению.

Определение показателей безотказности системы, функционирующей до первого отказа (MTTF, функции

отказа $F(t)$ и вероятности безотказной работы $R(t)$), вовсе не вызывает проблем, поскольку размерность системы ОДУ в данном случае уменьшается, как правило, в несколько раз, за счет объединения всех неработоспособных состояний ГС в единственное невозвратное состояние.

Вместе с тем, в настоящее время представляет собой технологическую сложность использование марковского метода для анализа надежности систем с более, чем 10 компонентами (более 1024 технических состояний).

Сокращение размерности ГС без снижения точности вычислений

Расширение реализуемости марковского метода связано с сокращением количества состояний ГС. В стандарте [1] уже рассмотрена возможность объединения состояний ГС связанных с

- последовательно соединенными компонентами на ССН;
- параллельно соединенными компонентами, которые имеют одинаковые интенсивности отказов и восстановления.

Первый подход очевиден и не вызывает никаких проблем автоматизации, кроме задания интенсивности восстановления «объединенного» компонента, которая может быть задана по [1, п. А.2.1] или более консервативным (например, минимальным) значением.

Второй подход [1, п. В.3] также может быть автоматизирован. Для системы из двух элементов размерность ГС может быть уменьшена с 4 до 3 состояний, а для ССН на рис. 1 (в случае тождественности показателей надежности компонентов 1 и 2, а также 4 и 5) размерность ГС можно уменьшить с 32 до 18 состояний. На рис. 2 синими контурными линиями показаны некоторые объединения состояний (например, «10000» и «01000»; «10100» и «01100»; а также «10010», «10001», «01010» и «01001»).

В работе [10] предлагается формализованный подход к объединению состояний с тождественными интенсив-

ностями входов и выходов. А в работе [2] – подход к объединению состояний, соответствующих отказу одного из параллельно соединенных (на ССН) неравнонадежных компонентов; приводятся приближенные модели расчета эквивалентной интенсивности отказов и восстановлений для объединенного состояния.

С учетом объединения последовательно соединенных элементов ССН центральной системы управления струнным транспортным комплексом [11], представленная на рис. 4,а была оптимизирована до ССН на рис. 4,б. С учетом эквивалентности резервированных компонентов общее количество состояний ГС уменьшено с 256 до 81.

Дальнейшее сокращение размерности ГС (для возможности реализации марковского метода анализа) приводит к приближенной оценке параметров надежности систем [2, 3].

Усечение ГС

В книге [3, п. 8.3, с. 318] предлагается подход к усечению ГС ниже некоторого уровня. Под уровнем ГС [3] понимается подмножество состояний ГС, характеризующееся определенным количеством отказавших компонентов системы (см. рис. 2). Примечательно, что переходы возможны только для состояний ГС, принадлежащих соседним уровням (см. рис. 2). Усеченный ГС должен содержать хотя бы одно неработоспособное состояние.

Подход базируется на двух предположениях:

1) усечение ГС ниже уровня n эквивалентно тому, что все компоненты системы, отказы которых переводили бы ГС на следующий уровень $(n + 1)$, становятся абсолютно надежными. Поэтому расчетные значения показателей надежности, полученные по усеченному ГС, являются «верхними» (оптимистичными) оценками показателей надежности системы;

2) если все состояния уровня n усеченного ГС принудительно считать неработоспособными, то расчетные показатели безотказности, полученные по такому усе-

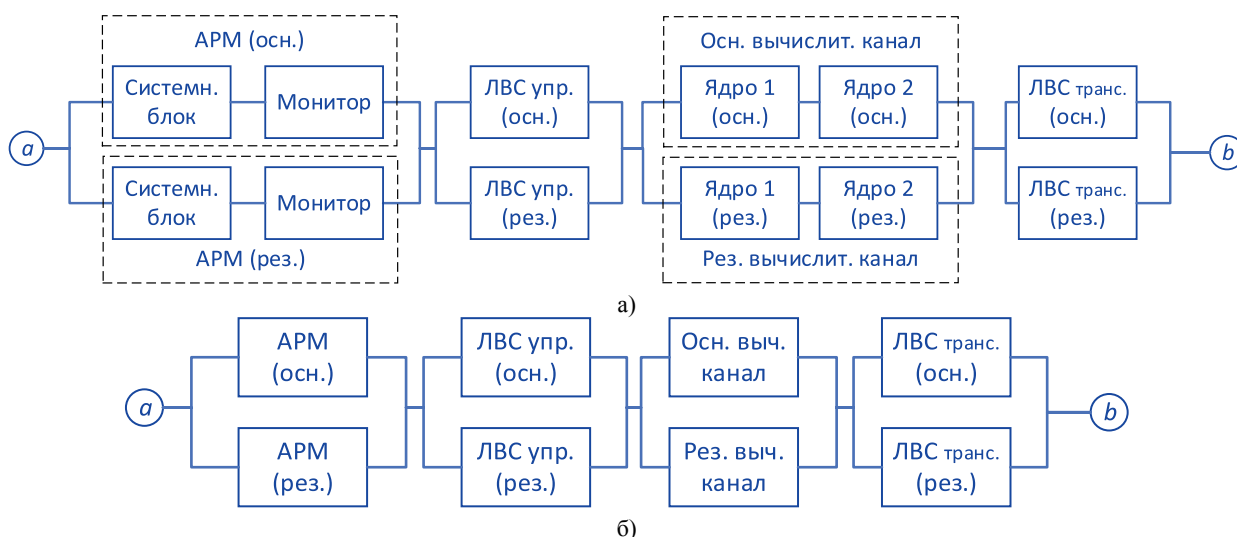


Рис. 4. Структурная схема надежности ЦСУ а – исходная; б – оптимизированная

Табл. 1. Пример усечения ГС, показанного на рис. 2

	Усечение ГС ниже уровня		
	1	2	3
Размерность усеченного ГС	6	16	26
Верхняя оценка MTBF	1040,000000	963,3333334	962,2641467
MTBF		962,2641460	
Нижняя оценка MTBF	200,0000000	896,5517232	–
Верхняя оценка A	0,9904761904	0,9899143675	0,9899049486
A		0,9899049016	
Нижняя оценка A	0,9523809524	0,9895337775	–

ченному ГС, являются «нижними» (консервативными, пессимистичными) оценками.

Расчеты выполняются для ГС, усеченного ниже уровня n , имеющего хотя бы одно неработоспособное состояние. Если полученная верхняя и нижняя оценка надежности системы не позволяет проверить соответствие требованиям или их различие превышает требуемую точность, то анализ проводят при усечении ГС ниже уровня $n+1$.

В табл. 1 демонстрируются результаты усечения ГС для системы, представленной ССН на рис. 1. Интенсивности отказов компонентов $\lambda_i = 10^{-3}$ 1/час; интенсивности восстановления – $\mu_i = 0,1$ 1/час, $i=1...5$.

Недостатками описанного усечения ГС является то, что:

а) в работе [3] не указываются условия справедливости исходных предположений. Вероятно, очевидное требование к монотонности структуры исследуемой системы не является достаточным;

б) если на некотором уровне ГС отсутствуют работоспособные состояния, то по усеченному ГС возможна только верхняя оценка показателей надежности (см. правую графу табл. 1).

Объединение неработоспособных состояний

Рассмотрим альтернативные способы сокращения неработоспособных состояний ГС, которых, как правило, много больше, чем работоспособных. Введем вспомогательное понятие. Порядком некоторого неработоспособного состояния назовем минимальное количество переходов ГС из данного состояния в

одно из работоспособных состояний. На рис. 2 порядок состояний указан под заголовком состояний. Рассмотрим три следующих способа объединения неработоспособных состояний ГС (для примера – порядка 2 и более).

Способ № 1: объединение всех состояний заданного или большего порядка на каждом отдельном уровне. То есть объединяются состояния с одинаковым количеством отказавших компонентов. В данном случае переходы между объединяемыми состояниями исходного ГС отсутствуют. Предлагаемое объединение, показанное на рис. 2 красным цветом, приведет к объединению 8 неработоспособных состояний порядка 2 и порядка 3 в три отдельных состояния. Общее количество состояний результирующего ГС будет равно 27.

Способ № 2: объединение всех состояний порядка 2 и более в одно состояние. При этом переходы между объединяемыми состояниями игнорируются. Предлагаемое объединение на рис. 2 показано фиолетовым цветом. Общее количество состояний результирующего ГС будет равно 25.

Способ № 3: объединение всех состояний порядка 2 (и более) в границах уровней, где отсутствуют состояния порядка ниже 2. При этом переходы между объединяемыми состояниями игнорируются. Предлагаемое объединение на рис. 2 показано зеленым цветом. Общее количество состояний результирующего ГС будет равно 27.

В табл. 2 представлены результаты апробации предлагаемых способов объединения неработоспособных состояний на примере анализа центральной системы управления струнным транспортным комплексом [11] (рис. 4,б).

Табл. 2. Результаты апробации способов объединения неработоспособных состояний

		Размерность	$R(10^5)$	MTTF	MTBF	MTTR	A
Исходный ГС		$2^8=256$	0,7508928434	348990,4121	347608,9962	12,00224069	0,9999654732
Способ №1	1	91	0,7508928449	348990,4128	348108,4535	2,967963168	0,9999914741
	2	195	0,7508928434	348990,4121	347609,0058	12,00241484	0,9999654727
	3	246	0,7508928434	348990,4121	347608,9962	12,00224069	0,9999654732
Способ №2	1	82	0,7508928441	348990,4124	346385,0853	0,110912539	0,9999996798
	2	190	0,7508928434	348990,4121	347608,9893	12,00251856	0,9999654724
	3	244	0,7508928434	348990,4121	347608,9962	12,00224069	0,9999654732
Способ №3	1	164	0,7508928434	348990,4121	347608,9962	12,00224069	0,9999654732
	2	220	0,7508928434	348990,4121	347608,9962	12,00224069	0,9999654732
	3	248	0,7508928434	348990,4121	347608,9962	12,00224069	0,9999654732

Апробация трех предложенных способов объединения неработоспособных состояний ГС показала следующие результаты:

1) рассмотренные объединения позволяют расширить (без дополнительных допущений) реализуемость марковского метода от систем с 8-10 компонентами до систем с 12-15 компонентами на ССН;

2) рассмотренные объединения неработоспособных состояний не сказываются на возможности вычисления показателей безотказности системы, функционирующей до первого отказа (МТТФ, $F(t)$, $R(t)$), поскольку марковский метод предусматривает объединение всех неработоспособных состояний в единственное невозвратное неработоспособное состояние;

3) рассмотренные объединения неработоспособных состояний (фактически, изменения структуры ГС) приводят к смещению расчетных значений показателей МТБФ, МТТР, A , $A(t)$. Расчетные значения не являются заведомо консервативными; напротив, зачастую являются завышенными (оптимистичными). Смещение особенно велико в случае объединения неработоспособных состояний, непосредственно связанных с работоспособными состояниями (при объединении состояний порядка 1). Однако для типичных значений интенсивностей отказов и восстановлений элементов (отличающихся в 1000 и более раз) при объединении состояний порядка 2 относительные различия расчетных значений МТБФ составляют менее 0,01%, стационарного коэффициента готовности A – менее 1%;

4) для каждого отдельного способа объединения неработоспособных состояний погрешность расчета показателей надежности обратно пропорциональна размерности ГС. Предлагаемые формальные способы позволяют оперативно регулировать точность вычислений, обеспечивая реализуемость вычислений;

5) аналитическое решение системы ОДУ, построенной по ГС с объединенными неработоспособными состояниями, зачастую характеризуется аномальными расчетными значениями нестационарного коэффициента готовности $A(t)$ при малых значениях t (рис. 5). При этом, вычислительные аномалии проявляются при всех рассмотренных способах объединения неработоспособных состояний;

6) объединение состояний ГС целесообразно проводить способом № 2, наиболее эффективно сокращающим размерность ГС.

Библиографический список

1. ГОСТ Р МЭК 61165-2019 (IEC 61165:2006) Менеджмент риска. Применение марковских методов.
2. Викторова В.С. Модели и методы расчета надежности технических систем: Изд. 2-е, испр. / В.С. Викторова, А.С. Степанянц. М.: ЛЕНАНД, 2016. 256 с.
3. Половко А.М. Основы теории надежности / А. М. Половко, С. В. Гуров. 2-е изд., перераб. и доп. СПб.: БХВ-Петербург, 2006. 704 с.
4. Ушаков И.А. Курс теории надежности систем: учеб. пособие для вузов М.: Дрофа, 2008. 239 с.
5. Шубинский И.Б. Структурная надежность информационных систем. Методы анализа М.: «Журнал Надежность», 2012. 216 с.
6. ГОСТ Р МЭК 61508-6-2012 Функциональная безопасность систем электрических, электронных, программируемых электронных, связанных с безопасностью. Ч.6. Руководство по применению ГОСТ Р МЭК 61508-2 и ГОСТ Р МЭК 61508-3 и средства.
7. Шевченко Д.Н. Автоматизированный анализ надежности систем ЖАТС марковским методом // Автоматика, связь, информатика. 2018. № 9. С. 11-13.
8. Обоскалов В.П. Структурная надежность электроэнергетических систем: Учеб. пособие. Екатеринбург: УрФУ, 2012. 194 с.
9. Зеленцов Б.П. Формирование диаграмм состояний-переходов в условиях мониторинга технического состояния. Надежность. 2022. № 2. С. 22-29.
10. Каштанов В.А. Теория надежности сложных систем / В.А. Каштанов, А.И. Медведев. 2-е изд., перераб. М.: ФИЗМАТЛИТ, 2010. 608 с.
11. Юницкий А.Э. Струнный транспорт для городских перевозок пассажиров / А.Э. Юницкий, В.А. Гарах, М.И. Цырлин // Наука и техника транспорта. 2021. № 3. С. 19-25.

References

1. GOST R IEC 61165 2019 (IEC 61165:2006) Risk management. Application of Markov methods. (in Russ.)

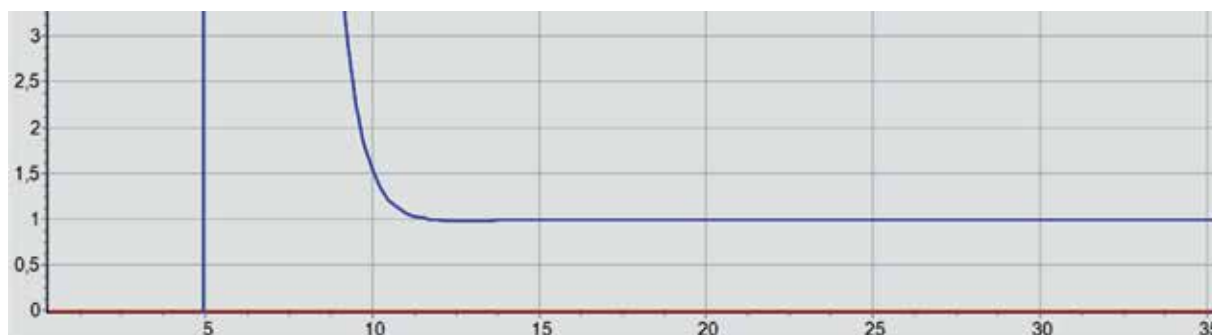


Рис. 5. Пример вычисления нестационарного коэффициента готовности $A(t)$

2. Viktorova V.S., Stepanyants A.S. [Models and methods for calculating the dependability of technical systems: 2nd edition, revised]. Moscow: LENAND; 2016. (in Russ.)

3. Polovko A.M., Gurov S.V. [Fundamentals of the dependability theory. 2nd ed., revised and enlarged]. St. Petersburg: BHV-Peterburg; 2006. (in Russ.)

4. Ushakov I.A. [Course of systems dependability theory: a study guide for superior education establishments]. Moscow: Drofa; 2008. (in Russ.)

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

6. GOST R IEC 61508-6-2012. Functional safety of electrical/electronic/programmable electronic safety-related systems. Part 6. Guidelines on the application of GOST R IEC 61508-2 and GOST R IEC 61508-3. (in Russ.)

7. Shevchenko D.N. Software for analysis of reliability of SCB-systems by the Markov method. *Automation, Communications, Informatics* 2018;9:11-13. (in Russ.)

8. Oboskalov V.P. [Structural dependability of electric power systems: a study guide]. Yekaterinburg: UrFU; 2012. (in Russ.)

9. Zelentsov B.P. Defining state-transition diagrams as part of technical state monitoring. *Dependability* 2022;2:22-29.

10. Kashtanov V.A., Medvedev A.I. [Dependability theory of complex systems. 2nd edition, revised]. Moscow: FIZMATLIT; 2010. (in Russ.)

11. Yunitskiy A.E., Garakh V.A., Tsyrlin M.I. SkyWay string transport for urban passenger transportation. *Science and Technology in Transport* 2021;3:19-25. (in Russ.)

Сведения об авторе

Шевченко Дмитрий Николаевич – кандидат технических наук, доцент, главный специалист ЗАО «Струнные технологии», ул. Железнодорожная, д. 33, г. Минск, Республика Беларусь, 220089, e-mail: shevchenkodn@yandex.ru

About the author

Shevchenko Dmitriy Nikolaevich, Candidate of Engineering, Associate Professor, Chief Specialist, Unitsky String Technologies Inc., 33 Zheleznodorozhnaya St., Minsk, 220089, Republic of Belarus, e-mail: shevchenkodn@yandex.ru

Вклад автора в статью

Выполнен анализ литературы по теме исследования; усовершенствован подход к автоматическому построению графа состояний по заданной структурной схеме надежности технической системы или по структурной схеме сети связи; автоматизированы способы сокращения размерности графа состояний, которые не снижают точность марковского метода; проведено исследование известного подхода к усечению ГС; предложены и исследованы (на точность) некоторые способы объединения неработоспособных состояний графа состояний для возможности реализации марковского метода анализа надежности больших систем.

Конфликт интересов

Автор заявляет об отсутствии конфликта интересов.

Надежность локальных энергосистем на базе автономных установок генерации

Dependability of local power systems based on autonomous generation units

Григорьев А.С.¹, Маколкин Д.В.¹, Тутнов И.А.^{1*}

Alexander S. Grigoriev¹, Dmitry V. Makolkin¹, Igor A. Tutnov^{1*}

¹НИЦ «Курчатовский институт», Москва, Российская Федерация

¹National Research Center «Kurchatov Institute», Moscow, Russian Federation

*Tutnov_IA@nrcki.ru



Григорьев А.С.



Маколкин Д.В.



Тутнов И.А.

Резюме. Цель. Цель работы состоит в создании и верификации методов прогнозирования надежности автономного энергоснабжения локальных потребителей малой мощности. **Методы.** В работе применяются инструменты имитационного моделирования: методы вычислительного эксперимента для прогнозирования надежности и безопасного ресурса эксплуатации автономных кластерных распределенных энергетических сетей, которые включают в свой состав разные установки генерации энергии, линии электропередачи и автоматизированную систему саморегулирования для диверсификации рисков отказов. **Результаты.** На базе методов вероятностного анализа безопасности технических систем прогнозируется надежность энергоснабжения в аспектах возможных отказов при функционировании энергетических сетей и угроз для жизнедеятельности потребителей. Путь решения задачи – моделирование и прогнозирование момента возникновения отказа энергетической сети – критические нарушения проектных условий функционирования, авария и т.д. Этот сценарный путь позволяет для длительного периода эксплуатации моделировать ситуации отказов вследствие деградации и разрушения элементов, агрегатов, линий электропередач, и отказов в условиях многомерной неопределенности прогнозирования надежности и качества энергоснабжения. Основным результатом моделирования является свод рекомендаций по обеспечению энергетической безопасности потребителей. Представлен результат моделирования показателей надежности, анализ влияния на надежность и энергетическую безопасность потребителей структурных решений об облике проекта распределенных энергетических сетей. **Заключение.** Использование вычислительного эксперимента и результатов моделирования надежности при энергоснабжении потребителей, в аспектах прогнозирования вероятностных индикаторов отказов оборудования и элементов кластерных энергетических сетей, выявления их последствий для энергетической безопасности жизнедеятельности малонаселенных и труднодоступных дислокаций, закладывает основу для управления качеством энергетической сети. При этом открывается перспектива в дальнейшем включать в модель дополнительные причины и исходные события для изучения фактов отказов. Например, такие причины, как неравномерность процессов генерации с использованием возобновляемых источников, конечность запаса топлива для традиционных источников генерации, надежность работы персонала энергетической сети. Предложенный подход позволяет верифицировать перспективные новые проектные решения по будущему облику энергетической сети, например, включить в состав распределенной энергетической сети системы накопления и хранения энергии, являющиеся в различные моменты времени как «генератором», так и «потребителем». Имитационное моделирование процессов поведения локальных энергетических сетей представляет практический интерес и важно для повышения их потребительского качества, противоаварийной устойчивости к опасному воздействию со стороны окружающего мира.

Abstract. Aim. The paper aims to create and verify methods for predicting the dependability of autonomous power supply to local low-power consumers. **Methods.** The work uses simulation tools, i.e., computational experiment for predicting the dependability and safe service life of autonomous cluster distributed energy networks that include various power generation installations, power transmission lines and an automated self-regulation system for the purpose of diversifying the risks of failure. **Results.** Using methods of probabilistic analysis of technical system safety, the dependability of power supply is predicted in terms of possible energy network failures and threats to the life of consumers. The problem can be solved by simulating and predicting the moment of failure of a power network, i.e., critical violation of design conditions, accident, etc. This scenario allows – for long periods of operation – simulating failure situations due to degradation and destruction of elements, units, power lines, as well as failures under multidimensional uncertainty of prediction of dependability and quality of power

supply. The key output of simulation is a set of recommendations to ensure energy security. The paper presents simulated dependability indicators, analysis of the effect of structural design solutions underlying a distributed energy network on the dependability and energy security.

Conclusion. The use of computational experiments and results of power supply dependability simulation as part of predicting probabilistic indicators of failures of equipment and elements of cluster energy networks, identifying their consequences for the energy security of sparsely populated and remote locations lays the foundation for quality management of energy networks. Additionally, in the future, additional causes and initial events may be included in the model for the purpose of studying the facts of failures. For instance, such causes as uneven generation using renewable sources, finite fuel supply for conventional generation sources, reliability of the power grid personnel. The proposed approach allows verifying promising new energy network design solutions, for example, including energy storage systems into a distributed energy network that – at various points in time – may be either “generators” or “consumers”. Simulation of local energy networks is of practical interest and is important for improving their consumer quality, resistance to hazardous environmental effects.

Ключевые слова: моделирование, надежность, энергетическая безопасность, распределительная сеть, риск, потребитель.

Keywords: simulation, dependability, energy security, distribution network, risk, consumer.

Формат цитирования: Григорьев А.С., Маколкин Д.В., Тутнов И.А. Надежность локальных энергосистем на базе автономных установок генерации // Надежность. 2024. №1. С. 41-50. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2024-24-1-41-50>

For citation: Grigoriev A.S., Makolkin D.V., Tutnov I.A. Dependability of local power systems based on autonomous generation units. Dependability 2024;1:41-50. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2024-24-1-41-50>

Поступила: 27.07.2023 / **После доработки:** 15.01.2024 / **К печати:** 15.03.2024

Received on: 27.07.2023 / **Revised on:** 15.01.2024 / **For printing:** 15.03.2024

Введение

Разработка научных подходов и принципов прогнозирования надежности автономного энергоснабжения локальных потребителей малой мощности, которые дислоцируются в местах, удаленных от магистральных сетей транспорта топлива и электроэнергии, является важной для безопасной жизнедеятельности в арктической зоне РФ [1] и в других малонаселенных, труднодоступных регионах страны. Энергоснабжение на таких территориях, как правило, обеспечивается за счет локальной генерации с использованием местных и завозных ресурсов, часто на энергоустановках комбинированного типа, где вместе с традиционными технологиями для производства электрической и тепловой энергии, использования органического топлива, стали применять перспективные способы на базе возобновляемых видов энергии, мирного атома, аккумуляторов энергии и др. [2]. Современные локальные энергетические комплексы обеспечивают высокое качество энергетической безопасности потребителей, в том числе реализуют возможность своевременно замещать генерирующие мощности, выведенные из эксплуатации на время ремонта, технического обслуживания или вследствие аварий или иных угроз для локальных потребителей, которые дислоцируются на труднодоступных территориях.

Надежная и безаварийная эксплуатация локальной энергетики Арктики требует высококачественного выполнения верификационных исследований безопасности и разумности проектов для создания, эксплуатации и вывода из эксплуатации отдельных источников энергии

или комплексов распределенных энергетических сетей (РЭС), а также адекватной экологической и экономической, социальной приемлемости таких проектов [3].

Аналитический и экспертный анализ доступных публикаций и мнение многих экспертов [1, 3–8] по проблемам развития малой энергетики и локальных энергетических комплексов показывает актуальную потребность для энергетической безопасности потребителей в малонаселенных удаленных территориях РФ: в новой разработке научных положений, принципов, критериев и инструментальных методов верификации и валидации надежности будущих проектов оборудования для гибридных энергетических установок и комплексов, сетей децентрализованного энергообеспечения, РЭС. Важным для таких потребителей становится развитие методических основ и адекватных методов для целевого имитационного моделирования и исследование возможных сценариев поведения локальных автономных энергетических систем на периоде от монтажа до момента отказа (аварии, разрушения, замены).

Данная статья посвящена рассмотрению вопросов улучшения качества оценки надежности отдельных компонентов, и в целом локальных энергосистем на базе автономных источников генерации энергии малой мощности. В текущий момент деятельность проектировщиков РЭС не обеспечена достаточно развитой и полно верифицированной методической и нормативной базой для системы оценки надежности и противоаварийной устойчивости на этапах проектирования и эксплуатации кластерных гибридных энергосистем и энергетических

установок, комплексов малой установленной мощности, предназначенных для работы в автономном автоматизированном режиме. Часто для энергоснабжения локальных потребителей в арктической зоне РФ реализуется оригинальный режим так называемых безлюдных технологий, то есть работа РЭС без возможного оперативного доступа длительное время к источникам генерации в составе локальных РЭС, в том числе в период нарушения проектных условий эксплуатации или аварии. Для этого режима требуется уточнение понятийных определений энергетической безопасности удаленных потребителей энергии в диапазоне малых и сверхмалых мощностей, надежности локальных РЭС для децентрализованного энергоснабжения, как интегрально, так и отдельно взятых компонентов этой сети, включая программное обеспечения для автоматизированных систем контроля технического состояния и управления безаварийной эксплуатацией этих сетей. С учетом направленности постоянных дискуссий в сфере норм надежности сложных технических систем [9] будет важна новая оригинальная систематизация и уточнение критериев надежности, противоаварийной устойчивости энергетической техники автономного потребителя малой энергетической мощности для перспективных проектов локальных и автономных РЭС. Таким образом, в целом содержание данной статьи касается новой разработки научных положений, методов, алгоритмов, оценки качества и верификации технологий конструирования и проектирования, контроля и диагностики, оценки надежности основного и вспомогательного оборудования компонентов РЭС в арктической зоне РФ и входящих в них перспективных установок генерации и аккумулирования, сохранения энергии.

Состояние вопроса прогнозирования надежности локальных энергосистем на базе автономных источников генерации энергии малой мощности

В текущий период перспектива развития автономных РЭС для локальных потребителей в труднодоступных регионах мира обсуждается многими экспертами, особенно часто в аспектах энергетической безопасности (ЭБ) стран и территорий [6–8, 10–12]. На многих научных форумах по проблемам ЭБ рассматриваются современные возможности развития и применение комбинированных и гибридных установок генерации энергии для автономных потребителей энергии малой мощности в арктической зоне и других труднодоступных, малонаселенных районах. Согласно данным [10, 11] в странах Европы в том числе в Греции, Германии, Дании и др., а также в ряде стран Южной Америки, Азии, уже реализуется около 1000 инновационных проектов по созданию локальных РЭС с одним или с многими источниками генерации малой мощности. Основными научными проблемами при реализации таких проектов экспертами называются задачи прогнозирования надежности и противоаварийной устойчивости

РЭС в труднодоступных районах мира со сложными и суровыми климатическими, опасными природными условиями их эксплуатации, а также задачи, связанными с качеством управления рисками и интеграции распределенной генерации в автономные кластерные сети, включая актуальные задачи накопления и хранения энергии, практического надежного, безаварийного функционирования локальных РЭС и отдельных автономных установок генерации с высоким уровнем их энергетической и экономической эффективности для конечного потребителя [12].

В России новый этап развития распределенной энергетики для труднодоступных и малозаселенных территорий стартовал в рамках организационной реформы единой энергосистемы в период 2008–2010 гг. и к текущему моменту многие задачи по представлению гарантий надежности и противоаварийной устойчивости, экологической и экономической приемлемости новых проектов РЭС пока не имеют своего окончательного и апробированного практикой решений. Поэтому актуальность развития методов прогнозной оценки надежности локальных энергосистем на базе автономных источников генерации энергии малой мощности является значимой для текущего момента и на перспективу.

Исходные данные для моделирования надежности локальной сети энергоснабжения автономных потребителей

В основе исходных данных, необходимых для прогнозной оценки надежности энергоснабжения автономных потребителей, дислоцируемых на территориях, значительно удаленных от магистральных сетей электропередачи и топливо обеспечения, лежат следующие основные сведения. Данные о топливно-энергетическом балансе и информация из генеральной схемы энергоснабжения потребителя (территориальных потребителей) энергии [13], включая сведения о возможных первичных и возобновляемых источниках энергии, запасах топлива, в частности о местных малопродуктивных месторождениях углеводородов и иных источников. Проектные данные кластерной РЭС, содержащие сведения о ее архитектуре, составе и количестве энергетических установок генерации, установок и агрегатов потребления энергии и т.д., протяженности и конфигурации электросетей и трубопроводов для передачи энергии, других сооружений, например резервуаров хранения топлива, установок аккумуляции и хранения энергии. Сведения и прогнозы о потребностях в топливе и энергии локальных промышленных зон или агломераций, автономных потребителей энергии, потенциала мощностей для генерации энергии для РЭС, данные о природно-климатических условиях будущей эксплуатации РЭС, включая вероятностные оценки проявления опасных событий и угроз природных или техногенных катастроф, например, определенной силы землетрясений и пр. Сведения о надежности оборудования (ресурс, долговечность) и

компетентности персонала, связанного с проектированием, эксплуатацией, техническим обслуживанием и профилактическим ремонтом РЭС [14].

Для прогнозирования надежности и энергетической безопасности локального потребителя на первом этапе осуществляется проектирование возможных конструктивных вариантов РЭС. Например, в НИЦ «Курчатовский институт» разрабатываются проекты создания перспективных вариантов РЭС [3, 15] с различными установками генерации, в том числе на основе возобновляемых источников энергии (ВИЭ). Эти проекты оптимизированы по критериям: надежности энергоснабжения потребителя – энергетическая безопасность; надежности функционирования РЭС, в аспектах противоаварийной устойчивости сети; безопасности и экологической приемлемости, экономической эффективности проектных вариантов РЭС для окружающего мира. При этом уделяется особое внимание вероятностным прогнозам и оценкам возможного влияния изменения потребностей у предполагаемых потребителей энергоресурсов РЭС на структуру их технологического энергообеспечения, топливоснабжения для текущего периода и на перспективу. В частности, рассматриваются проектные варианты, когда потребители – участники распределенной сети, смогут бездефицитно обеспечивать себя энергией от собственных энергетических установок, агрегатов на основе ВИЭ, электрогенераторов с малой установленной мощностью и пр., а избыток произведенной энергии могут импортировать в общую РЭС, в системы общесетевой аккумуляции и накопле-

ния энергии [16], в том числе и на основе производства электролизного водорода. Схема возможного локального узла РЭС для отдельного автономного потребителя энергии приведена на рис. 1.

Прогнозирование надежности энергоснабжения локальных потребителей в аспектах возможных отказов при функционировании РЭС.

Моделирование процессов генерации и транспорта энергии в среде отдельных компонентов РЭС с использованием различных источников генерации энергии, в первую очередь ВИЭ, возможными отказами различных элементов РЭС в условиях многомерной неопределенности факторов влияния на противоаварийную устойчивость является оригинальной и трудоемкой инженерной задачей. Для эффективного проведения расчетных исследований надежности РЭС в нашем случае применяется метод имитационного моделирования, методы вычислительного эксперимента, важные для моделирования оценки эффективности и оптимизации параметров надежности РЭС, а также прогнозирования энергетической безопасности автономного потребителя. Концепцию имитационной модели прогнозной оценки надежности РЭС по критериям энергетической безопасности (ЭБ) конечных потребителей в общем виде представляет рис. 2. Для реализации этой модели в НИЦ «Курчатовский институт» разработано программное средство (ПС), которое предназначено для моделирования и исследования фактов возможных отказов компонентов и в целом РЭС, диагностического определения времени возникновения возможного отказа, как случайного, так и вызванного общими причинами.

Моделирование отказов РЭС, в нашем случае с помощью ПС, предполагает в качестве исходных событий: вероятностную возможность повреждения линий электропередач в распределенных системах; проявления фактов техногенных аварий и инцидентов при эксплуатации установок и агрегатов генерации энергии; возможные ошибки и нарушения проектных сроков ремонта, тестирования и пр.; эпизоды возможных повреждений и разрушений компонентов РЭС, как в период их длительной эксплуатации под воздействием физико-технологических механизмов деградации и старения, так и в период природных чрезвычайных ситуаций. Для смягчения возможных угроз для ЭБ конечного потребителя алгоритм имитационного моделирования поведения РЭС позволяет использовать эффекты замещения и дублирование компонентов РЭС, оптимальное перераспределение избыточных на определенный момент генерирующих мощностей у различных участников распределенной системы энергоснабжения.

В качестве исходных данных для оценки надежности РЭС используется описание узлов и технологические схемы, содержащие их координаты на модельной сетке по осям X и Y , тип узлов (с собственной локальной генерацией или нет), а также сведения об узлах, с которыми

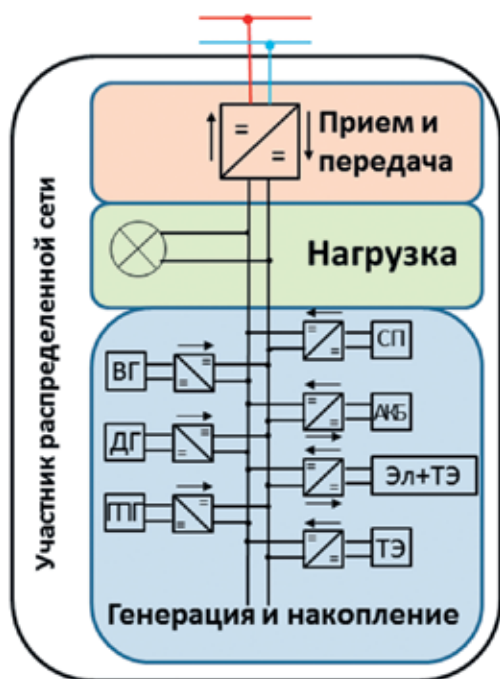


Рис. 1. Схема автономного узла РЭС.

СП – солнечные панели. АКБ – блок аккумуляторных батарей. ВГ – ветрогенератор. ДГ – дизельгенератор.

ТЭ – топливный элемент. Эл – электролизер.

ППГ – газопоршневой генератор

Концепция имитационной модели прогнозной оценки надежности РЭС по критериям энергетической безопасности (ЭБ) конечных потребителей



Рис. 2. Модель концепции прогнозной оценки надежности РЭС.

имеются связи. Для расчета используются следующие данные: априорно принятая для заданного периода t_T функционирования РЭС модель отказов: фиксированное количество отказов (от 0 до N) или псевдослучайные отказы с заданной плотностью вероятности; среднестатистическое количество отказов компонентов сетей; потенциал восстановления – возможность ремонтной бригады (предельное количество восстанавливаемых компонентов РЭС за период техобслуживания и ремонта); длительность периода возможных отказов РЭС (часы, дни, месяцы, годы); период моделирования и единицы его измерения; минимальное количество электрически связанных узлов РЭС до момента, когда сеть будет считаться неработоспособной; количество расчетов в период t_T ; а также модель критерия диагностических вычислений:

расчет до минимального количества работоспособных связанных узлов РЭС или до полной потери генерации в сети. Расчет развития процесса отказов во времени ведется пошагово. В реализации процедуры отказов определяется номер линии, разрушаемой на данном шаге и, в случае выполнения расчета с переменным количеством отказов за период, количество отказов линий за период. После разрыва линии электропередачи проводится определение оставшихся линий, подключающих участника к РЭС и определяется факт отключения участника к РЭС от энергоснабжения. Для примера расчета используется РЭС, представленная на рис. 3. Для определения средних значений количеств отказавших линий до наступления определенного события проводится значительное количество вычислительных экспериментов с одинаковыми

начальными значениями, но с разной псевдослучайной последовательностью и числом отказа линий, проявления фактов аварий на установках генерации и пр.

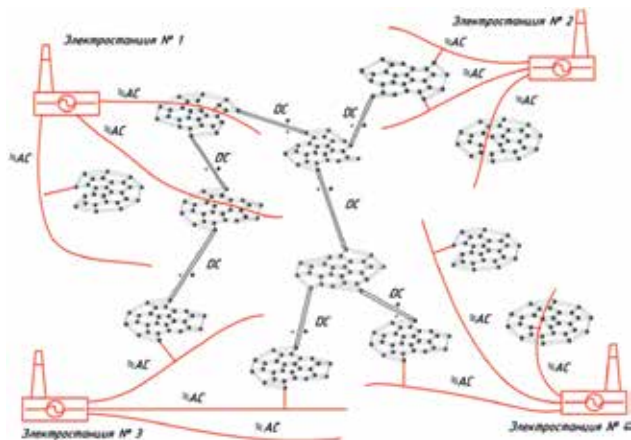


Рис. 3. Пример РЭС для вычислительного эксперимента по оценке надежности энергоснабжения конечного автономного потребителя.

В данном примере алгоритм отказа линии реализуется следующим образом: Случайным образом (с помощью генератора псевдослучайных чисел) из всех линий РЭС выбирается линия, которая считается неисправной, разрушенной. Процесс повторяется, пока не достигается заданное количество (N) отказов линий за период t_r . Если линия была переведена в состояние «неисправной», изменения в ее состоянии не вносятся, а только увеличивается счетчик поврежденных линий за условный период их функционирования. Если выбрана модель переменного количества отказов линий за период (от 0 до N), то перед выполнением вышеприведенного алгоритма случайным образом (с помощью отдельного генератора псевдослучайных чисел) определяется количество линий, которые будут разрушены за период t_r . В случае использования модели случайных отказов, у каждой из линий РЭС есть равная вероятность разрушения. С помощью генератора псевдослучайных чисел формируется значение от 0 до 100. Если сформированное значение меньше заданного пользователем значения, то линия переводится в состояние «разрушенной». Процесс повторяется для всех связей в РЭС. После моделирования ситуации вывода линии из эксплуатации начинает работу алгоритм поиска отказов, предназначенный для определения, произошел ли частичный или полный отказ локальной сети. Под частичным отказом РЭС подразумеваются следующие ситуации: какой-либо узел не имеет электрических связей ни с одним другим узлом; произошла сегментация – количество электрических связей какого-либо узла меньше заданного пользователем минимального количества электрически связанных узлов m . Если параметр «Возможность ремонтной бригады» не равен «0», то запускается алгоритм ремонта линий. Случайным образом (с помощью генератора псевдослучайных чисел) из линий РЭС, имеющих состояние «разрушенной», вы-

бирается для потребителя иная линия и она переводится в состояние «исправной». Процесс повторяется, пока не достигается заданное количество ремонтов линий за период t_r . Далее проводится проверка, обнаружен ли полный отказ системы. Под полным отказом системы подразумеваются следующие ситуации: смоделирована ситуация, когда все линии энергоснабжения локального потребителя вышли из строя; смоделирована ситуация, когда не осталось узлов, количество электрических связей которых больше заданного пользователем минимального количества электрически связанных узлов m . Если полный отказ системы обнаружен, то происходит фиксация времени его обнаружения в соответствии с текущим имитируемым периодом, а также количества произошедших до данного периода фактов отказов линий. При условии, что полный отказ системы не был обнаружен, проводится проверка, завершён ли период моделирования. Если период моделирования не завершён, программа возвращается к шагу 0. Если обнаружен полный отказ системы или период моделирования завершён, то текущий вычислительный эксперимент считаем завершённым. Результаты измерений по данному эксперименту фиксируются для возможного последующего анализа. Далее. Проводится проверка, соответствует ли количество проведенных экспериментов предполагаемому количеству тестов, заданному пользователем в начале работы программы. Если нет – происходит переход к шагу 0, начинается очередной вычислительный эксперимент. По завершении всех вычислительных экспериментов программа переходит к вычислению статистических значений, исходя из количества экспериментов и полученных в результате расчетов данных. Цель данного этапа – определить, является ли выборка факторизованной. Далее программа выводит результаты вычислительных измерений для их обсуждения и анализа. Под результатом измерений в нашем случае подразумевается: сколько раз при заданных параметрах моделирования был обнаружен первый частичный отказ РЭС относительно общего количества экспериментов; средний период времени обнаружения первого частичного отказа системы; среднее количество событий отказов линий до момента частичного отказа РЭС; сколько раз при заданных параметрах моделирования был обнаружен полный отказ РЭС относительно общего количества экспериментов; средний период времени обнаружения полного отказа РЭС; среднее количество отказов линий до момента полного отказа РЭС.

Результаты и обсуждение вычислительных экспериментов

Для анализа влияния структурных решений на надежность РЭС и ЭБ автономного потребителя проведено сравнение вариантов проектов сетей с различным количеством участников при различных структурных решениях сети. Сравнения проводились для двух групп структурных решений. В первую группу вошли три схемы, состоящие из 12 участников РЭС, соединенные

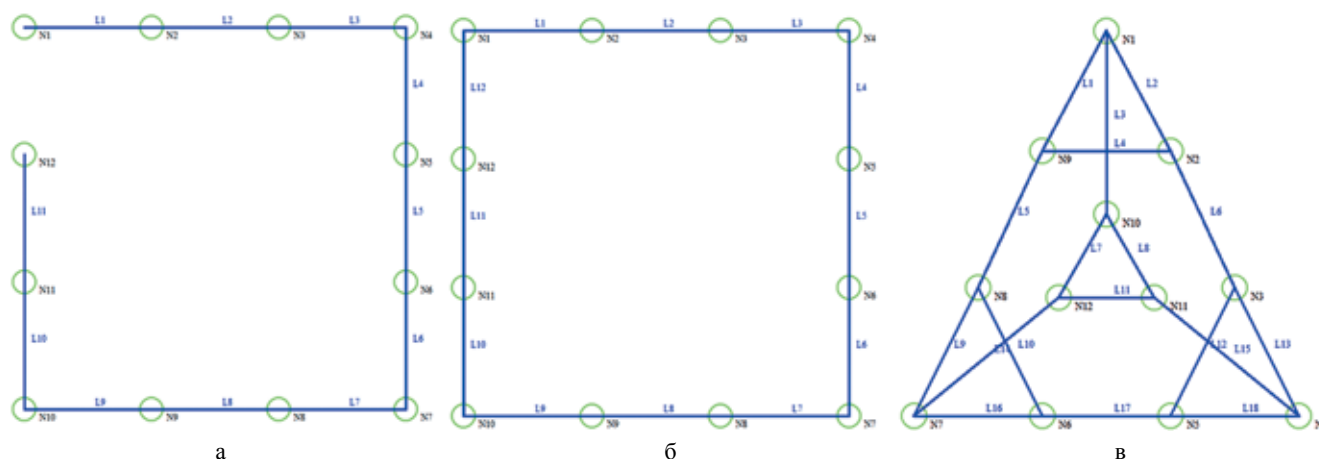


Рис. 4. Схемы соединения участников РЭС: а – «линейная», б – «кольцевая», в – «трехсвязная».

тремя разными способами «линейная», «кольцевая» и троированная – «трехсвязная» (рис. 4).

Схемы «линейная» и «кольцевая» отражают принципы подключения к сети, схожие с подключением автономных потребителей к линейной и замкнутой линии электропередач. Принципиальным отличием их от централизованных электрических сетей является возможность получения электроэнергии от других участников при одиночном обрыве линии электропередач для «кольцевой» схемы, а для «линейной» схемы такая возможность имеется для участников, которые не являются крайними в сети. Для вычисления погрешности в оценке среднего количества разрушений линий, приводящего к возникновению первого частичного отказа в трех различных схемах подключения 12-и участников РЭС (схемы «усеченный тетраэдр», «линия» и «кольцо») проводился ряд вычислительных экспериментов, по результатам

которых определялись средние значения и их дисперсия (табл. 1). Таким образом, начиная с серий в количестве 50 испытаний, дисперсия средних значений составила менее 1%, что можно считать удовлетворительной точностью. В ходе вычислительного эксперимента проводится сравнение потребительского качества и надежности трех различных схем по параметру «Количество отказавших линий до первого частичного отказа». В ходе эксперимента на каждом периоде формируется один отказ случайно выбранной линии. Если линия до этого была исправна – линия переходит в состояние «отказ», если линия уже разрушена – линия признается неисправной. Результаты экспериментов представлены в табл. 2, где приведены усредненные значения количества отказавших линий, приведших к появлению частичного отказа. Поскольку количество линий исчисляется целыми числами, требуется построение гистограммы распределения количеств

Табл. 1. Оценка факта разрушений линий РЭС, приводящего к возникновению первого частичного отказа, для вычислительных экспериментов с различными длинами серий испытаний для 12-и узловой схемы «тетраэдр».

Номер серии	Серии по 10 испытаний, среднее количество линий	Серии по 20 испытаний, среднее количество линий	Серии по 50 испытаний, среднее количество линий	Серия по 100 испытаний, среднее количество линий	Серия по 500 испытаний, среднее количество линий	Серии по 1000 испытаний, среднее количество линий
1	8,5	8	7,68	7,85	7,51	7,593
2	7,5	7,1	8,02	7,41	7,676	7,568
3	6,8	8,25	7,16	7,4	7,62	7,716
4	7,4	7,65	7,66	7,53	7,516	7,563
5	8,2	8,25	7,44	7,36	7,706	7,546
6	8,3	7,45	7,36	7,41	7,726	7,723
7	7,5	7,35	7,56	7,47	7,54	7,7
8	7,8	7,59	7,5	7,77	7,586	7,659
9	7,3	7,65	7,54	7,89	7,52	7,54
10	9,2	7,6	7,18	7,84	7,572	7,715
Среднее значение:	7,85	7,689	7,510	7,593	7,5972	7,6323
Полное количество испытаний	100	200	500	1000	5000	10000
Дисперсия средних значений:	0,4917	0,14070	0,063756	0,047134	0,006594	0,005979

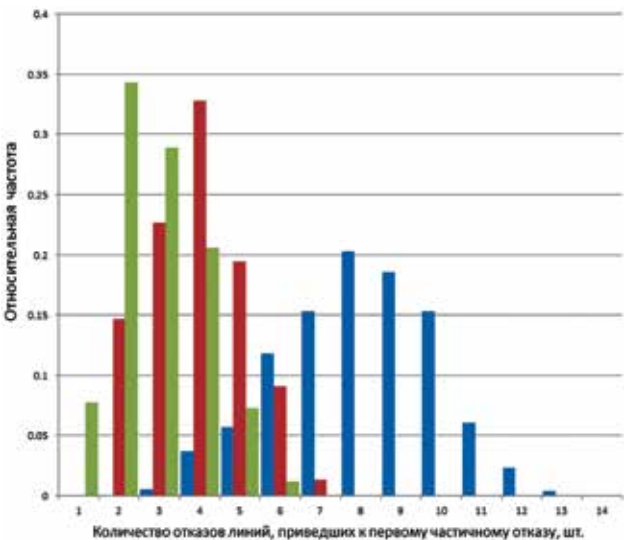


Рис. 5. Относительная частота возникновения частичного отказа РЭС для разных количеств отказавших линий

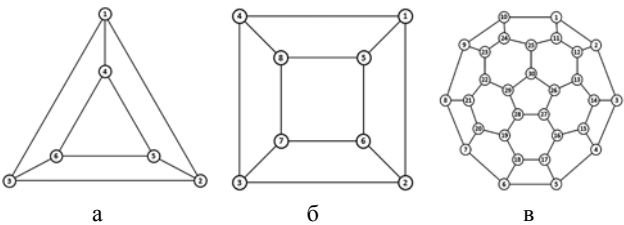


Рис. 6. Схемы вариантов соединения РЭС с разным количеством компонентов участников процесса энергоснабжения, соответственно, равными 6 (а), 8 (б), 30 (в).

отказавших линий до первого частичного отказа РЭС. Гистограмма распределения количества линий, приведших к возникновению частичного отказа для трех схем (рис. 5) позволяет оценить вероятность появления первого частичного отказа РЭС после отказа заданного количества линий. Для оценки устойчивости проектного

Табл. 2. Среднее значение количества отказавших линий до первого частичного отказа в трех типах схем с 12 участниками РЭС

Номер серии	Тип схемы		
	«Трехсвязная»	«Линейная»	«Кольцевая»
1	7,85	2,74	3,58
2	7,41	2,57	3,61
3	7,4	2,51	3,98
4	7,53	2,68	3,47
5	7,36	2,49	3,6
6	7,41	2,39	3,69
7	7,47	2,72	3,49
8	7,77	2,52	3,73
9	7,89	2,55	3,7
10	7,84	2,43	3,74
Среднее значение:	7,593	2,56	3,659
Полное количество испытаний	1000	1000	1000
Дисперсия:	0,047134444	0,014155556	0,021521111

варианта РЭС к отказам линий электропередач по отношению к ее масштабированию (при увеличении количества участников РЭС) проведено сравнение схем с различным количеством компонентов включая энергоустановки потребителя, линии электропередач. При этом соблюдался принцип соединения каждого компонента – участника сети – с его тремя соседями. Характеристики РЭС и результаты проведения вычислительного эксперимента приведены в табл. 3, а возможные проектные схемы соединения – на рис. 6. Гистограмма распределения количества линий, приведших к возникновению частичного отказа для проектных схем РЭС, приведена на рис. 7.

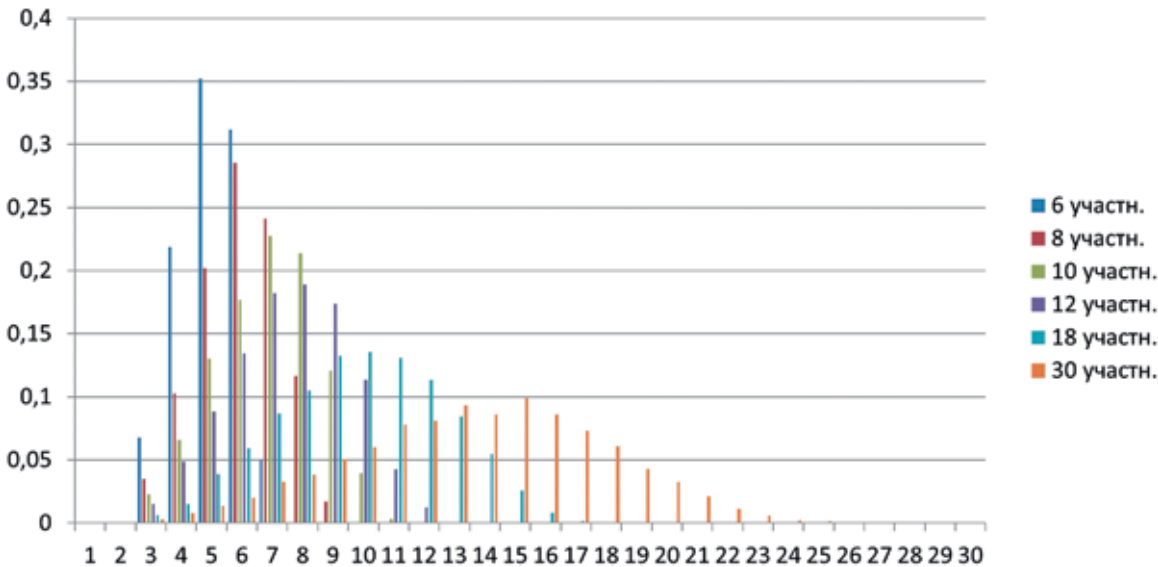


Рис. 7. Относительная частота возникновения частичного отказа РЭС для разных количеств отказавших линий для схем с различным количеством участников сети.

Полученные результаты показывают, что предлагаемое определенное усложнение структурных решений в кластерных распределенных энергетических сетях для энергоснабжения автономных потребителей приводит к увеличению их ЭБ.

Табл. 3. Характеристики РЭС, с оценкой влияния масштабирования на устойчивость к отказам линий электропередач.

Номер схемы РЭС	Количество участ- ников	Количество линий элек- тропередач	Среднее значение количества отказав- ших линий до перво- го частичного отказа
1	6	9	5,04
2	8	12	6,01
3	10	15	6,86
4	12	18	7,63
5	18	27	9,81
6	30	45	13,62

Заключение

Использование вычислительного эксперимента и результатов моделирования надежности при энергоснабжении потребителей, в аспектах прогнозирования вероятностных индикаторов отказов оборудования и элементов кластерных энергетических сетей, выявления их последствий для ЭБ жизнедеятельности малонаселенных и труднодоступных дислокаций, закладывает основу для управления качеством энергетической сети. При этом открывается перспектива в дальнейшем включать в модель дополнительные причины и исходные события для изучения фактов отказов, превентивных мер, важных для противоаварийной устойчивости сети. Например, такие причины, как неравномерность процессов генерации с использованием возобновляемых источников, конечность запаса топлива для традиционных источников генерации, надежность работы персонала энергетической сети. Предложенный подход позволяет верифицировать перспективные новые проектные решения по будущему проектному облику энергетической сети, например, включить в состав РЭС системы накопления и хранения энергии, являющиеся в различные периоды как «генератором», так и «потребителем». Имитационное моделирование процессов поведения РЭС представляет практический интерес и важно для повышения их потребительского качества, противоаварийной устойчивости к опасному воздействию от окружающего мира.

Библиографический список

1. Научно-технические проблемы освоения Арктики / ред. Лаверов Н.П., Васильев В.И., Макоско А.А. М.: Наука, 2015. 490 с.
2. Татаркин А.И. Современная парадигма освоения и развития арктической зоны Российской Федерации. В кн.: Научно-технические проблемы освоения Арктики. М.: Наука, 2015. С307-334

3. Григорьев А.С., Карасевич В.А., Пименов А.О. и др. Научные положения и принципы проектирования, эксплуатации и вывода из эксплуатации источников генерации энергии для автономных потребителей малой мощности // Наука и техника в газовой промышленности. 2019. № 2(78). С. 92-103.

4. Формирование стратегических приоритетов изучения и комплексного освоения арктических территорий Российской Федерации / под ред. А.И. Татаркина. Екатеринбург: Институт экономики УрО РАН, 2013. 374 с.

5. Смоленцев Д.О. Развитие энергетики Арктики: проблемы и возможности малой генерации // Арктика: экология и экономика. 2012. № 3(7). С. 22-30

6. Воропай Н.И., Марченко О.В., Стенников В.А. Проблемы энергоснабжения регионов в энергетической стратегии России до 2030 г. и перспективы развития АЭС малой мощности. // Атомная энергия. 2011. Т. 111. Вып. 5. С. 262-268.

7. Глотов В.И., Тутнов А.И. Система мониторинга факторов экономического, технического, правового и иного вида рисков для энергетической безопасности отдельно взятого региона РФ // Труды Вольного экономического общества России. 2009. Т. 130. С. 78-87.

8. Иванова И.Ю., Тугузова Т.Ф., Халгаева Н.А. Развитие систем энергоснабжения изолированных и труднодоступных потребителей. В кн.: Восточный вектор энергетической стратегии России: современное состояние, взгляд в будущее. Под ред. Н.И. Воропая, Б.Г. Санеева. Новосибирск: Изд-во Гео, 2011, С. 207-235.

9. Ершов Г.А., Семериков В.Н., Семериков Н.В. О системе стандартов «Надежность в технике» // Стандарты и качество. 2018. № 8. С. 14-19.

10. Tselepis S. 12 years operation of the Gaidouromantra microgrid in Kythnos island, COI-3869 12 years operation of the Gaidouromantra microgrid in Kythnos island stathis Tselepis centre for renewable energy sources and saving. 2014.

11. IEA (2022), Smart Grids, IEA Paris, 2022. URL: <https://www.iea.org/reports/smart-grids> (дата обращения 15.01.2024 г.)

12. Богатырев Л.Л., Бочегов А.В., Воропай Н.И. Надежность топливо- и энергоснабжения и живучесть систем энергетики регионов России. Екатеринбург, Изд-во Уральского университета, 2003. 392 с.

13. Алымов С.В., Ильинский А.А. Методические вопросы учета нетрадиционных источников углеводородов в перспективном топливно- энергетическом балансе // Газовая промышленность. 2012. № 5. Спец. выпуск «Нетрадиционные ресурсы нефти и газа». С. 14-17.

14. Соболев А.В., Тутнов И.А., Украинцев В.Ф. Оценка показателей надежности персонала при длительной эксплуатации энергоблока атомной станции // Известия вузов. Ядерная энергетика. 2020. № 1. С. 5-14.

15. Григорьев С.А., Григорьев А.С., Кулешов Н.В., Фатеев, В.Н. «Энергоустановка с когенерацией электричества и тепла на основе возобновляемых источников энергии и электрохимических водородных систем» // Теплоэнергетика. 2015. № 2. С. 3-9.

16. Карасевич В.А. Перспективы использования накопителей энергии в системах энергоснабжения предприятий добычи и транспортировки углеводородов // Наука и техника в газовой промышленности. 2018. № 4. С. 91-98.

References

1. Lavrenov N.P., Vasiliev V.I., Makosko A.A., editors. [The scientific and engineering challenges of Arctic development]. Moscow: Nauka; 2015. (in Russ.)
2. Tatarkin A.I. [The modern paradigm of exploration and development of the Arctic zone of the Russian Federation]. In: [The scientific and engineering challenges of Arctic development]. Moscow: Nauka; 2015. Pp. 307-334. (in Russ.)
3. Grigoriev A.S., Karasevich V.A., Pimenov A.O. et al. [Scientific provisions and principles of design, operation, and decommissioning of energy generation sources for autonomous low-power consumers]. *Science and Technology in the Gas Industry* 2019;2(78):92-103. (in Russ.)
4. Tatarkin A.I., editor. [Defining strategic priorities for the exploration and comprehensive development of the Arctic territories of the Russian Federation]. Yekaterinburg: Institute of Economics, Ural Branch of the Russian Academy of Sciences; 2013. (in Russ.)
5. Smolentsev D.O. [Development of power systems in the Arctic: challenges and opportunities of small-scale generation]. *Arctic: Ecology and Economy* 2012;3(7):22-30. (in Russ.)
6. Voropay N.I., Marchenko O.V., Stennikov V.A. [Challenges of regional energy supply in Russia's energy strategy until 2030 and prospects of low-power nuclear power plants]. *Atomic Energy* 2011;111(5):262-268. (in Russ.)
7. Glotov V.I., Tutnov A.I. [System for monitoring factors of economic, technological, legal and other types of risks for the energy security of a particular region of the Russian Federation]. [*Proceedings of the Free Economic Society of Russia*] 2009;130:78-87. (in Russ.)
8. Ivanova I.Yu., Tuguzova T.F., Khalgaeva N.A. [Development of energy supply systems of isolated and hard-to-reach consumers]. In: Voropay N.I., Saneev B.G. [The Eastern Vector of Russia's Energy Strategy: the current state, a look into the future]. Novosibirsk: Geo Publishing; 2011. Pp. 207-235. (in Russ.)
9. Yershov G.A., Semerikov V.N., Semerikov N.V. [On the Reliability in technology system of standards]. *Standards and quality* 2018;8:14-19. (in Russ.)
10. Tselepis S. 12 years operation of the Gaidouromantra microgrid in Kythnos island, COI-3869. Tselepis centre for renewable energy sources and saving; 2014.
11. IEA (2022), Smart Grids. IEA Paris; 2022. (accessed 15.01.2024). Available at: <https://www.iea.org/reports/smart-grids>
12. Bogatyrev L.L., Bochegov A.V., Voropay N.I. [Reliability of fuel and energy supply and survivability of energy systems in Russian regions]. Yekaterinburg: Ural State University Publishing; 2003. (in Russ.)
13. Alymov S.V., Ilyinsky A.A. [Methodological issues of accounting for unconventional hydrocarbon sources in the future fuel and energy balance]. *Gas Industry* 2012;5:14-17. (in Russ.)

14. Sobolev A.V., Tutnov I.A., Ukraintsev V.F. Estimation of the personnel reliability indicators during long-term operation of a nuclear power plant unit. *Izvestiya vuzov. Yadernaya Energetika* 2020;1:5-14.

15. Grigoriev S.A., Grigoriev A.S., Kuleshov N.V., Fateev V.N. [A power plant with cogeneration of electricity and heat based on renewable energy sources and electrochemical hydrogen systems]. *Teploenergetika* 2015;2:3-9. (in Russ.)

16. Karasevich V.A. [Potential for the use of energy storage devices in energy supply systems of enterprises producing and transporting hydrocarbons]. *Nauka i tekhnika v gazovoy promyshlennosti* 2018;4:91-98. (in Russ.)

Сведения об авторах

Григорьев Александр Сергеевич – кандидат технических наук, начальник отдела, НИЦ «Курчатовский институт», Площадь Академика Курчатова, д. 1, Москва, Российская Федерация, 123182, e-mail: Grigoriev_AS@nrcki.ru

Маколкин Дмитрий Владимирович – начальник группы, НИЦ «Курчатовский институт», Площадь Академика Курчатова, д. 1, Москва, Российская Федерация, 123182, e-mail: Makolkin_DV@nrcki.ru

Тутнов Игорь Александрович – доктор технических наук, профессор, начальник лаборатории исследования старения и продления ресурса ЯЭУ НИЦ «Курчатовский институт», Площадь Академика Курчатова д. 1, Москва, Российская Федерация. 123182, e-mail: Tutnov_IA@nrcki.ru

About the author

Alexander S. Grigoriev, Candidate of Engineering, Head of Department, National Research Center “Kurchatov Institute”, 1 Akademika Kurchatova Sq., 1, Moscow, Russian Federation, 123182, e-mail: Grigoriev_AS@nrcki.ru

Dmitry V. Makolkin, Head of Group, National Research Center “Kurchatov Institute”, 1 Akademika Kurchatova Sq., 1, Moscow, Russian Federation, 123182, e-mail: Makolkin_DV@nrcki.ru

Igor A. Tutnov, Doctor of Engineering, Professor, Head of the Laboratory for Research on Aging and Life Extension of Nuclear Power Plants, National Research Center “Kurchatov Institute”, 1 Akademika Kurchatova Sq., Moscow, Russian Federation, 123182, e-mail: Tutnov_IA@nrcki.ru

Вклад авторов

Григорьев А.С. Формирование сценариев и разработка моделей надежности энергоснабжения автономных потребителей.

Маколкин Д.В. Разработал методику и выполнил расчеты надежности энергоснабжения автономных потребителей.

Тутнов И.А. Оформление целостности статьи. Формирование метода, критериев, алгоритма расчета надежности энергоснабжения автономных потребителей.

Конфликт интересов

Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов

Оценка оптимальной длины реализации случайного нагружения при исследовании долговечности деталей машин

Estimating the optimal duration of random loading as part of machine part durability research

Гадолина И.В.
Irina V. Gadolina

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



Гадолина И.В.

Резюме. Цель. Для принятия обоснованного решения о долговечности деталей машин необходимо владеть информацией об эксплуатационной нагрузке, которую требуется за- мерить на представительном участке пути. При этом он не должен быть слишком боль- шим. Таким образом, требуется определить оптимальную продолжительность реализа- ции. Оптимальная с точки зрения надежности регистрации нагрузки длина реализации определяется для стационарного в специальном смысле процесса. Стационарность в специальном смысле определяется конкретно для задачи оценки долговечности кон- кретной детали. **Методы.** Применение спектральной теории исследования случайных процессов, вероятно, не лучший способ для рассмотрения нестационарных процессов нагружения применительно к задаче оценки долговечности. В качестве оптимального решения считаем применение процедуры подсчета циклов (метод дождевого потока) с последующим расчетом долговечности. Сформулирована лемма и теорема о достаточ- ной длине реализации для стационарного в специальном смысле процесса. Достаточная длина реализации определяется как предел, при котором ее увеличение не приведет к заметному изменению вычисленной долговечности. **Результаты.** Вопросы о стационар- ности процесса в узком смысле и о необходимой продолжительности реализации по- могут в планировании эксплуатационных испытаний по замеру и регистрации случайных процессов нагружения деталей машин. Оба эти вопроса рассмотрены с точки зрения накопления усталостных повреждений с использованием линейной гипотезы суммирова- ния Майнера, а также скорректированной линейной гипотезы суммирования повреждений и с учетом параметра наклона кривой усталости m . Рассмотрены некоторые практиче- ские инженерные задачи: задача об оптимальной длине реализации майнинговой горной машины, процесс нагружения которой характеризуется высокой степенью нерегуляр- ности и задача определения необходимой длины реализации регистрации нагрузок в детали подвижного состава. **Заключение.** Сформулирована теорема о необходимой и достаточной длине реализации. Для апробирования метода были использованы модель- ные процессы, сформированные на основании марковских матриц переходов. Помимо этого, метод и теорема были апробированы на примерах некоторых опытных процессов, полученных из эксплуатационных испытаний транспортных и технологических машин.

Abstract. Aim. Making an informed decision regarding the durability of machine parts requires information on the operational load that needs to be measured on a representative section of the track. It should not be too long as well. Thus, it is required to determine the optimal duration of implementation. The duration of implementation that is optimal in terms of the reliability of load registration is defined for a process that is stationary in a special sense. Stationarity in a special sense is defined specifically for the task of assessing the durability of a specific part. **Methods.** The use of spectral theory for the study of random processes is probably not the best way of examining non-stationary loading processes in the context of durability assessment. We believe it would be optimal to use a cycle counting procedure (rain flow method) with subsequent calculation of durability. A lemma and a theorem were formulated on the sufficient duration of implementation for a process that is stationary in a special sense. A sufficient duration of implementation is defined as a limit past which its increase will not lead to a noticeable change in the calculated durability. **Results.** The matters of stationarity of a process in a narrow sense and the required duration of implementation will help in planning operational tests to measure and record random processes of machine part loading. Both matters were examined in terms of fatigue damage accumulation using Miner linear damage rule, as well as the adjusted

*linear damage summation hypothesis taking into account the fatigue curve slope parameter m . Some practical engineering problems were examined, including the problem of the optimal duration of implementation of a mining machine whose loading process is characterized by a high degree of irregularity and the problem of finding the required duration of implementation of load recording in a rolling stock component. **Conclusion.** A theorem on the required and sufficient duration of implementation was formulated. In order to test the method, Markov transition matrix-based model processes were used. In addition, the method and theorem were tested using examples of some experimental processes obtained from operational tests of vehicles and production machines.*

Ключевые слова: усталость металла, случайные процессы, длина реализации, схематизация, стационарные процессы, накопление повреждений.

Keywords: metal fatigue, random processes, duration of implementation, cycle counting, stationary processes, damage accumulation.

Для цитирования: Гадолина И.В. Оценка оптимальной длины реализации случайного нагружения при исследовании долговечности деталей машин // Надежность. 2024. №1. С. 51-57. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2024-24-1-51-57>

For citation: Gadolina I.V. Estimating the optimal duration of random loading as part of machine part durability research. Dependability 2024;1: 51-57. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2024-24-1-51-57>

Поступила: 13.08.2023 / **После доработки:** 16.01.2024 / **К печати:** 15.03.2024

Received on: 13.08.2023 / **Revised on:** 16.01.2024 / **For printing:** 15.03.2024

Введение

Для оценки ресурса деталей машин и принятия обоснованного решения о надежности их работы необходимо иметь [1]: 1) данные о характеристиках сопротивления усталости; 2) данные об истории нагружения деталей машин; 3) гипотезу накопления повреждений при нерегулярном нагружении. Данные о характеристиках сопротивления усталости в виде кривой усталости обычно получают при испытаниях при нагружении постоянной амплитудой или путем пересчета по данным испытаний при нерегулярном нагружении, производимого по разработанной нами методике [2]. Наиболее часто используемая гипотеза накопления повреждений – линейная (мы также можем порекомендовать скорректированную линейную гипотезу [1] – процедура будет похожей). Для применения линейной гипотезы к случайному нагружению необходимо применить методы схематизации нагружения [3–5], преобразующие случайные процессы в распределение циклов с постоянными амплитудами, так называемые спектры нагружения (σ_{ai} , n_i), где σ_{ai} – значения амплитуд напряжений и n_i – числа их повторений. Также проводятся исследования по рассмотрению случайного процесса нагружения в частотной области. Такой подход может быть рекомендован на этапе проектирования [1]. В качестве одного из недостатков этого метода этого следует назвать за редким исключением независимость усталостных свойств от частоты нагружения.

В настоящее время существует как минимум два подхода к анализу нагружения машин во временной области: 1) анализ отдельных режимов при различных режимах работы и составление блока нагружения с учетом доли работы в этих режимах; 2) глобальная регистрация нагрузки при длительной эксплуатации.

Последний подход оказался технически осуществимым при использовании микропроцессоров. В обоих случаях возникает вопрос о стационарности процесса нагружения.

Определение свойства стационарности случайного процесса в широком смысле дал Александр Хинчин [6]. Определение гласит о том, что случайная функция является стационарной, если ее средние значения, а также дисперсия стабильны, а функция автокорреляции зависит только от разности времен, за которую взяты ординаты случайной функции. К сожалению, это определение мало что дает для оценки нагрузочных характеристик, связанных с оценкой долговечности. Также ничего не сказано о требуемой продолжительности реализации. Какова достаточная продолжительность реализации? Стандарт [3] утверждает, что достаточно 1000 экстремумов. Мы могли бы спросить: какие именно экстремумы? Метод «Беговая дорожка», специальный метод фильтрации процессов случайной нагрузки, позволяет сократить количество процессов с 5487 экстремумов до 274 (осталось всего около 5% экстремумов) [7]. Как ни покажется парадоксально, но долговечность, выраженная в количестве блоков до отказа, заметно не меняется, как теоретически, так и при определении опытным путем.

В статье [8] продемонстрировано, что длина реализации совпадения оказывает существенное, надежное и значимое влияние на поведение в социологии и многих других предметах. В [9] применен математический аппарат теории случайных функций для описания математической модели экстраполятора теории импульсных систем. Получены расчетные соотношения оценок погрешностей прогноза. Получены рекомендации, позволяющие выбрать число точек измерения. В работе [10] проведен учет индивидуальных особенностей нагру-

жения силовых элементов конструкции транспортных самолетов что позволяет значительно продлить ресурс, в некоторых случаях – в два и более раз. Реализация известных подходов, разрабатываемых для мониторинга и анализа нагрузок, требует значительных изменений в программах и процедурах поддержания летной годности, включая необходимость. В работе [10] рассматривается подход без установки дополнительного сложного измерительного оборудования. На основе применения технологий искусственного интеллекта предложена методика прогноза нагрузок в силовых элементах конструкции самолета.

1. Теория

Нагрузочные процессы работающих машин в большинстве случаев представляют собой случайные процессы, часто нестационарные.

Хорошо известно, что статистические параметры случайного процесса (среднее значение, дисперсия и спектральная плотность) существенно не коррелируют с накоплением усталостных повреждений. Основным инструментом изучения нагруженности в связи с этим остается тензометрирование с последующей обработкой по методу дождя [3–5]. На основе решений обратных задач экспериментальной механики в работе [11] приведены результаты косвенных методов определения деформаций в опасных точках конструкции. По результатам тензометрирования обычно осуществляется представительная свертка процесса, которая представляет собой распределение амплитуд полных циклов. Метод дождя является наиболее часто используемым методом подсчета циклов [3–5, 7]. Тот факт, что усталость зависит от интервалов между экстремумами процесса, требует замены исходного непрерывного процесса последовательностью экстремумов (временные интервалы между ними значения не имеют). Поскольку это распределение является лишь исходным элементом для оценки ресурса машин, то это последнее и выбрано в качестве основного критерия, по которому можно принять решение о требуемой длине реализации.

Если длина реализации стационарного в специальном смысле процесса достаточно велика, случайные эффекты усредняются и расчетный срок службы машин стабилизируется. С другой стороны, если реализация стационарного в специальном смысле случайного процесса непродолжительна, возникают значительные флуктуации расчетного времени жизни из-за флуктуаций результирующих спектров нагружения. Чем дольше реализация, тем меньше колебания. В работе [12] рассматривается минимальная длина зависимости в рейтинге реализаций.

Здесь мы определяем необходимую и достаточную длину реализации L_{NS} как период, при увеличении которого не происходит существенного изменения расчетного срока службы. Если R_{∞} – время жизни, оцененное

на основе очень долгой реализации, скажем, 100 000 экстремумов, то мы определяем относительное время жизни как $R^*(L)/R_{\infty}$. Здесь $R^*(L)$ – расчетное время жизни при конечной длине реализации L .

Лемма

При увеличении длины реализации стационарного в специальном смысле случайного процесса существует предел:

$$\lim_{L \rightarrow \infty} \frac{R^*(L)}{R_{\infty}} = 1. \quad (1)$$

Процесс, для которого существуют предел (1) назовем стационарным в специальном смысле процессом.

Теорема

Можно утверждать, что существует значение $L = L_{NS}$, для которого выполняется условие:

$$\left| \frac{R^*(L)}{R_{\infty}} - 1 \right| < 0,05. \quad (2)$$

Следовательно, мы определяем L_{NS} как необходимую и достаточную длину реализации.

Долговечность R рассчитывается по скорректированной линейной гипотезе [1] с приведением амплитуд напряжений σ_a к эквивалентным с учетом средних значений циклов σ_m . Распределения амплитуд напряжений σ_a и средних значений σ_m являются результатом двухпараметрической схематизации. В настоящее время считается, что лучшим методом подсчета циклов является двухпараметрический метод подсчета циклов дождевого стока [3–5]. Использовался алгоритм трех экстремумов с программой, написанной на языке программирования R [13]. Для сравнения результатов также использовалась программа, написанная Томасом Ирвином на C++ [14]. Результаты почти такие же. Алгоритмы позволяют обновлять оценку по мере поступления информации о нагрузке во время операции, другими словами, вести обработку в режиме реального времени.

2. Метод

Метод основан на оценке времени жизни для реализаций различной длины. Упрощенная скорректированная линейная гипотеза [15] основана на оценке усталостного повреждения d в течение одного блока нагружения l_b . Применим правило линейного суммирования повреждений:

$$d = \sum n_i / N_i, \quad (3)$$

где n_i – количество циклов в блоке с амплитудой σ_{ai} , а $N_i(\sigma_{ai})$ – число предельных циклов, оцениваемое по уравнению кривой усталости [1]:

$$\lg(N_i) = A - m \lg(\sigma_{ai}). \quad (4)$$

Согласно упрощенной скорректированной линейной гипотезе [15] предельное событие (отказ) в среднем будет достигнуто при

$$D = \sum d = 0,25. \quad (5)$$

Последнее уравнение служит для оценки λ – среднего количества блоков до отказа и оценки срока службы:

$$L = \lambda l_b, \quad (6)$$

где l_b – длина блока нагружения.

Чтобы применить предложенный метод, мы увеличиваем шаг λ за шагом до того, как оно будет удовлетворять (2), и таким образом мы оцениваем достаточную длину реализации как $L = L_{NS}$.

3. Смоделированные процессы и их анализ

Для апробации разработанного метода были применены случайные последовательности, смоделированные по [16], метод, разработанный для моделирования

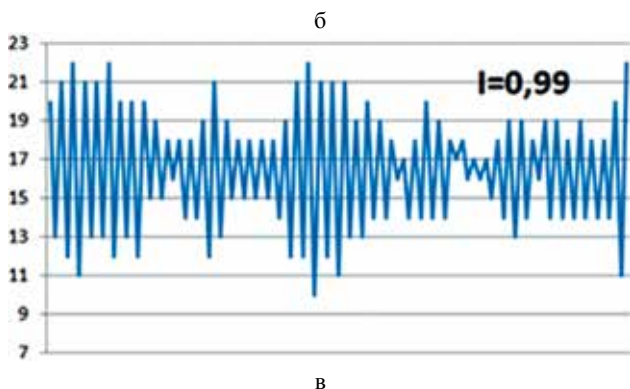
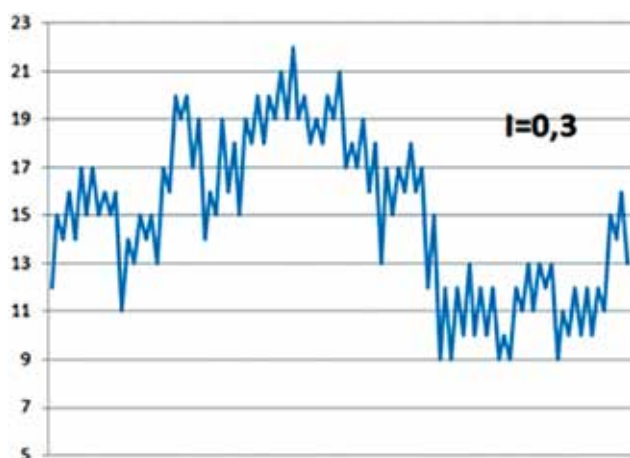


Рис. 1. Случайные процессы, моделируемые по марковским матрицам переходов [16]

процессов с различной степенью нерегулярности, а именно, $I = 0,3$; $I = 0,7$ и $I = 0,99$. Здесь I – коэффициент нерегулярности процессов и равен

$$I = N_0/N_e. \quad (7)$$

В (7) N_0 – количество пересечений среднего уровня, а N_e – количество экстремумов, измеренных на репрезентативном периоде эксплуатационной нагрузки. На рис. 1 показаны три примера реализации, смоделированные по методу, описанному в [16]. Они представляют собой спектр случайных последовательностей и широко используются в академических исследованиях. Здесь они использовались для апробации разработанной методики.

Для апробации разработанного метода анализа достаточной длины реализации использовались процессы, аналогичные изображенным на рис. 1. Длина моделировалась до 10 000 экстремумов (5000 циклов). Для оценки срока службы использовался показатель угла наклона кривой усталости $m = 7$. Зависимости относительных времен жизни от длины реализации, выраженные в числе экстремумов, для трех процессов представлены на рис. 2. На рис. 2 видно, что значение 5000 экстремумов представляется достаточным для процессов $I = 0,3$ и $I = 0,7$. С другой стороны, для процесса $I = 0,99$ нам нужно около 7500 экстремумов. Этот факт можно объяснить значительной флуктуацией амплитуды этого процесса (см. рис. 1, в).



Рис. 2. Стабилизация вычисленной относительной долговечности с увеличением длины реализации для процессов, показанных на рис. 1 (а–в)

4. Практическое применение для задач деталей машин

Нагрузка деталей экскаватора. Рассмотрена оценка достаточной длины реализации для задачи нагружения деталей механического экскаватора «ЭКГ-12» [17]. В этом случае рассматривалась загрузка майнинговой машины. Из-за ряда случайных воздействий (неровности горных пород, изменение скорости) процессы носят крайне неравномерный характер. Исследован пример реализации, зафиксированный во время службы на месторождении «Кедровский» (Россия, Сибирь) [17]. Процесс был близок к узкополосному, так как коэффициент неравномерности

составлял примерно $I = 0,89$. Эффективная частота составляет 1,8 Гц. Для этого конкретного процесса среднее значение составляет 1,51 МПа, стандартное отклонение составляет около 11,94 МПа. Среднее значение оценивается по реализации, записанной в эксплуатации (в [18] приведены подробные рассуждения о природе усреднения детерминированных и случайных величин). Максимальная амплитуда нагружения в нашей задаче 46 МПа. Для оценки необходимой и достаточной длины реализации в этом случае мы провели моделирование для значений $m = 3, 5$ и 7 . Мы варьируем здесь показатель усталости m , поскольку не располагаем точной информацией о значении этой величины. График относительных оценок долговечностей R^*/R с использованием скорректированной линейной гипотезы [1] представлен на рис. 3.

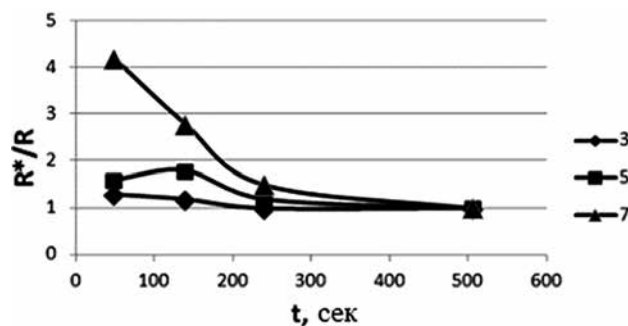


Рис. 3. Достаточная длина реализации для оценки долговечности детали механического экскаватора в зависимости от коэффициента угла наклона кривой усталости m

Из рис. 3 видно, что длины реализации около 240 секунд (4 минуты) достаточно для надежной оценки долговечности. Для деталей с меньшим m достаточная длина реализации может быть даже меньше продолжительности 120 с, поскольку в этом случае наклон кривой усталости меньше.

Нагрузка рамы тележки вагона. Проблема надежности рамы тележки вагона весьма актуальна в железнодорожном машиностроении. Поэтому существенной является оценка нагрузки в динамике [19]. В работе [20] прочность детали оценивалась на стадии развития трещины и был проведен анализ возможности использования известной обобщенной модели Уилленборга для моделирования процесса развития усталостных трещин в стали 20ГФЛ при гармоническом нагружении с включением растягивающих перегрузочных циклов. При этом величины перегрузок выбирались наиболее вероятные для эксплуатационных железнодорожных спектров.

В настоящей работе регистрацию случайных процессов нагружения в наиболее напряженной точке проводили при различных скоростях. Для анализа устойчивости процессов была взята реализация со скоростью 44 км/ч. На рис. 4 показаны зависимости максимального (max), минимального (min) и размаха (Range) значений реализации процесса в зависимости от длины реализации. Последнее значение (размах) обратно коррелирует с

предполагаемым сроком службы: чем больше размах, тем меньше расчетный срок службы. На рис. 4 видно, что стабилизация этих характеристик достигается при длительности реализации t более 15 с.

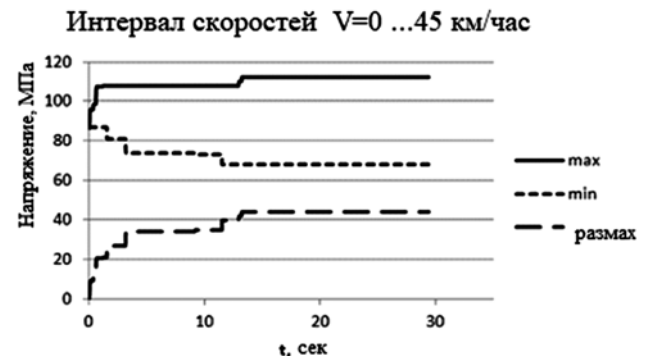


Рис. 4. Стабилизация во времени интегральных характеристик процесса нагружения железнодорожной детали

Для оценки срока службы был построен блок нагружения по эмпирическим данным распределения пробега с соответствующими скоростями. Эти данные представлены в [19]. В этой задаче показатель усталости известен из эксперимента и равен 4, $m = 4$. На основе этого показателя и на основе скорректированной линейной гипотезы оценивалось относительное время жизни для различных скоростей. По предложенному методу была оценена достаточная длина реализаций. График представлен на рис. 5, где видно, что для всех трех режимов эксплуатации достаточно продолжительности реализации около 20 сек. С другой стороны, это неверно для нестационарных в узком смысле процессов.

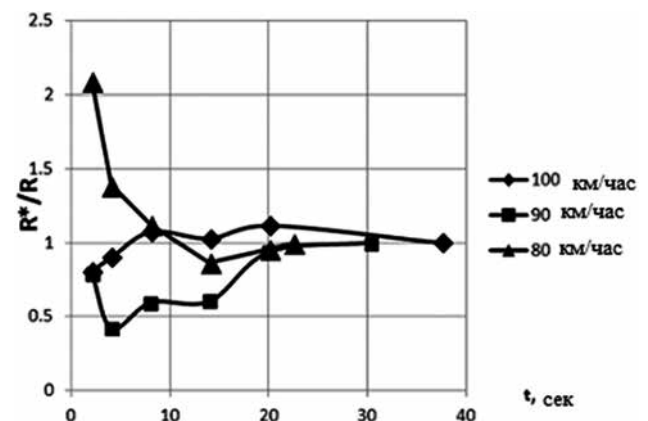


Рис. 5. Достаточная длина реализации процесса нагружения рамы тележки вагона в зависимости от различных режимов эксплуатации

Выводы

Разработан метод оценки достаточной длины реализации. Это позволяет выбрать необходимую и достаточную длину реализации для оценки долговечности. Это также позволяет принять решение о стационарности

процесса в специальном смысле для оценки долговечности. Метод апробирован на примерах некоторых смоделированных и опытных процессов. Были также представлены некоторые практические приложения.

Благодарности

Работа профинансирована за счет гранта Российского научного фонда № 23-29-10097, <https://rscf.ru/project/23-29-10097/>

Библиографический список

1. Когаев В.П. Расчеты на прочность при напряжении переменных во времени. М.: Машиностроение, 1993. 364 с.
2. Гадолина И.В. Пересмотр роли испытаний при нерегулярном нагружении при получении научных выводов о пределе выносливости // *Надежность*. 2023. № 3. С. 23-27.
3. ГОСТ 25.101-83. Расчеты и испытания на прочность. Методы схематизации случайных процессов нагружения элементов машин и статистического представления результатов. М.: Издательство стандартов, 1983. 25 с.
4. ASTM STP. E 1049-85. (1985), Standard Practice for Cycle Counting in Fatigue Analysis. Pp. 778-786.
5. Гадолина И.В., Козлов А.Д., Монахова А.А. и др. Оптимальный способ ЦОС в задачах оценки долговечности // *Вестник РГГУ. Серия «Информатика. Информационная безопасность. Математика»*. 2019. № 1(2). С. 78-93. DOI: 10.28995/2686-679X-2019-1-78-93
6. Хинчин А.Я. Теория корреляции стационарных стохастических процессов // *Успехи математических наук*, 1938. № 5. С. 42–51.
7. Fuchs H.O. et al. Shortcut in Cumulative Damage Analysis. In: *Fatigue Under Complex Loading*, Society of Automotive Engineers. Warrendale, PA, 1977. Pp. 145–156.
8. Mengel F., Orlandi L., Weidenholzer S. Match length realization and cooperation in indefinitely repeated games // *Journal of Economic Theory*. 2022. Vol. 200. 105416. DOI: 10.1016/j.jet.2022.105416
9. Баранов Л.А., Балакина Е.П., Чжан Ю. Анализ погрешностей прогноза для интеллектуальных систем управления и предиктивной диагностики // *Надежность*. 2023. № 2. С. 12-18. DOI: 10.21683/1729-2646-2023-23-2-12-18
10. Орлов А.А., Сыпало К.И., Городниченко В.И. и др. Применение нейросетевых технологий искусственного интеллекта для мониторинга нагрузок в силовых элементах авиационных конструкций // *Заводская лаборатория. Диагностика материалов*. 2023. № 89(5). С. 56-63. DOI: 10.26896/1028-6861-2023-89-5-56-63
11. Маслов С.В. Применение натурной тензометрии для исследования напряженного состояния нового энергетического оборудования // *Заводская лаборатория. Диагностика материалов*. 2022. № 88(12). С. 64-74. DOI: 10.26896/1028-6861-2022-88-12-64-74

12. White M., Rajkumar R. Minimal Dependency Length in Realization Ranking. In *Proceedings of the 2012 Joint Conference on Empirical Methods in Natural Language Processing and Computational Natural Language Learning*, pages 244–255, Jeju Island, Korea, 2012. Association for Computational Linguistics.

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

14. Irvin T. Rainflow Fatigue Cycle Counting, C++, 2011. *Vibrationdata*, Madison, Alabama, USA.

15. Когаев В.П., Гадолина И.В. Расчет деталей машин при нерегулярном режиме нагружения // *Проблемы машиностроения и надежности машин*. 1991. № 5. С. 45.

16. Фишер Р., Хайбах Э. Моделирование функций нагружения в опытах по оценке материалов. В кн.: *Поведение стали при циклических нагрузках* / Под ред. В. Даля. Перевод с немецкого. М.: Металлургия, 1983. С. 368-405.

17. Черезов А.А. Структурный анализ процесса нагружения элементов конструкции мехлопат // *Уголь*. 2011. № 2. С. 48-50.

18. Галканов А.Г. Об инновационных методах усреднения числовых данных // *Вестник РГГУ. Серия «Информатика. Информационная безопасность. Математика»*. 2023. № 2. С. 81–101. DOI: 10.28995/2686-679X-2023-2-81-101

19. Гадолина И.В., Петрова И.М., Шашкова Е.В. и др. Анализ прочности и построение обобщенного блока нагружения для оценки долговечности тележки грузового вагона // *Труды конференции «Живучесть и конструкционное материаловедение»*. М.: 2012. Т. 1. С. 67-72.

20. Лебединский С.Г. Расчетное моделирование развития усталостных трещин в стали литых деталей железнодорожных конструкций // *Проблемы машиностроения и надежности машин*. 2018. № 1. С. 66-70.

References

1. Kogaev V.P. [Time-variable strength calculations]. Moscow: Mashinostroyeniye; 1993. (in Russ.)
2. Gadolina I.V. Reconsidering the role of tests in case of irregular loading in the process of drawing research conclusions regarding the durability limit. *Dependability* 2023;3:23-27.
3. ГОСТ 25.101-83. Strength calculation and testing. Representation of random loading of machine elements and structures and statistical evaluation of results. Moscow: Izdatelstvo standartov; 1983. (in Russ.)
4. ASTM STP. E 1049-85. Standard Practice for Cycle Counting in Fatigue Analysis; 1985. Pp. 778-786.
5. Gadolina I.V., Kozlov A.D., Monakhova A.A., et al. Optimal Decision for Digital Signal Processing in the Durability Assessment Problem. *RSUH Bulletin. Series "Information Science". Information Security. Mathematics* 2019; 1(2):78-93. DOI: 10.28995/2686-679X-2019-1-78-93.

6. Khinchin A.Ya. [Theory of correlation of stationary stochastic processes]. *Uspekhi matematicheskikh nauk* 1938;5:5-51. (in Russ.)
7. Fuchs H.O. et al. Shortcut in Cumulative Damage Analysis. In: *Fatigue Under Complex Loading*. Society of Automotive Engineers; Warrendale (PA); 1977. Pp. 145-156.
8. Mengel F., Orlandi L., Weidenholzer S. Match length realization and cooperation in indefinitely repeated games. *Journal of Economic Theory* 2022;200(105416). DOI: 10.1016/j.jet.2022.105416.
9. Baranov L.A., Balakina E.P., Zhang Yu. Prediction error analysis for intelligent management and predictive diagnostics systems. *Dependability* 2023;23(2):12-18. (In Russ.) <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2023-23-2-12-18>
10. Orlov A.A., Sypalo K.I., Gorodnichenko V.I., Bautin A.A. Application of neural network technologies to load monitoring in aircraft structure bearing elements. *Industrial laboratory. Diagnostics of materials* 2023;89(5):56-63. (in Russ.) DOI: 10.26896/1028-6861-2023-89-5-56-63
11. Maslov S.V. The use of full-scale tensometry for studying the stress state of new power equipment. *Industrial laboratory. Diagnostics of materials* 2022;88(12):64-74. (in Russ.) DOI: 10.26896/1028-6861-2022-88-12-64-74.
12. White M., Rajkumar R. Minimal Dependency Length in Realization Ranking. In: *Proceedings of the 2012 Joint Conference on Empirical Methods in Natural Language Processing and Computational Natural Language Learning*. Jeju Island (Korea); 2012. Pp. 244-255.
13. R Core Team. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing; Vienna (Austria). Available at: <http://www.R-project.org/>; 2020.
14. Irvin T. Rainflow Fatigue Cycle Counting, C++. Madison (Alabama, USA); 2011.
15. Kogaev V.P., Gadolina I.V. [Machine part calculation under irregular loading]. *Problemy mashinostroyeniya i nadiozhnosti mashin* 1991;5:45. (in Russ.)
16. Fischer R., Haibach E. [Modeling loading functions in material evaluation experiments]. In: Dahl V., editor. [Behaviour of steel under cyclic loads]. Moscow: Metallurgiya; 1983. Pp. 368-405.
17. Cherezov A.A. [Structural analysis of the process of power shovel component loading]. *Ugol* 2011;2:48-50. (in Russ.)
18. Galkanov A.G. About innovative methods of numerical data averaging. *RSUH/RGGU "Information Science. Information Security. Mathematics" Series* 2023;2:81-101. DOI: 10.28995/2686-679X-2023-2-81-101. (in Russ.)
19. Gadolina I.V., Petrova I.M., Shashkova E.V. et al. [Strength analysis and construction of a generalized loading block for assessing the durability of a freight wagon bogey]. In: [Proceedings of the Conference Survivability and Structural Materials Science]. Moscow; 2012. Pp. 67-72. (in Russ.)
20. Lebedinsky S.G. [Computational modeling of the development of fatigue cracks in steel cast parts of railway structures]. *Problemi mashinostroyeniya i nadiozhnosti mashin* 2018;1:66-70.

Сведения об авторе

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

About the author

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

Вклад автора

Автором исследовано влияние особенностей процесса на вычисленный ресурс конструкций. На основании анализа выдвинута концепция стационарного в специальном смысле процесса. Выполнено исследование данного положения для ряда машиностроительных изделий.

Конфликт интересов

Автор заявляет об отсутствии конфликта интересов.

Влияние частоты вращения и массы колесных пар на результат вибродиагностики буксовых узлов на стенде УДП-2021

The effect of rotation rate and mass of wheel pairs on the result of vibration diagnostics of axle boxes using a UDP-2021 stand

Отока А.Г.^{1*}, Холодилов О.В.²
Alexander G. Otoka^{1*}, Oleg V. Kholodilov²

¹Гомельское вагонное депо РУП «Гомельское отделение Белорусской железной дороги», Гомель, Республика Беларусь, ²УО «Белорусский государственный университет транспорта», Гомель, Республика Беларусь

¹Gomel car depot RUE "Gomel branch of the Belarusian Railway", Gomel, Republic of Belarus,

²Belarusian State University of Transport, Gomel, Republic of Belarus

*otokaa@mail.ru



Отока А.Г.



Холодилов О.В.

Резюме. Целью статьи является сравнительная оценка результатов вибродиагностики при различной частоте вращения колесной пары (КП) по амплитудным значениям сигнала и шума от переднего подшипника буксового узла КП, в который установлен цилиндрический ролик со стандартным дефектом СОП АК 32.01. **Методы.** Для анализа амплитудных значений вибросигналов использовалась КП с различной толщиной обода колеса, 25, 45, 65 мм, в подшипник одного из буксовых узлов (передний) которой устанавливался дефектный ролик СОП АК 32.01. **Результаты.** В ходе эксперимента установлено, что с увеличением толщины ободьев колес КП вероятность перебраковки увеличивается, что подтверждается на практике годным состоянием деталей и составных частей буксового узла после демонтажа и детального осмотра. **Заключение.** Заключение «Брак», выдаваемое вибростендом УДП-2001СМ, непосредственно должно зависеть от частоты вращения КП. При этом частота ее вращения должна подбираться в зависимости от толщины ободьев колес.

Abstract. Aim. The paper aims to compare the results of vibration diagnostics at different wheel pair (WP) rotation speeds based on the peak signal values and noise from the front bearing of the WP axle box equipped with a SOP AK 32.01 cylindrical roller with a standard defect. **Methods.** The peak vibration signal values were analysed using WP with different wheel tread thicknesses, i.e., 25, 45, and 65 mm. The bearing of one of the axle boxes (front) was equipped with a defective SOP AK 32.01 roller. **Results.** In the course of the experiment, it was found that as the thickness of the wheel tread grows the probability of over-rejection increases, which is practically confirmed by the fitness of the parts and components of the axle box upon dismantling and careful inspection. **Conclusion.** The "Reject" conclusion issued by the UDP-2001SM vibration stand should directly depend on the WP rotation speed. Additionally, its rotation rate should be selected depending on the thickness of the wheel tread.

Ключевые слова: вибродиагностика, установка УДП-2001СМ, СОП АК 32.01, колесная пара, буксовый узел, ролик, подшипник, толщина обода, показатель перебраковки, виброакустический сигнал, преобразователь пьезоэлектрический виброизмерительный ДН-З-М1.

Keywords: vibration diagnostics, UDP-2001SM unit, SOP AK 32.01, wheel pair, axle box, roller, bearing, tread thickness, over-rejection indicator, vibroacoustic signal, DN-3-M1 piezoelectric vibration measuring transducer.

Для цитирования: Отока А.Г., Холодилов О.В. Влияние частоты вращения и массы колесных пар на результат вибродиагностики буксовых узлов на стенде УДП-2001 // Надежность. 2024. №1. С. 58-64. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2024-24-1-58-64>

For citation: Otoka A.G., Kholodilov O.V. The effect of rotation rate and mass of wheel pairs on the result of vibration diagnostics of axle boxes using a UDP-2021 stand. Dependability 2024;1:58-64. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2024-24-1-58-64>

Поступила: 23.06.2023 / **После доработки:** 18.01.2024 / **К печати:** 15.03.2024

Received on: 23.06.2023 / **Revised on:** 18.01.2024 / **For printing:** 15.03.2024

Введение

Для оценки технического состояния и определения неисправностей подшипников буксовых узлов колесных пар (КП) вагонов на железной дороге используется популярностью установка УДП-2001СМ (рис. 1). Проверка работоспособности установки осуществляется с помощью контрольного образца (рис. 1, а), который представляет собой специальным образом сформированную КП, содержащую ролик с искусственным дефектом в виде пропила на всю длину 52 мм глубиной и шириной $1,0 \pm 0,1$ мм в одном смонтированном буксовом узле, окрашенном в красный цвет (букса № 1) и исправные роликовые подшипники в другом смонтированном буксовом узле, окрашенном в зеленый цвет (букса № 2).

В состав установки УДП-2001СМ (рис. 1) входит:

- раскручивающий стенд, позволяющий проводить установку и раскрутку КП с частотой не менее 300 об/мин;
- пульт управления, с помощью которого осуществляется управление раскручивающим стендом и измерение частоты вращения КП;
- устройство вибродиагностики подшипников КП УДП-2001СМ, обеспечивающее оценку технического состояния, разбраковку буксовых узлов КП вагонов по альтернативному принципу «Брак» – «Годен» и сохранение результатов диагностирования;
- программное средство «База данных УДП-2001» используется для хранения и статистической обработки полученных результатов диагностирования и выдачи документа (протокол диагностики подшипников) для выбранной даты и времени.

В установке УДП-2001СМ применен стационарный съем виброакустических сигналов с пластин звукопроводов, на которые устанавливается диагностируемая букса. Крепление датчиков-акселерометров (преобразователь пьезоэлектрический виброизмерительный ДН-3-М1) к пластинам осуществляется с помощью стальной шпильки. Тем самым обеспечивается надежный, наиболее полный съем акустических сигналов.

При проведении вибродиагностики КП накатывается на стенд и опускается вниз к пластинам звукопроводов до тех пор, пока полностью не зафиксируется на опорных частях буксовых узлов. Тем самым элементы КП (ось и цельнокатанные колеса) своей массой воздействуют на детали подшипника. При раскрутке стендом КП до определенных оборотов, диагностирование осуществляется после вывода из зацепления приводных роликов. Электрические колебания с датчиков-акселерометров поступают на коммутационную планку блока питания, встроенного в пульт управления. Здесь помимо коммутации соединений производится частичное снижение добротности системы датчик-кабель, для уменьшения собственных шумов установки.

С коммутационной панели виброакустический сигнал поступает на устройство вибродиагностики КП УДП-2001, осуществляющее основной алгоритм диагностики буксовых узлов.

Электрические сигналы с пьезоэлектрических датчиков испытательного стенда поступают на входы усилителей, а с их выходов попадают на пиковые детекторы.

Продетектированные сигналы подаются на аналого-цифровые преобразователи, преобразующие мгновенные значения аналоговых сигналов в цифровой код. Полученный цифровой код принимается микропроцессором, который осуществляет всю дальнейшую обработку сигналов. Запоминающее устройство служит для хранения результатов диагностирования КП.

Для определения качества буксовых узлов и идентификации дефектов в устройстве УДП-2001 применяются три метода диагностики:

- амплитудный – служит для определения развитых дефектов. Сущность заключается в подсчете количества импульсов за интервал измерения, амплитуды которых превысили пороговое напряжение $U_{пор}$ после цифровой обработки, условно принятое равным 3 В;
- энергетический – основан на вычислении общей энергии сигнала за интервал измерения и ее сравнения с заданным пороговым значением;
- временной – предназначен для идентификации повреждений элементов подшипника (ролик, внутреннее



Рис. 1. Установка УДП-2001СМ: а) стенд для раскрутки КП; б) пульт управления стендом с устройством вибродиагностики; в) преобразователь пьезоэлектрический виброизмерительный ДН-3-М1

кольцо, наружное кольцо). Сущность метода заключается в измерении временных интервалов между пакетами амплитуд виброускорений.

Измеренные периоды с определенным доверительным интервалом сравниваются с эталонными значениями, вычисляемыми по формулам:

$$T_{др} = \frac{D_p (D_b + D_p)}{D_b (D_b + 2D_p)} T_{в} \quad (1)$$

$$T_{дв} = \frac{2(D_b + D_p)}{N(D_b + 2D_p)} T_{в} \quad (2)$$

$$T_{дн} = \frac{2(D_b + D_p)}{ND_b} T_{в} \quad (3)$$

где $T_{др}$, $T_{дв}$, $T_{дн}$ – периоды дефектов роликов, внутреннего и наружного кольца;

N – количество роликов в подшипнике;

D_b – диаметр внутреннего кольца;

D_p – диаметр ролика;

T_b – период вращения колесной пары.

Все рассмотренные методы диагностики в устройстве работают одновременно. Решение «Брак» выносится по амплитудному и энергетическому методу в том случае, если букса признана негодной согласно хотя бы одному из этих методов. Временной метод прямым образом на результат не влияет, но, тем не менее, несет дополнительную информацию при диагностике буксовых узлов.

Устройство представляет амплитуды виброакустических сигналов по 16-уровневой шкале (рис. 2). Диапазон изменения сигнала на выходе пикового детектора от 0 до 5 В разбивается на шестнадцать уровней с шагом $(5/15) = 0,33$ В. В качестве значения амплитуды принимается уровень, который сигнал за время измерения превысил десять раз.

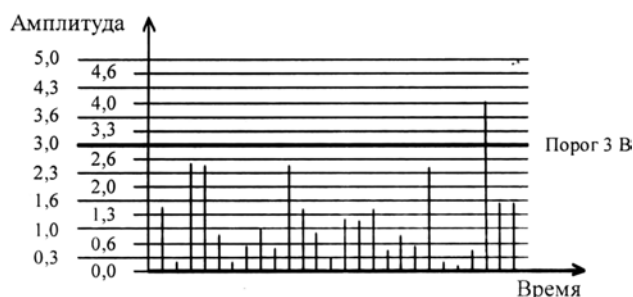


Рис. 2. Оценка амплитуды сигнала по 16-уровневой шкале

При этом устройство вибродиагностики должно показывать уровни импульсов и энергию шумов в 10 %-ном допуске от значений, установленных представителями фирмы-изготовителя, как правого, так и левого каналов (для правой и левой стороны КП). В случае неполучения желаемых результатов, настройка порога осуществляется при помощи переменных резисторов СП4-1, расположенных на встроенном в пульт управления блоке питания. Таким образом, уменьшая или увеличивая

степень демпфирования виброакселерометров, подстраивается эталонный уровень (порог) виброакустических импульсов и шумов [1].

В статье [2] были описаны подробно достоинства и недостатки установки УДП-2001 на примере сравнения с другими аналогичными стендами.

В данной статье нам хотелось обратить внимание на амплитудные значения сигналов и шума от переднего подшипника буксового узла КП, в который установлен цилиндрический ролик СОП АК 32.01 со стандартным дефектом, а также сравнить показания в зависимости от различной толщины ободьев колес (рис. 3).

Результаты исследования и их обсуждение.

Дефект стандартного образца СОП АК 32.01.001 представляет собой ролик с пропилом по всей длине с глубиной $1,0 \pm 0,1$ мм и шириной раскрытия $1,0 \pm 0,1$ мм в соответствии с [3]. Стандартный образец СОП АК 32.01 применяется для контроля способности УДП-2001СМ определять неисправности осевых роликовых подшипников КП вагонов в соответствии с [4, 5] и обеспечения (в составе с другими элементами) заведомо бракованного буксового узла эталонной КП, предназначенной для отбраковки УДП-2001СМ.

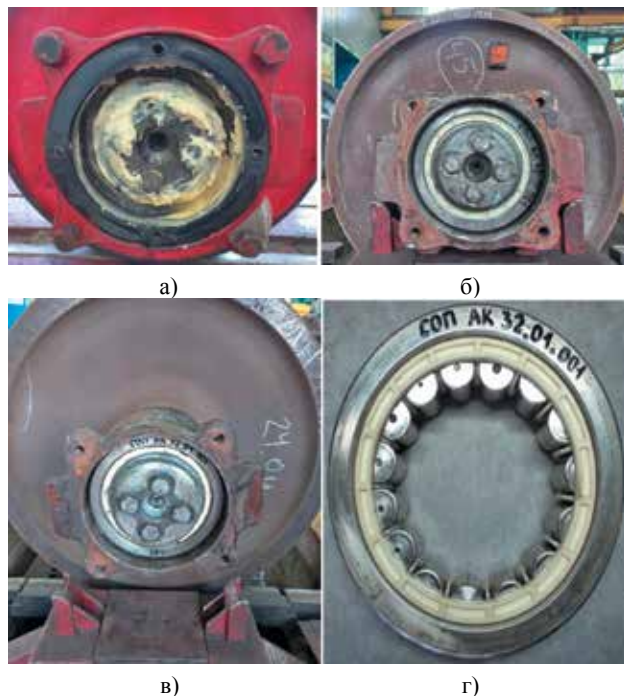


Рис. 3. Общий вид сформированных колесных пар с СОП АК 32.01 в переднем подшипнике: а) толщина ободьев колес 25 мм (контрольный образец КО 18-07-08ВД); б) толщина ободьев колес 45 мм; в) толщина ободьев колес 65 мм; г) подшипник с дефектным роликом

Превышение амплитуды сигнала на выходах пиковых детекторов, полученное при диагностировании КП, не всегда говорит о 100 % браковке на основе выводимых

на экран условных обозначений, по которым распознавался тип дефекта.

На практике неоднократно отмечалось, что при проведении вибродиагностики КП с ростом толщины ободьев колес (50 мм и более) значение показателя перебраковки увеличивается. Это подтверждалось после демонтажа и осмотра деталей и составных частей буксового узла, проверки геометрических параметров подшипников, неразрушающего контроля на наличие дефектов на внутренних, наружных кольцах подшипника и роликов.

Частота вращения КП на вибродиагностических стендах регламентирована действующими ТНПА. Сегодня в соответствии с ними частота вращения КП

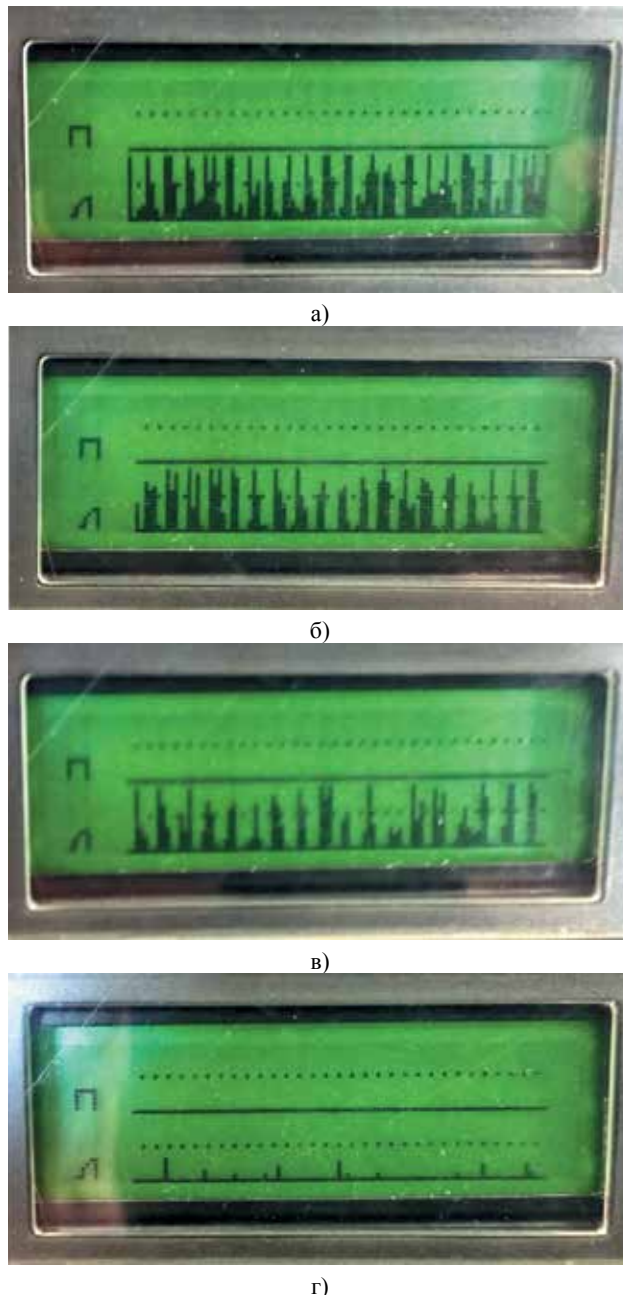


Рис. 4. Дефектограмма буксового узла КО 18-07-08ВД с СОП АК 32.01 стенда УДП-2001 (толщина ободьев колес 25 мм): а) 320 об/мин; б) 300 об/мин; в) 280 об/мин; г) 180 об/мин

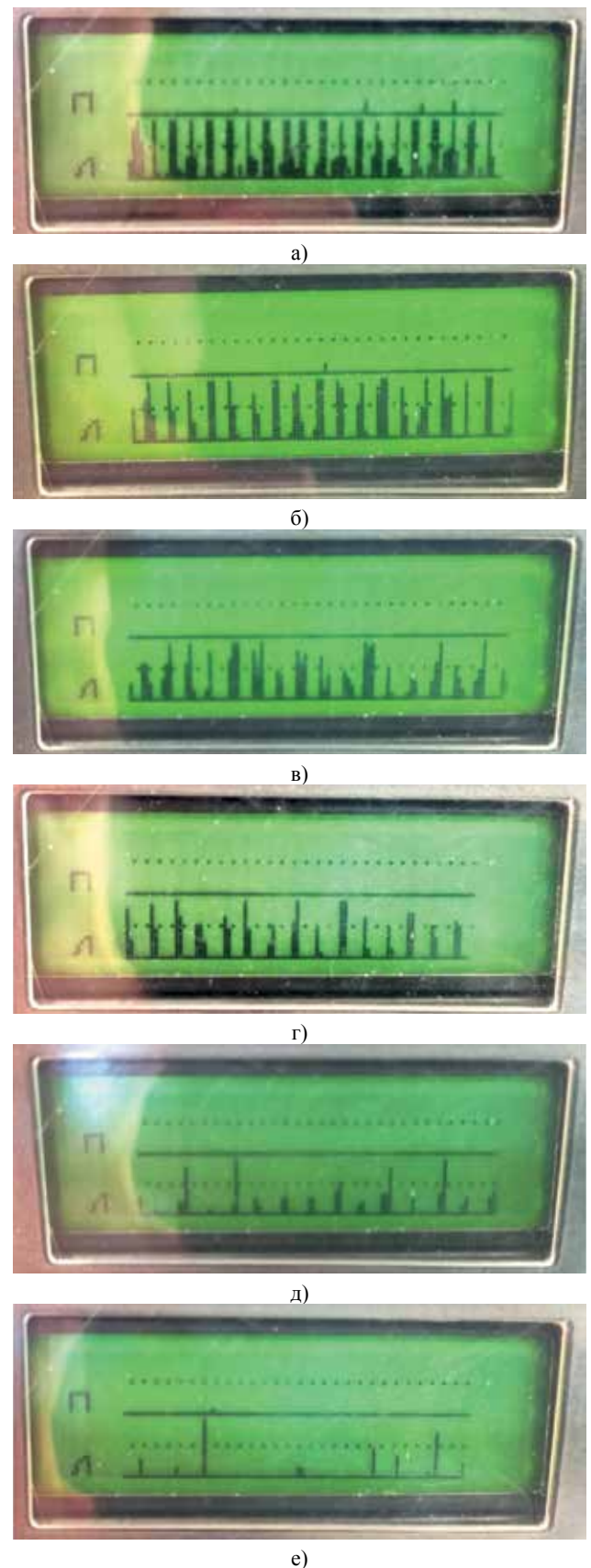
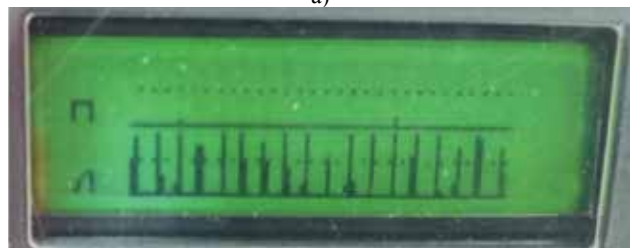


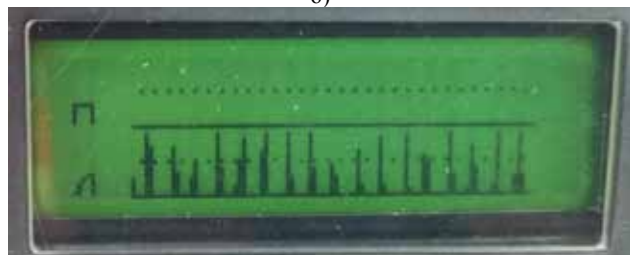
Рис. 5. Дефектограмма буксового узла КП №1175980ХХ с СОП АК 32.01 стенда УДП-2001 (толщина ободьев колес 65 мм): а) 320 об/мин; б) 280 об/мин; в) 260 об/мин; г) 250 об/мин; д) 220 об/мин; е) 180 об/мин



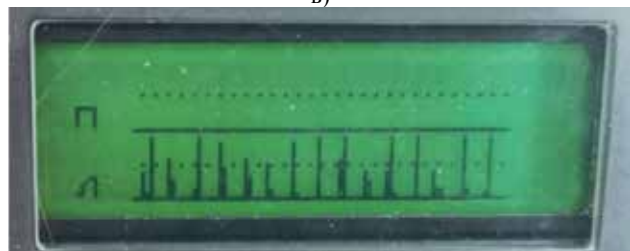
а)



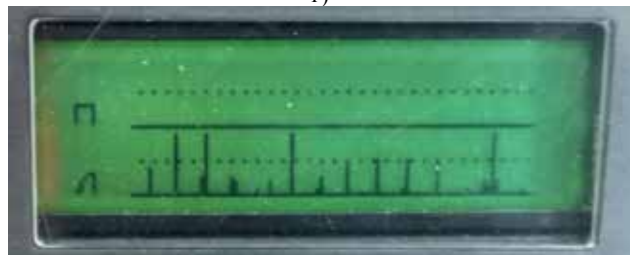
б)



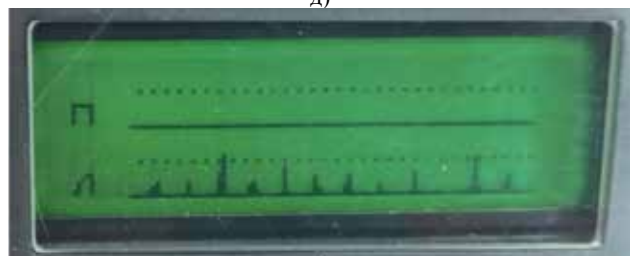
в)



г)



д)



е)

Рис. 6. Дефектограмма буксового узла КП №0060158XX с СОП АК 32.01 стенда УДП-2001 (толщина ободьев колес 45 мм): а) 320 об/мин; б) 3000 об/мин; в) 280 об/мин; г) 260 об/мин; д) 180 об/мин; е) 160 об/мин

составляет не менее 300 об/мин. До введения нормативных документов [1, 4, 5] на основании документа [6] частота вращения установки для вибродиагностики колесных пар вагонов УДП-2001 составляла не менее 230 ± 10 об/мин.

Нами были проведены исследования по определению амплитудных значений сигналов от переднего подшипника с СОП АК 32.01 в контрольном образце КО 18-07-08ВД (толщина ободьев колес 25 мм) и аналогичным СОП АК 32.01 с подобранным под его размеры подшипником, встроенным в буксовый узел КП (толщина ободьев колес 45 и 65 мм).

На рис. 4, 5 и 6 приведены вибросигналы от буксового узла, отображаемые на экране пульта измерения вибрации УДП-2001 (левая сторона) с СОП АК 32.01 КП с толщиной ободьев колес 25, 65 и 45 мм.

На рис. 7–9 показаны результаты диагностики КП №18-07-08ВД (КО), №0060158XX, №1175980XX с СОП АК 32.01

Номер колес-ной пары	Завод	Левый бук-изгот.	Правый бук-изгот.	Примеч.	Частота вращ.к.п. (об/мин)
180708	0	→ БРАК! 5,0р_133	годем 0,0_0	05 ПОЛ СР	320
180708	0	→ БРАК! 5,0р_103	годем 0,0_0	05 ПОЛ СР	300
180708	0	→ БРАК! 5,0р_84	годем 0,0_0	05 ПОЛ СР	280
180708	0	→ БРАК! 4,6р_57	годем 0,0_0	05 ПОЛ СР	260
180708	0	→ БРАК! 3,0р_28	годем 0,0_0	05 ПОЛ СР	240
180708	0	→ БРАК! 2,3р_17	годем 0,0_0	05 ПОЛ СР	220
180708	0	→ БРАК! 2,0_10	годем 0,0_0	05 ПОЛ СР	200
180708	0	→ годем 0,6_0	годем 0,0_0	05 ПОЛ СР	180

Рис. 7. Результаты диагностики буксового узла КО 18-07-08ВД с СОП АК 32.01 на стенде УДП-2001СМ (толщина ободьев колес 25 мм)

Номер колес-ной пары	Завод	Левый бук-изгот.	Правый бук-изгот.	Примеч.	Частота вращ.к.п. (об/мин)
158XX	60	→ БРАК! 5,0р_72	годем 0,0_0	04 КАС ТР	320
158XX	60	→ БРАК! 5,0р_68	годем 0,0_0	04 КАС ТР	300
158XX	60	→ БРАК! 5,0р_58	годем 0,0_0	04 КАС ТР	280
158XX	60	→ БРАК! 4,6р_39	годем 0,0_0	04 КАС ТР	260
158XX	60	→ БРАК! 4,3р_32	годем 0,0_0	04 КАС ТР	240
158XX	60	→ БРАК! 3,0р_25	годем 0,0_0	04 КАС ТР	220
158XX	60	→ годем 2,3_16	годем 0,0_0	04 КАС ТР	200
158XX	60	→ годем 1,6_6	годем 0,0_0	04 КАС ТР	180

Рис. 8. Результаты диагностики буксового узла КП №0060158XX на стенде УДП-2001СМ (толщина ободьев колес 45 мм)

Номер колес-ной пары	Завод	Левый бук-изгот.	Правый бук-изгот.	Примеч.	Частота вращ.к.п. (об/мин)
980XX	1175	→ БРАК! 5,0р_152	годем 0,0_0	05 ПОЛ ТР	320
980XX	1175	→ БРАК! 5,0р_135	годем 0,0_0	05 ПОЛ ТР	300
980XX	1175	→ БРАК! 5,0р_93	годем 0,0_0	05 ПОЛ СР	280
980XX	1175	→ БРАК! 5,0р_67	годем 0,0_0	05 ПОЛ СР	260
980XX	1175	→ БРАК! 3,0р_28	годем 0,0_0	05 ПОЛ СР	240
980XX	1175	→ БРАК! 2,0_10	годем 0,0_0	05 ПОЛ СР	220
980XX	1175	→ годем 1,3_6	годем 0,0_0	05 ПОЛ СР	200
980XX	1175	→ годем 0,6_1	годем 0,0_0	05 ПОЛ СР	180

Рис. 9. Результаты диагностики буксового узла КП №1175980XX на стенде УДП-2001СМ (толщина ободьев колес 65 мм)

В соответствии с нормативным документом [7] масса цельнокатаных колес на одну КП при толщине обода 65 мм составляет 730 кг, а при толщине 45 мм уже 609 кг, в то время как при толщине обода 25 мм – 500 кг.

Табл. 1. Среднеарифметические значения амплитуд сигналов и шума буксовых узлов с использованием СОП АК 32.01 в переднем подшипнике по пяти измерениям

№ п/п	Частота вращения КП, об/мин	Контрольный образец в виде сформированной КП с СОП АК 32.01, толщина обода колес 25 мм		КП с СОП АК 32.01, толщина обода колес 45 мм		КП с СОП АК 32.01, толщина обода колес 65 мм	
		Значение амплитуды сигнала буксового узла (левая сторона), В	Значение по энергетическому критерию (шум), Σотн.ед./10 с	Значение амплитуды сигнала буксового узла (левая сторона), В	Значение по энергетическому критерию (шум), Σотн.ед./10 с	Значение амплитуды сигнала буксового узла (левая сторона), В	Значение по энергетическому критерию (шум), Σотн.ед./10 с
1	320	5,0	135	5,0	76	5,0	178
2	300	5,0	107	5,0	68	5,0	152
3	280	5,0	89	5,0	60	5,0	131
4	260	4,6	58	4,6	36	5,0	79
5	240	2,6	31	4,3	30	3,3	37
6	220	2,3	25	3,0	26	2,6	28
7	200	1,3	14	2,3	18	2,0	20
8	180	0,6	0	1,6	06	1,0	08

То есть буксовые узлы КП с толщиной обода 25 мм воспринимают нагрузку на подшипники меньше на 230 кг в сравнении с КП, имеющей толщину обода 65 мм и на 109 кг в сравнении с КП, имеющей толщину обода 45 мм.

Все это говорит о том, что частота вращения КП должна изменяться пропорционально нагрузке (толщине обода колес), действующей на буксовый узел.

Исходя из результатов эксперимента, можно сделать вывод, что с ростом толщины ободьев колес дефектный ролик выявляется при меньших оборотах вращения КП. Так, например, для КП с толщиной обода 25 мм дефектный ролик с амплитудным значением сигнала 5,0 В фиксируется в диапазоне от 320 до 280 об/мин, в то время как для КП с толщиной обода 65 мм – от 320 до 260 об/мин. При этом фиксируемые значения по шуму (энергетический метод) выше у КП с толщиной обода 65 мм в сравнении с КП с толщиной обода 25 мм. На рис. 9 можно увидеть, что при частоте вращения КП (толщина обода 65 мм) 320 об/мин идентификация дефекта по временному методу в протоколе была представлена буквой *к* (дефект кольца подшипника), а не буквой *р* (дефект ролика). Все это говорит о том, что высокие обороты для КП с большой толщиной обода приводят дополнительно и к ложной идентификации дефектов по временному интервалу.

Для КП с толщиной обода 45 мм дефектный ролик с амплитудным значением сигнала 5,0 В отображается в том же диапазоне 320 – 280 об/мин, как и для КП с толщиной обода 25 мм. Анализ всех показаний амплитуды сигнала дефектного ролика показал, что СОП АК 32.01 КП №0060158XX с толщиной обода 45 мм уверенно выявляется при более низких оборотах в сравнении с КО 18-07-08ВД с толщиной обода 25 мм. При частоте вращения КП №0060158XX 240 об/мин амплитудное значение сигнала от СОП АК 32.01 дости-

гает 4,3 В по сравнению с КО 18-07-08ВД, для которого амплитуда сигнала составила 3 В.

Вибродиагностика буксовых узлов для каждой КП проводилась по пяти измерениям, среднеарифметические показания которых представлены в табл. 1.

Производитель стенда УДП-2001 в соответствии с [1] заявляет, что определение дефекта возможно, если частота вращения КП составляет не менее 300–350 об/мин. При этом снижение частоты вращения значительно понижает вероятность обнаружения и распознавания дефектов буксового узла. Однако в данном случае производитель не учитывает действующую нагрузку на подшипники и буксовый узел в целом в зависимости от толщины ободьев колес. Для КП с толщиной обода 24...40 мм интервал частоты вращения КП в 300–350 об/мин возможно применимый на практике, но для КП с толщиной обода свыше 50 мм – это завышенные обороты, которые зачастую ведут к росту значения показателя перебраковки годной КП.

Заключение

Проведенные нами исследования показали, что имеет место прямое влияние частоты вращения КП и толщины ободьев колес на результаты вибродиагностики. Так, с ростом частоты вращения КП дефекты действительно выявляются лучше, как и отмечает производитель стенда УДП-2001СМ. Однако повышение частоты вращения эффективно для КП с небольшой толщиной ободьев колес, т. к. для них нагрузка на подшипники меньше по сравнению с КП, имеющих толщину обода 50 мм и выше. Таким образом, повышение частоты вращения КП приводит не только к повышению выявляемости дефектов, но и может служить причиной перебраковки годных КП с большой толщиной ободьев колес. Проведение среднего ремонта КП вместо текущего является нерациональным и влечет за собой необоснованные трудозатраты.

Библиографический список

1. Руководство по эксплуатации ПЭБ.401722.020РЭ. Установка для вибродиагностики подшипников колесных пар грузовых, рефрижераторных и пассажирских вагонов УДП-2001СМ. Воронеж, 2017. 22 с.

2. Отока А.Г., Будник Д.В., Лях А.М. Опыт использования установки для вибродиагностики подшипников буксовых узлов колесных пар вагонов УДП-2001СМ и системы диагностики механизмов ОМСД-02 // Надежность. 2022. № 4. С. 8–15. DOI: 10/21683/1729-2646-2022-22-4-8-15

3. Паспорт СОП АК 32.01.001. Стандартный образец предприятия (ролик с пропилом для установки УДП-2001СМ). Воронеж, 2017. 5 с.

4. РД32 ЦВ 109-2011 Руководство по вибродиагностике подшипников буксовых узлов вагонных колесных пар. Утверждено Распоряжением ОАО «РЖД» от 04.03.2011 № 457р. 24 с.

5. Технические требования к комплексам вибродиагностики подшипников буксовых узлов колесных пар грузовых вагонов №741-2011. ПКБ ЦВ, 2010. 15 с.

6. Руководство по эксплуатации ПЭБ.441161.001 РЭ. Стенд для вращения колесной пары грузовых вагонов. Воронеж, 2006. 17 с.

7. Нормы выхода лома черных металлов при разделке исключенных из инвентаря грузовых вагонов и ремонте колесных пар. Утверждены приказом заместителя начальника Белорусской железной дороги от 29.12.2022 № 1057НЗ. 18 с.

References

1. [User manual for PEB.401722.020RE. UDP-2001SM installation for vibration diagnostics of bearings of freight, refrigerator, and passenger car wheels]. Voronezh; 2017. (in Russ.)

2. Otoka A.G., Budnik D.V., Liakh A.M. Experience of operation of the UDP-2001SM installation for railway wheel pair bearing vibration diagnostics and the OMSD-02 mechanism diagnostics system. *Dependability* 2022;4:8-15. DOI: 10/21683/1729-2646-2022-22-4-8-15

3. [Certificate for SOP AK 32.01.001. Quality control sample (roller with a cut for the UDP-2001SM installation). Voronezh; 2017. (in Russ.)

4. [RD32 TsV 109-2011. Manual for vibration diagnostics of axle box bearings of car wheel pairs. Approved by Order of JSC RZD dated 04.03.2011 no. 457r]. (in Russ.)

5. [Technical requirements for vibration diagnostics systems for axle box bearings of freight car wheel pairs no. 741-2011. PKB TsV; 2010.] (in Russ.)

6. [Operation manual for PEB.441161.001 RE. A stand for rotating wheel sets of freight wagons]. Voronezh; 2006. (in Russ.)

7. [Standard output of scrap iron in the process of stripping of decommissioned freight wagons and wheel pair maintenance. Approved by the order of the Deputy Head of the Belarusian Railway dated 29.12.2022 no. 1057NZ]. (in Russ.)

Сведения об авторах

Отока Александр Генрикович – магистр технических наук, инженер-технолог (руководитель подразделения неразрушающего контроля) Гомельского вагонного депо РУП «Гомельское отделение Белорусской железной дороги», Гомель, Республика Беларусь, e-mail: otokaa@mail.ru

Холодилов Олег Викторович – доктор технических наук, профессор кафедры «Вагоны», УО «Белорусский государственный университет транспорта», Гомель, Республика Беларусь, e-mail: olhol@tut.by

About the authors

Alexander G. Otoka, Master of Engineering, Engineering Technologist (Head of the Non-Destructive Testing Unit), Gomel car depot RUE “Gomel branch of the Belarusian Railway”, Gomel, Republic of Belarus, e-mail: otokaa@mail.ru

Oleg V. Kholodilov, Doctor of Engineering, Professor of the Wagons Department, Belarusian State University of Transport, Gomel, Republic of Belarus, e-mail: olhol@tut.by

Вклад авторов

Отока А.Г. провел эксперимент и сравнил амплитудные значения и шума от буксовых узлов совместно с СОП АК 32.01 в колесных парах с толщиной обода 25, 45, 65 мм на стенде УДП-2001СМ.

Холодилов О.В. провел обзор литературы, охарактеризовал зависимость частоты вращения колесной пары от толщины ободьев колес диагностируемой колесной пары на стенде УДП-2001СМ.

Конфликт интересов

Авторы заявляют об отсутствии конфликтов интересов.

Автоматизированное вождение поездов – валидация анализа рисков

Automated train driving: risk analysis validation

Хендрик Шебе
Hendrik Schabe

TUV Rheinland, Кельн, Германия
TUV Rheinland, Cologne, Germany
dr.hendrik.schabe@gmail.com



Хендрик Шебе

Резюме. Цель. Статья посвящена описанию валидации анализа рисков в рамках исследовательского проекта по автоматизированному ведению поезда. **Методы.** Валидация проводилась с использованием нескольких различных методов. Полученные результаты сопоставлялись с результатами, полученными из других источников. Кроме того, был проведен независимый анализ рисков с использованием альтернативного метода MEM (минимальная эндогенная смертность). **Результаты.** Валидация показала, что результаты, полученные в рамках проекта, являются достоверными. Подтвержден уровень полноты безопасности (SIL) 1 или 2 для систем, заменяющих машиниста поезда. **Выводы.** Показано, что для валидации результатов анализа рисков целесообразно использовать различные методы. При этом необходимо учитывать, что будут получены сопоставимые, но не идентичные результаты.

Abstract. Aim. The paper is dedicated to describing the validation of risk analysis as part of an automated train control research project. **Methods.** Validation was performed using several different methods. The obtained results were compared with those obtained from other sources. Additionally, an independent risk analysis was performed using the alternative MEM (minimum endogenous mortality) method. **Results.** The validation showed that the project's findings are reliable. Safety Integrity Levels (SIL) 1 or 2 were confirmed for train driver substitution systems. **Conclusions.** It was shown that various methods should be used for the purpose of risk analysis validation. It must be taken into account that comparable, but not identical results will be obtained.

Ключевые слова: анализ рисков, валидация, автоматизированное вождение.

Keywords: risk analysis, validation, automatic driving.

Для цитирования: Шебе Х. Автоматизированное вождение поездов – валидация анализа рисков // Надежность. 2024. №1. С. 65-72. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2024-24-1-65-72>

For citation: Schabe H. Automated train driving: risk analysis validation. Dependability 2024;1:65-72. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2024-24-1-65-72>

Поступила: 18.08.2023 / **После доработки:** 30.01.2024 / **К печати:** 15.03.2024

Received on: 18.08.2023 / **Revised on:** 30.01.2024 / **For printing:** 15.03.2024

1. Введение

Данная статья посвящена валидации анализа рисков для проектов автоматизированного ведения поезда. Как правило, в таких проектах машинист заменяется технической системой. Анализ рисков используется для получения требований к допустимой частоте функциональных отказов (Tolerable Functional Failure Rate, TFFR) и, соответственно, уровню полноты безопасности (Safety Integrity Level, SIL). В данной статье мы сосредоточимся на перекрестной валидации результатов, полученных с помощью различных методов.

В разделе 2 описывается общий подход к валидации. В разделе 3 представлены различные действия по валидации, которые были предприняты. В четвертом разделе сделаны общие выводы.

Многие результаты настоящей работы были получены в рамках проекта ATO-RISK по заказу Немецкого центра исследований железнодорожного транспорта (DZSF). Более подробную информацию можно найти в итоговом отчете [1].

2. Общий подход к валидации

Результаты, относящиеся к валидации, были получены с использованием двух подходов:

а) Для GoA 2 (Grade of automation 2 – степень автоматизации 2) для определения допустимого уровня риска учитывается способность машиниста и предполагается, что впоследствии машинист будет заменен технической системой. Определена вероятность отказа по требованию (PFD).

б) Для GoA 3 / 4 (Grade of automation 3 / 4 – степень автоматизации 3 / 4) рассматривалась непосредственно техническая система, реализующая определенные функции машиниста поезда. Был получен показатель допустимой частоты функциональных отказов TFFR.

Валидация состояла из трех частей:

- сравнение результатов для GoA 2 с данными из других источников и сравнение результатов для GoA 3 / 4 с результатами из других источников;
- перекрестное сравнение результатов обоих подходов с использованием интенсивности требования;
- сравнение результатов со значениями, полученными по третьему, независимому, принципу.

Для GoA 2 использовались две процедуры определения вероятности ошибки: процедуры по Хинчину и RARA, см. [2]. Эти две процедуры были выбраны как наиболее подходящие для определения вероятности ошибки человека. При этом процедура по Хинчину была модифицирована, так как оценка вероятности человеческой ошибки по Хинчину не является консервативной для установления целевых показателей безопасности. RARA является более современным методом, и можно предположить, что полученные этим методом результаты являются более реалистичными [2]. Вероятности человеческих ошибок были получены для нескольких функций. Для последующего сравнения использовался значительно сокращенный набор функций, поскольку для сравнения были необходимы таже результаты для GoA 3 / 4.

Типичные события приведены в табл. 1. Для RARA было выбрано значение 50 %, что соответствует среднему значению весовых коэффициентов.

Табл. 1. Основные результаты, полученные для GoA 2 – значения PFD

Функция	Метод RARA с 50-процентным взвешиванием	Метод Хинчина (модифицированный)
Предотвращение столкновения с препятствиями	$8,64 \times 10^{-3}$	$1,00 \times 10^{-3}$
Обнаружение пониженного значения трения и реакция	$1,98 \times 10^{-2}$	$5,00 \times 10^{-3}$

Приведенная величина PFD является средней, так как это – величина, усредненная по всем рассматриваемым лицам в сопоставимых ситуациях.

Табл. 2. Соответствующие результаты для GoA 3 / 4 – значения TFFR

Функция	TFFR
Предотвращение столкновения с препятствиями или людьми (здесь требования определяются людьми)	9×10^{-7} 1/ч
Обнаружение пониженного значения трения и реакция	10^{-7} 1/ч

В табл. 2 приведены полученные количественные результаты для ситуации GoA 3 / 4 [3].

3. Действия по валидации

В этом разделе описываются действия по валидации. На первом этапе результаты сравнивались с другими источниками вероятности или частоты человеческих ошибок. На втором этапе была проведена перекрестная валидация результатов, полученных для GoA 2 и GoA 3 / 4. Необходимо отметить следующие аспекты:

- для GoA 2 в качестве эталонной системы рассматривается действующий машинист поезда и его деятельность, в то время как для GoA 3 / 4 применяется явный анализ рисков, выполненный с использованием стандарта. Уже в силу этих различий в процедурах определения критериев приемлемости риска полученные результаты могут быть различны, см., например, [3];

- рассматривая машиниста поезда, необходимо учитывать, что он, как правило, параллельно выполняет множество функций, а заменяющие его технические системы – только одну или несколько. Поэтому интенсивность требования машинисту может отличаться от интенсивности требования заменяющей его технической системе.

- для машиниста поезда определяется вероятность человеческой ошибки в виде вероятности отказа по требованию (PFD). Такое описание человеческих ошибок соответствует уровню техники. Строго говоря, машинист поезда работает непрерывно, выполняя разные функции, так что отдельная функция может выполняться им лишь эпизодически и по требованию. Это создает проблему, если необходимо пересчитать вероятность ошибки (PFD) машиниста поезда в допустимую частоту функциональных отказов (TFFR).

3.1. Сравнение с показателями человеческих ошибок из других источников

Для проверки значений PFD и TFFR, полученных для ситуаций GoA 2 и GoA 3 / 4, были использованы дополнительные источники. Следует отметить, что значения, используемые для перекрестной проверки, являются лишь вторичными по качеству, поскольку в самом проекте были использованы наиболее представительные значения.

3.1.1. PFD для машиниста

Из табл. 3.2 [4, стр. 41] были использованы строки 4 (показания манометра) и 6 (реакция), что дает результат для PFD, равный

$$PFD = \frac{5000 + 1800}{1000000} = 6,8 \times 10^{-3}.$$

Это значение PFD находится примерно на том же уровне, что и значения, определенные для GoA 2

(см. табл. 1, где приведены значения от 10^{-3} до 8×10^{-3}). Отметим, что сопоставимость задач GoA 2 и GoA 4 весьма ограничена.

3.1.2. Уровень человеческих ошибок

Вероятности человеческих ошибок Диллон приводит в табл. 3-3 [5, гл. 3.10] (они воспроизведены в табл. 3).

Табл. 3 Вероятности человеческих ошибок по Диллону [5]

Ошибка / Задача	Вероятность ошибки за месяц работы завода	Интенсивность ошибок, 1/ч
Неправильная работа	0,0300	$4,167 \times 10^{-5}$
Непонимание / неправильное толкование требований	0,0074	$1,028 \times 10^{-5}$
Неправильная настройка	0,0260	$3,611 \times 10^{-5}$

Из приведенной выше табл. 3 видно, что уровень человеческих ошибок находится в диапазоне примерно от 10^{-5} 1/ч до 4×10^{-5} 1/ч, т.е. даже выше диапазона SIL 1. Таким образом, если для GOA 3 / 4 (когда техническая система заменяет машиниста поезда) требуется показатель в диапазоне SIL 1 или даже SIL 2, то это значение является консервативным.

3.1.3. Уровень полноты безопасности машиниста по SIRF

В приложении С к [6] приведены допущения по SIL-классификации машиниста: SAS 1, т.е. уровень полноты безопасности SIL 1. SAS не соответствует непосредственно SIL, поскольку последний определен только для технических систем. Однако в табл. 8 [7] SAS для программного обеспечения должен быть переведен в точно соответствующий SIL. Таким образом, если заменить машиниста техническими системами, то эти технические системы должны иметь уровень SIL 1.

3.2. Перекрестная валидация вероятностей человеческих ошибок по отношению к интенсивности отказов технических систем

Для GoA 2 была выведена вероятность PFD, а для GoA 3 / 4 – частота TFFR. При сравнительной оценке принято, что человеческая ошибка соответствует неготовности системы.

PFD – это вероятность возникновения неисправности или даже человеческой ошибки, в каждом случае связанная с требованием. В математическом смысле это условная вероятность, а именно, вероятность отказа при условии возникновения требования. Допустимая частота функциональных отказов (TFFR) – это допустимый

коэффициент функциональных отказов технической системы. TFFR имеет смысл интенсивности, поэтому для вывода TFFR не требуется значение интенсивности требования. Обе величины можно сравнивать, поскольку они относятся, с одной стороны, к вероятности отказа машиниста (PFD), а с другой – к интенсивности опасных отказов технической системы (TFFR), которая должна заменить машиниста. Связь между PFD и TFFR может быть установлена следующим образом (см., например, [8]):

$$TFFR = PFD \times \text{интенсивность требования.}$$

Существует несколько способов определения указанной интенсивности требования. Они описаны ниже.

3.2.1. Расчет интенсивности требования по статистике BEU

Для вывода интенсивности требования используется так называемая статистика BEU [9]. Она показывает следующие результаты за период 4,5 года (с 01.01.2017) – табл. 4.

Табл. 4. Результаты статистики BEU

Тип события	Подтип события	Количество соответствующих событий
Коллизия	Столкновение с неподвижным транспортным средством	5
	Столкновение с объектом, движущимся в том же направлении	1
	Столкновение с объектом в калибровочном профиле	4
	Коллизия с другими стационарными объектами	21
	Взаимодействие с животными	5
Личный несчастный случай	Столкновение с движущимся железнодорожным составом	353
Всего		389

Суммарное количество аварий соответствует интенсивности $389 / 4,5 = 86,4$ аварий/год. При среднем количестве 22900,5 пассажирских и 2650,5 грузовых поездов в сутки (среднее значение для 2019 и 2020 годов [10]) и принятии средней продолжительности поездки пассажирского поезда 2 ч, а грузового – 5 ч, получается следующий результат по количеству поездо-часов в год

$$(22900,5 \times 2 + 2650,5 \times 5) \times 365,25 = 21569290,9 \text{ ч.}$$

Только 64% всех поездов принадлежат Deutsche Bahn (DB), это также необходимо учесть, так как статистика аварий относится ко всем поездам (не только к по-

ездам DB), а пробег – только к поездам DB. Это дает интенсивность

$$\frac{0,64 \times 86,4}{21569290,9h} = 2,56 \times 10^{-6} \text{ 1/ч.}$$

Существует множество ситуаций, когда появляется требование машинисту, но аварии впоследствии не происходит. Это может произойти потому, что машинист успешно среагировал, или потому, что другие обстоятельства предотвращают аварию. Таким образом значение, приведенное выше, еще не является интенсивностью требования.

Поэтому необходимо ввести коэффициент, показывающий, насколько чаще возникает требование машинисту, чем авария. В отчете [1] для GOA 3 / 4 этот коэффициент был оценен как 10. Последующие расчеты в разделе 3.4 настоящей статьи показывают, что этот коэффициент может принимать даже значение 25.

В результате интенсивность требования (при указанном коэффициенте, равном 10...25) составит

$$\mu_{\text{BEU}} = 2,56 \times 10^{-5} \text{ 1/ч} \dots 6,41 \times 10^{-5} \text{ 1/ч,}$$

в зависимости от того, какое из значений используется.

3.2.2. Интервал проверки

Предполагается, что техническая система ежегодно подвергается тщательной проверке (proof test), в ходе которой выявляются все «спящие» (скрытые) отказы. С другой стороны, требование машинисту воспринять ситуацию и впоследствии отреагировать может предъ- являться реже, чем раз в год. В частности, учитывая большое количество функций, выполняемых машинистом, все требования к машинисту распределяются между многими функциями, поэтому интенсивность требований к каждой функции становится соответственно низкой.

Это говорит о том, что интенсивность требования определяется интервалом проверки, то есть

$$\mu_{\text{PT}} = 1/8760 \text{ ч} = 1,14 \times 10^{-4} \text{ 1/ч.}$$

3.2.3. Подход максимума

Теперь в качестве интенсивности требования выбирается максимальное значение из интенсивности требования машинисту поезда и интенсивности требования на основе коэффициента, соответствующего интервалу проверки

$$\mu = \max(\mu_{\text{PT}}; \mu_{\text{BEU}}) = 1,14 \times 10^{-4} \text{ 1/ч.}$$

Данный подход имеет следующие преимущества:

- в пункте 5.2.5 стандарта DIN VDE 831-103 [11] указано, что при определении TFFR следует учитывать коэффициент приблизительно 10, если техническая система испытывается примерно в 10 раз чаще, чем это требуется в эксплуатации. Таким образом, в данном случае, если техническое испытание проводится в 10 раз чаще, допускается TFFR, больший в 10 раз. При формировании максимума этот фактор учитывается независимо от конкретного значения TFFR;

- расчет интенсивности требования по BEU подвержен определенным неопределенностям, особенно при учете потенциально опасных ситуаций. При максимизации оказывается, что влияние этого фактора на интенсивность требования пренебрежимо мало, если только он не становится слишком большим.

3.2.4. Интенсивности требования согласно источнику [12]

В данном разделе будет проведена дополнительная проверка правдоподобия выше установленного значения интенсивности требования. В источнике [12] приведены частоты столкновений поездов с препятствиями в Нидерландах, а также частоты пожаров. Это типичные события, на которые приходится реагировать машинисту. В приложении С источника [12] приведены следующие данные (табл. 5).

Табл. 5. Различные события и их количество в Нидерландах

Событие	2020 г.	2016-2020 гг.
Столкновение поезда с препятствием	143	762
Пожар	24	259
Сумма	167	1021

Кроме того, данные об объемах перевозок приводятся в миллионах поездо-километров (табл. 6).

Табл. 6. Объем перевозок в Нидерландах и интенсивности событий

Размер	2020 г.	2016-2020 гг.
Количество поездо-километров, млн	151,7	795,4
Количество событий на 1 километр	$1,1 \times 10^{-6} \text{ 1/ч}$	$1,28 \times 10^{-6} \text{ 1/ч}$
Интенсивность события при скорости движения поезда 80 км/ч, 1/ч	$8,8 \times 10^{-5} \text{ 1/ч}$	$1,024 \times 10^{-4} \text{ 1/ч}$

Теперь можно использовать эти данные в качестве приблизительной оценки того, как часто машинист должен реагировать на требование. Результаты, приведенные в табл. 6, подтверждают результат $1,14 \times 10^{-4} \text{ 1/ч}$, представленный в разделе 3.2.3 настоящей работы.

3.2.5. Преобразование PFD в TFFR для GoA 2 и сравнение с результатами для GoA 3 / 4

Значения PFD (см. табл. 1) были пересчитаны в TFFR с применением соответствующих значений интенсивности требования, полученных выше. Результаты пересчета, а также величины, представленные в табл. 1 и 2, приведены в табл. 7.

Табл. 7. Результаты для GoA 2 и GoA 3 / 4

Функция	GoA 3 / 4 TFFR	GoA 2 PFD		GoA 2 TFFR	
		RARA 50%	Хинчин (мод.)	RARA 50%	Хинчин (мод.)
Предотвращение столкновения с препятствиями	$9,00 \times 10^{-7}$ 1/ч	$8,64 \times 10^{-3}$	10^{-3}	$9,85 \times 10^{-7}$ 1/ч	$1,14 \times 10^{-7}$ 1/ч
Обнаружение пониженного значения трения и реакция	10^{-7} 1/ч или ниже	$1,98 \times 10^{-2}$	$5,00 \times 10^{-3}$	$2,26 \times 10^{-6}$ 1/ч	$5,70 \times 10^{-7}$ 1/ч

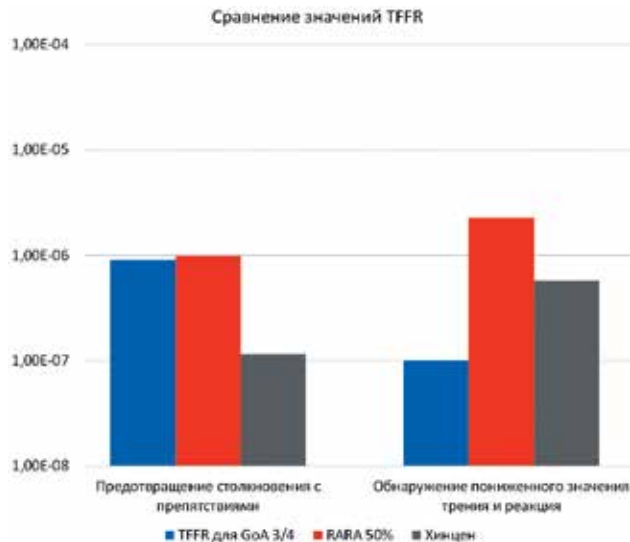


Рис. 1. Сравнение значений TFFR, полученных на основе различных принципов

Сравнение полученных результатов показывает следующее (см. рис. 1):

- результаты по RARA и Хинчину различаются между собой уже очень сильно, дальнейшее обсуждение причин см. в [2];
- для функции «Предотвращение столкновения с препятствиями» значение TFFR, определенное для GoA 3 / 4 по [11], и значение TFFR, полученное из PFD (GoA 2) на основе метода RARA, отличаются незначительно;
- для определения величины пониженного трения различия значительно больше, но значение TFFR, полученное для GoA 3 / 4, здесь гораздо более консервативно.

Следует отметить, что машинист не при всех обстоятельствах способен успешно реагировать:

- в силу объективных обстоятельств у него нет возможности вовремя затормозить, чтобы предотвратить столкновение, или
- он объективно не может заметить уменьшение коэффициента трения.

Это означает, что, строго говоря, вероятность эффективного отказа машиниста поезда

$$PFD \times p_E,$$

где p_E – вероятность того, что реакция машиниста является успешной.

Например, при высоких скоростях движения поезда у машиниста практически нет возможности предотвратить столкновение или существенно снизить последствия аварии.

На основе полученных результатов для GoA 2 мы имеем:

$$TFFR = PFD \times \mu.$$

Учитывая, что машинист поезда может успешно среагировать только с вероятностью p_E , получаем модифицированную формулу

$$TFFR_s = PFD \times p_E \times \mu + (1 - p_E) \times \mu.$$

В формуле для $TFFR_s$ второй член учитывает те случаи, когда машинист по объективным причинам вообще не может среагировать, и авария происходит, даже если бы он среагировал идеально. Объем метода вывода критерия принятия риска представлен на рис. 2.



Рис. 2. Объект анализа риска в соответствии с GoA 2 и GoA 3 / 4

Можно отметить, что

$$TFFR < TFFR_s,$$

$$PFD \times \mu < PFD \times p_E \times \mu + (1 - p_E) \times \mu,$$

$$0 < (1 - PFD) \times (1 - p_E).$$

3.3. Результаты перекрестной валидации

Рассмотренные в предыдущих разделах вопросы показали, что:

- предположения о вероятности человеческой ошибки обоснованы и согласуются с результатами, полученными из других источников;
- обоснованы предположения об интенсивности требования машинисту (примерно раз в год) для корректной реализации преобразования PFD в TFFR;

• значения TFFR для машиниста, рассчитанные на основе PFD и интенсивности требования, являются достаточно консервативными по сравнению с показателями опасных отказов человека, которые встречаются в литературе;

• технические системы, которые должны заменить машиниста поезда для выполнения функции обнаружения препятствий, как правило, должны иметь уровень SIL 1 или выше.

3.4. Сравнительный расчет TFFR по принципу MEM

Далее проводится сравнительный и упрощенный расчет. В качестве примера рассматривается только функция машиниста по обнаружению препятствия и последовательному реагированию.

Сравнительный расчет отличается от других, описанных выше, по двум аспектам:

1. Использование статистических величин из Нидерландов. Преимущественно используются статистические данные из Нидерландов, это сделано по двум причинам. С одной стороны, эти значения доступны в хорошем качестве и с высокой степенью детализации, а с другой – они получены из разных источников. Кроме того, железнодорожные системы обеих стран хорошо сопоставимы.

2. Использование другого метода для получения критериев приемлемости рисков. Здесь в качестве процедуры выведения критериев приемлемости риска рассматривается принцип MEM (Minimum Endogenous Mortality), см. Приложение А4 к [13]. В предыдущих анализах этот метод не использовался.

Исходя из того, что минимальный эндогенный риск смертности для человека в возрасте от 5 до 15 лет составляет примерно 2×10^{-4} для отдельного человека в год, для одной технической системы выделяется бюджет риска в размере 10^{-5} на одного человека в год. Следующим шагом является выделение части бюджета риска для деятельности машинистов. Часто на сигнализацию выделяется около 10%, см. [4]. Эта доля используется для машиниста. Предполагается, что машинист несет полную ответственность за предотвращение столкновения, поскольку речь идет о препятствии на пути.

В результате получается значение допустимого риска

$$10\% \times 10^{-5} \text{ 1/год} = 10^{-6} \text{ 1/год} = 1,14 \times 10^{-10} \text{ 1/ч.}$$

Речь идет о гибели одного человека, т.е. об индивидуальном риске. На следующем этапе рассчитывается индивидуальный риск, возникающий в результате отказа технической системы, заменяющей машиниста поезда.

Техническая система может иметь заданную TFFR и, как уже говорилось выше, раз в год подвергаться проверке. Тогда техническая система имеет PFD, равный

$$\text{PFD} = \text{TFFR} \times t / 2,$$

где $t = 8760$ ч – интервал проверки.

В качестве интенсивности требований системе принимается величина

$$\mu = 8,8 \times 10^{-5} \text{ 1/ч}$$

из раздела 3.2.4.

Другим важным параметром является число погибших, которое можно ожидать в случае отказа технической системы. Здесь вновь используется [12]. За период с 2016 по 2020 год произошло 2 серьезных травмы и ни одного смертельного случая. Это относится к 45 значимым авариям (столкновение рельсовых транспортных средств, столкновение с препятствием, пожар). Значимые аварии – это аварии, отвечающие хотя бы одному из следующих критериев:

- имеется как минимум один тяжелораненый или погибший человек;
- сумма ущерба составляет не менее 150 000 евро;
- участок магистральной линии недоступен не менее 6 ч.

Для учета двух тяжелораненых используется понятие FWSI (fatalities and weighted severe injuries), см. [14]. Здесь тяжелые травмы добавляются к смертельным случаям с коэффициентом 0,1. Таким образом, вероятность смертельного исхода в таких авариях составляет

$$p_s = \frac{0,2}{45} = 4,44 \times 10^{-2}.$$

Следует отметить, что полученные выше вероятности подвержены статистической неопределенности, поскольку количество событий невелико. Кроме того, поскольку MEM является критерием индивидуального риска, необходимо также оценить вероятность смерти конкретного рассматриваемого человека. Мы предполагаем, что средняя наполняемость поезда составляет 50 пассажиров. Таким образом, вероятность того, что конкретный человек погибает в результате аварии, составляет,

$$q = \frac{1}{50} = 0,02.$$

Исходя из этого, для определения TFFR получено следующее неравенство:

$$\text{TFFR} \times \frac{t}{2} \times q \times p_s \times \mu < 1,14 \times 10^{-10} \text{ 1/ч.}$$

Это дает следующий результат:

$$\text{TFFR} < 3,33 \times 10^{-6} \text{ 1/ч.}$$

Следует отметить, что полученное значение очень хорошо согласуется с результатом, полученным для GoA 3 / 4. Согласование результатов, полученных с помощью MEM, с результатами других методов еще раз подтверждает результаты из [4].

На этом этапе следует указать на проблему метода MEM, см. также [15]. Результат зависит от многих факторов, которые часто приходится оценивать и которые затем влияют на конечный результат, особенно из-за их большого количества. Другие методы оказываются более устойчивыми. Они обходятся меньшим количеством факторов.

Вывод значений приемлемого риска по MEM также подтвердил другие значения, полученные для GoA 2 и GoA 3 / 4. Это показано на рис. 3.

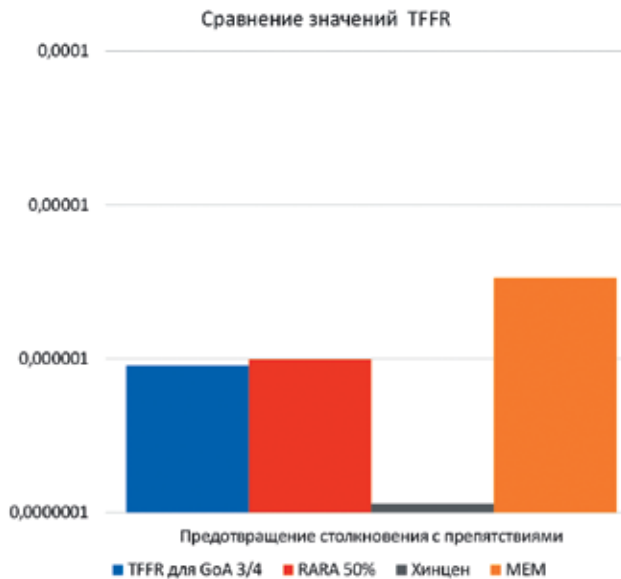


Рис. 3. Сравнение значений TFFR, полученных в результате выполнения различных пакетов работ.

Таким образом, можно утверждать, что [10] в принципе подходит для выведения критериев приемлемости рисков для проектов АТО.

4. Резюме

Определение вероятности человеческой ошибки для GoA 2 проводилось в соответствии с общепринятыми процедурами, применяемыми в железнодорожном секторе. То же самое относится и к определению значений TFFR для технических систем для GoA 3 / 4 для технической системы.

Валидация заключалась в сравнении результатов с другими источниками и различных перекрестных сравнениях. С одной стороны, сравнивались различные результаты, с другой стороны, был проведен независимый расчет с использованием MEM. Нельзя было ожидать, что будут получены точно такие же цифры. Результаты подтверждены в принципе. Причина этих различий была объяснена. Исследование показало, что результаты анализа риска могут быть подтверждены путем сравнения оценок, полученных различными методами. Это обосновывает выведенные требования безопасности – в нашем случае SIL 1 / SIL 2, которые должны применяться в случае замены человека-машиниста технической системой. Тем не менее, необходимо провести детальный анализ для каждой функции, подробнее см. в [1].

Библиографический список

1. Risikoakzeptanzkriterien für das automatisierte Fahren auf der Schiene (ATO-RISK), Abschlussbericht. Bericht 40 (2023). Projektnummer 2020-19-S-1202. Deutsches Zen-

trum für Schienenverkehrsforschung, 2023. URL: https://www.dzsf.bund.de/SharedDocs/Downloads/DZSF/Veroeffentlichungen/Forschungsberichte/2023/ForBe_40_2023_ATO_Risk.pdf?__blob=publicationFile&__amp%3Bv=3 (дата обращения 29.01.2024).

2. Adebahr F., Schäbe H. The Probability of Human Error and Failure Rates of Technical ATO Systems // Signal & Datacommunication. 2023. № 3. Pp. 21-29.

3. Braband J., Lindner L., Rexin F. Risk analysis for obstacle detection in automated driving // Signal & Data-communication. 2023. № 3. Pp. 12-20.

4. Schäbe H. Different Approaches for Determination of Tolerable Hazard Rates // ESREL 2001, Torino, Conference Proceedings. 2001. Vol. 1. Pp. 435-442.

5. Dhillon B.S. Human Reliability, Error, and Human Factors in Engineering Maintenance with Reference to Aviation and Power Generation. CRC Press, 2009.

6. Dhillon B.S., Human Reliability, Error, and Human Factors in Power Generation. Springer, 2014.

7. Sicherheitsregelung Fahrzeug – Methode zum Festlegen und Nachweisen sicherheitsbezogener Anforderungen und Bewertung der Risiken im Rahmen der Umsetzung der CSM-RA und der EN 50126, Arbeitskreis APT/SIRF unter dem Lenkungsreis Fahrzeug, 16.11.2021.

8. Braband J., Schäbe H., vom Hövel R. Вероятность отказа по требованию – почему и как (Probability of Failure on Demand, why and how) // Надежность. 2010. № 2. С. 2-10.

9. Auswertung Unfalldatenbank der Bundesstelle für Eisenbahnunfalluntersuchung (BEU) (01.01.2017 bis 26.04.2021), ausgewertet am 18.05.2021. Voigt, 2021.

10. Hilfeleistungseinsätze im Gleisbereich der DB AG. Deutsche Bahn AG, 2021. URL: https://www.deutschebahn.com/resource/blob/264996/345dad9c6bec2af95dc185d59c94afe1/notfallmanagement_leitfaden_hilfeleistungseinsatz-data.pdf (дата обращения 29.01.2024).

11. DIN VDE V 0831-103:2020-09. Electric signalling systems for railways. Part 103: Identification of safety requirements for technical functions in railway signalling.

12. Veiligheid van de spoorwegen. Jaarverslag Spoorwegveiligheid 2020. Inspectie Leefomgeving en Transport, 2020. URL: <https://www.ilent.nl/binaries/ilt/documenten/jaarverslagen/2021/12/10/jaarverslag-spoorveiligheid-2020/Jaarverslag+Spoorwegveiligheid+2020.pdf> (дата обращения 29.01.2024).

13. Railway Applications – The Specification and Demonstration of Reliability, Availability, Maintainability and Safety (RAMS) – Part 2: Systems Approach to Safety-2:2017.

14. Braband J., Schäbe H. Propagation of uncertainty in railway signaling risk analysis. In: Safety and Reliability of Complex Engineered Systems, in: Safety and Reliability of Complex Engineered Systems / Podofillini et al. (Eds). Proc. ESREL 2015, Taylor & Francis Group, London, 2015. Pp. 2623-2626.

15. Braband J. Risikoanalysen in der Eisenbahn-Automatisierung. Eurailpress, 2005. 136 p.

References

1. Risikoakzeptanzkriterien für das automatisierte Fahren auf der Schiene (ATO-RISK), Abschlussbericht. Bericht 40 (2023). Projektnummer 2020-19-S-1202. Deutsches Zentrum für Schienenverkehrsforschung, 2023. URL: https://www.dzsf.bund.de/SharedDocs/Downloads/DZSF/Veroeffentlichungen/Forschungsberichte/2023/ForBe_40_2023_ATO_Risk.pdf?__blob=publicationFile&__amp%3Bv=3 (дата обращения 29.01.2024).
2. Adebahr F., Schäbe H. The Probability of Human Error and Failure Rates of Technical ATO Systems // *Signal & Datacommunication*. 2023. № 3. Pp. 21-29.
3. Braband J., Lindner L., Rexin F. Risk analysis for obstacle detection in automated driving // *Signal & Datacommunication*. 2023. № 3. Pp. 12-20.
4. Schäbe H. Different Approaches for Determination of Tolerable Hazard Rates // *ESREL 2001*, Torino, Conference Proceedings. 2001. Vol. 1. Pp. 435-442.
5. Dhillon B.S. Human Reliability, Error, and Human Factors in Engineering Maintenance with Reference to Aviation and Power Generation. CRC Press, 2009.
6. Dhillon B.S., Human Reliability, Error, and Human Factors in Power Generation. Springer, 2014.
7. Sicherheitsregelung Fahrzeug – Methode zum Festlegen und Nachweisen sicherheitsbezogener Anforderungen und Bewertung der Risiken im Rahmen der Umsetzung der CSM-RA und der EN 50126, Arbeitskreis APT/SIRF unter dem Lenkungskreis Fahrzeuge, 16.11.2021.
8. Braband J., Schäbe H., vom Hövel R. Вероятность отказа по требованию – почему и как (Probability of Failure on Demand, why and how) // *Надежность*. 2010. № 2. С. 2-10.
9. Auswertung Unfalldatenbank der Bundesstelle für Eisenbahnunfalluntersuchung (BEU) (01.01.2017 bis 26.04.2021), ausgewertet am 18.05.2021. Voigt, 2021.
10. Hilfeleistungseinsätze im Gleisbereich der DB AG. Deutsche Bahn AG, 2021. URL: https://www.deutschebahn.com/resource/blob/264996/345dad9c6bec2af95dc185d59c94afe1/notfallmanagement_leitfaden_hilfeleistungseinsatz-data.pdf (дата обращения 29.01.2024).
11. DIN VDE V 0831-103:2020-09. Electric signalling systems for railways. Part 103: Identification of safety requirements for technical functions in railway signalling.
12. Veiligheid van de spoorwegen. Jaarverslag Spoorwegveiligheid 2020. Inspectie Leefomgeving en Transport,

2020. URL: <https://www.ilent.nl/binaries/ilt/documenten/jaarverslagen/2021/12/10/jaarverslag-spoorveiligheid-2020/Jaarverslag+Spoorwegveiligheid+2020.pdf> (дата обращения 29.01.2024).

13. Railway Applications – The Specification and Demonstration of Reliability, Availability, Maintainability and Safety (RAMS) – Part 2: Systems Approach to Safety-2:2017.

14. Braband J., Schäbe H. Propagation of uncertainty in railway signaling risk analysis. In: *Safety and Reliability of Complex Engineered Systems*, in: *Safety and Reliability of Complex Engineered Systems / Podofilini et al. (Eds). Proc. ESREL 2015*, Taylor & Francis Group, London, 2015. Pp. 2623-2626.

15. Braband J. Risikoanalysen in der Eisenbahn-Automatisierung. Eurailpress, 2005. 136 p.

Сведения об авторе

Хендрик Шебе – доктор естественных наук, главный эксперт по надежности, эксплуатационной готовности, ремонтпригодности и безопасности, TÜV Rheinland InterTraffic, Кельн, Германия, e-mail: dr.hendrik.schaebe@gmail.com

About the author

Hendrik Schäbe, Dr. rer. nat. habil., Principal Assessor RAMS, TÜV Rheinland InterTraffic, Cologne, Germany; e-mail: dr.hendrik.schaebe@gmail.com

Вклад автора в статью

Выполнен анализ литературы в области рисков функциональной безопасности технических систем и рисков, связанных с ошибками человека. Проведена валидация анализа рисков в рамках исследовательского проекта по автоматизированному ведению поезда, с применением различных методов. Показано, что результаты анализа риска подтверждаются путем сравнения оценок, полученных разными методами. Обосновано, что в случае замены человека-машиниста технической системой должны обеспечиваться требования безопасности SIL 1 / SIL 2.

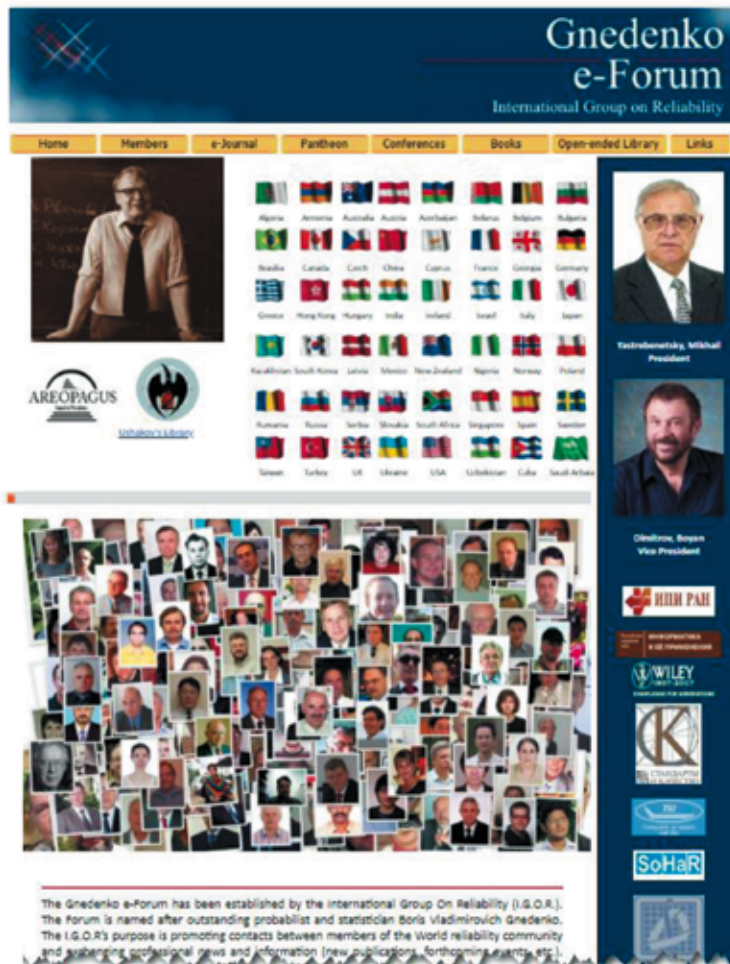
Конфликт интересов

Автор заявляет 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 2017 года журнал индексируется в международной базе Scopus.



Членство в GNEDENKO FORUM не подразумевает никаких обязательств. Достаточно прислать по адресу a.bochkov@gmail.com свою фотографию и краткую профессиональную биографию (резюме). Образцы можно найти на <http://www.gnedenko.net/personalities.htm>

www.gnedenko.net

ТРЕБОВАНИЯ РЕДАКЦИИ ПО ОФОРМЛЕНИЮ СТАТЕЙ В ЖУРНАЛАХ ИЗДАТЕЛЬСКОЙ ГРУППЫ IDT PUBLISHERS

Требования к формату статьи

Статья представляется в редакцию в электронном формате, в виде файла, созданного в текстовом редакторе MS Word из пакета Microsoft Office (файл с расширением *.doc или *.docx). Текст набирается черным шрифтом на листе формата А4 с полями: левое, верхнее, нижнее – 2 см; правое – 1,5 или 2 см. Минимальный объем статьи – 5 страниц, максимальный (может быть увеличен по согласованию с редакцией) – 12 страниц. При этом статья включает структурные элементы, описание которых представлено ниже.

Структура материала статьи

Представленные ниже структурные элементы статьи отделяются друг от друга *пустой строкой*. Отдельные примеры оформления, как это должно выглядеть в тексте, выделены *синим шрифтом*.

1) Название статьи

Название статьи представляется на русском и английском языках. Название статьи на русском языке должно соответствовать содержанию статьи. Англоязычное название должно быть грамотно с точки зрения английского языка, при этом по смыслу полностью соответствовать русскоязычному названию.

Оформление: Текст названия набирается шрифтом Times New Roman, 12 пт, межстрочный интервал 1,5 строки, выравнивание по ширине, без абзацного отступа слева. Начертание шрифта «полужирный». Точка в конце не ставится.

Пример:

Повышение надежности электронных компонентов
The Increasing of dependability of electronic components

2) Фамилия И.О. автора (авторов)

Данный структурный элемент для каждого автора включает:

- на русском языке – его фамилию и инициалы, после которых указывается сноска в виде цифры, набранной верхним индексом (надстрочным), которая ссылается на указание места работы автора. У фамилии автора, который будет контактировать с редакцией, также верхним индексом (после цифры) указывается символ «*»;

- на английском языке – его фамилию, имя и отчество в формате «Имя, инициал отчества, фамилия» (Ivan I. Ivanov). Фамилию на английском языке необходимо указывать в соответствии с заграничным паспортом или так, как она была указана в ранее опубликованных статьях. Если автор не имеет заграничного

паспорта и/или публикаций, для транслитерации фамилии и имени необходимо использовать стандарт BSI.

Оформление: Текст ФИО набирается шрифтом Times New Roman, 12 пт, межстрочный интервал 1,5 строки, выравнивание по ширине, без абзацного отступа слева. Начертание шрифта «полужирный». ФИО разделяются запятой, точка в конце не ставится.

Пример:

Иванова А.А.¹, Петров В.В.^{2*}

Anna A. Ivanova, Victor V. Petrov

3) Место работы автора (авторов)

Место работы авторов приводится на русском языке, перед указанием места набирается верхним индексом (надстрочным) соответствующая цифра сноски, указывающая на имя автора.

Оформление: Текст места работы набирается шрифтом Times New Roman, 12 пт, межстрочный интервал 1,5 строки, выравнивание по ширине, без абзацного отступа слева. Начертание шрифта «обычный». Каждое место работы – с новой строки, точки в конце не ставятся.

Пример:

¹Московский государственный университет, Российская Федерация, Москва

²Санкт-Петербургский институт теплоэнергетики, Российская Федерация, Санкт-Петербург

4) Адрес электронной почты автора, который будет вести переписку с редакцией

Оформление: Текст адреса набирается шрифтом Times New Roman, 12 пт, межстрочный интервал 1,5 строки, выравнивание по ширине, без абзацного отступа слева. Начертание шрифта «обычный», все символы – строчные. Перед адресом набирается символ сноски «*». Точка в конце не ставится.

Пример:

*petrov_vv@aaa.ru

5) Резюме статьи

Данный структурный элемент включает структурированную аннотацию статьи объемом не менее 350 слов и не более 400 слов. Резюме представляется на русском и английском языках. Резюме должно содержать (желательно в явной форме) следующие разделы: Цель; Методы; Результаты; Выводы (на англ. яз.: Objective, Methods, Results, Conclusion). В резюме статьи не следует включать впервые введенные термины, аббревиатуры (за исключением общеизвестных), ссылки на литературу.

Оформление: Текст резюме набирается шрифтом Times New Roman, 12 пт, междустрочный интервал 1,5 строки, выравнивание по ширине, без абзацного отступа слева. Начертание шрифта «обычный», кроме слов «**Резюме.**», «**Цель.**», «**Методы.**», «**Выводы.**» («**Objective.**», «**Methods.**», «**Results.**», «**Conclusion.**»), которые (вместе с точкой) должны иметь начертание шрифта «полужирный». Текст резюме на отдельные абзацы не разделяется (набирается в один абзац).

Пример (на рус. яз.):

Резюме. Цель. Предложить подход ... с учетом современных методик. **Методы.** В статье применяются методы математического анализа, ..., теории вероятностей. **Результаты.** С использованием предложенного метода получено... **Заключение.** Предлагаемый в статье подход позволяет...

6) Ключевые слова

Указывается 5-7 слов по теме статьи. Желательно, чтобы ключевые слова дополняли резюме (аннотацию) и название статьи. Ключевые слова указываются на русском и английском языках.

Оформление: Текст набирается шрифтом Times New Roman, 12 пт, междустрочный интервал 1,5 строки, выравнивание по ширине, без абзацного отступа слева. Начертание шрифта «обычный», кроме слов «**Ключевые слова:**» («**Keywords:**») которые (вместе с двоеточием) должны иметь начертание «полужирный». Текст на отдельные абзацы не разделяется (набирается в один абзац). В конце ставится точка.

Пример (на рус. яз.):

Ключевые слова: надежность, функциональная безопасность, технические системы, управление рисками, производственная эффективность.

7) Текст статьи

Рекомендуется структурировать текст статьи в виде следующих разделов: Введение, Обзор источников, Методы, Результаты, Обсуждение, Заключение (или выводы). Рисунки и таблицы включаются в текст статьи (положение рисунков должно быть «в тексте», а не «за текстом» или «перед текстом»; без «обтекания текстом»).

Оформление:

Заголовки разделов набираются шрифтом Times New Roman, 12 пт, междустрочный интервал 1,5 строки, выравнивание по ширине, с абзацным отступом слева 1,25 см. Начертание шрифта «полужирный». Заголовки разделов (кроме введения и заключения (выводов)) могут иметь нумерацию арабскими цифрами с точкой после номера раздела. Номер с точкой отделяются от заголовка неразрывным пробелом (Ctrl+Shift+Spacebar).

Текст разделов набирается шрифтом Times New Roman, 12 пт, междустрочный интервал 1,5 строки, выравнивание по ширине, с абзацным отступом слева 1,25 см. Начертание шрифта «обычный» Текст разде-

лов разделяется на отдельные абзацы. Абзацный отступ не применяется для абзаца, следующего за формулой и содержащего пояснения к формуле, например:

где n – количество изделий.

Пример:

1. Состояние вопроса повышения надежности электронных компонентов

Проведенный анализ отечественной и зарубежной литературы по теме исследования показал, что...

Рисунки (фотографии, скриншоты) должны быть хорошего качества, пригодные для печати. Разрешение рисунка – не хуже 300 dpi. Если рисунок представляет собой схему, диаграмму, чертеж и т.п., то желательно вставлять такой рисунок в текст в редактируемом формате (MS Visio). Все рисунки должны иметь подрисовочные подписи. Рисунки нумеруются арабскими цифрами, по порядку следования в тексте. Если рисунок в тексте один, то он не нумеруется. Отсылки на рисунки оформляются следующим образом: «На рис. 3 указано, что ...» или «Указано, что ... (см. рис. 3)». Сокращение «рис.» и номер рисунка (если он есть) всегда разделяются неразрывным пробелом (Ctrl+Shift+Spacebar). Подрисовочная подпись включает порядковый номер рисунка и его название. Располагается на следующей строке после рисунка и выравнивается по центру:

Рис. 2. Описание жизненно важных процессов

Точка после подрисовочной подписи не ставится. При выравнивании по центру абзацный отступ всегда должен отсутствовать! Все обозначения, приведенные на рисунках, необходимо пояснять в основном или подрисовочном тексте. Недопустимы отличия в обозначениях на рисунках и в тексте (включая различие прямых/наклонных символов). При проблемах с версткой рисунков, вставленных в текст, авторы должны по запросу редакции предоставить данные рисунки в графическом формате, в виде файлов с расширениями *.tiff, *.png, *.gif, *.jpg, *.eps.

Таблицы должны быть хорошего качества, пригодные для печати. Таблицы должны быть пригодны для редактирования (а не отсканированные или в виде рисунков). Все таблицы должны иметь заголовки. Таблицы нумеруются арабскими цифрами, по порядку следования в тексте. Если таблица в тексте одна, то она не нумеруется. Отсылки на таблицы оформляются следующим образом: «В табл. 3 указано, что ...» или «Указано, что ... (см. табл. 3)». Сокращение «табл.» и номер таблицы (если он есть) всегда разделяются неразрывным пробелом (Ctrl+Shift+Spacebar). Заголовок таблицы включает порядковый номер таблицы и ее название. Располагается на строке, предшествующей таблице и выравнивается по центру:

Табл. 2. Описание жизненно важных процессов

Точка после заголовка таблицы не ставится. При выравнивании по центру абзацный отступ всегда должен отсутствовать! Все обозначения (символы), приведен-

ные в таблицах, необходимо пояснять в основном тексте. Недопустимы отличия в обозначениях в таблице и в тексте (включая различие прямых/наклонных символов).

Математические обозначения в тексте набираются заглавными и строчными буквами латинского, греческого и русского алфавитов. Латинские символы всегда набираются наклонным шрифтом (курсивом), кроме обозначений функций, таких как $\sin$, $\cos$, $\max$, $\min$ и т.п., которые набираются прямым шрифтом. Греческие и русские символы всегда набираются прямым шрифтом. Размер шрифта основного текста и математических обозначений (включая формулы) должен быть одинаков; верхние и нижние индексы масштабируются в MS Word автоматически.

Формулы могут быть включены непосредственно в текст, например:

Пусть $y = a \cdot x + b$, тогда...

либо набираться в отдельной строке, с выравниванием по центру, например:

$$y = a \cdot x + b.$$

При наборе формул как в тексте, так и в отдельной строке, знаки препинания должны ставиться по обычным правилам – точка, если формулой заканчивается предложение; запятая (или отсутствие знака препинания), если предложение после формулы продолжается. Для разделения формулы и текста рекомендуется для строки с формулой устанавливать вертикальные отступы (6 пт перед, 6 пт после). Если в тексте статьи делается отсылка на формулу, то такая формула обязательно набирается отдельной строкой, по правому краю которой указывается номер формулы в круглых скобках, например:

$$y = a \cdot x + b. \quad (1)$$

Если формула набирается в отдельной строке и имеет номер, то данная строка выравнивается по правому краю, а формула и номер разделяются знаком табуляции; позиция табуляции (в см) выбирается таким образом, чтобы формула располагалась примерно по центру. Формулы, на которые в тексте делается отсылка, нумеруются арабскими цифрами, по порядку следования в тексте.

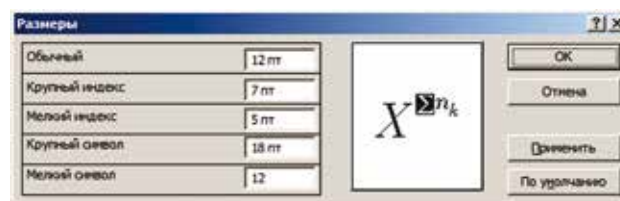
Простые формулы следует набирать без применения формульного редактора (использовать в MS Word русские и латинские буквы, а также меню «Вставка» + «Символ», если требуются греческие буквы и математические операторы), с соблюдением требуемого наклона для латинских символов, например:

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

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

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

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



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

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

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

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

8) Благодарности

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