

РЕДАКЦИОННАЯ КОЛЛЕГИЯ

Главный редактор:

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

Заместители главного редактора:

Бочков Александр Владимирович – доктор технических наук, заместитель руководителя Научно-технического комплекса АО «НИИАС» (Москва, РФ)

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

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

Технический редактор:

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

Председатель редакционного совета:

Розенберг Игорь Наумович – доктор технических наук, профессор, научный руководитель АО «НИИАС» (Москва, РФ)

Сопредседатель редакционного совета:

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

РЕДАКЦИОННЫЙ СОВЕТ:

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

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

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

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

Вэй Куо – ректор и заслуженный профессор, профессор электро-технической, 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, заведующий кафедрой «Автоматизированные системы управления» Российского университета транспорта (МИИТ) (Москва, РФ)

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

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

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

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

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

Уткин Лев Владимирович – доктор технических наук, профессор, директор 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)

УЧРЕДИТЕЛЬ ЖУРНАЛА: АО «НИИАС»

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

Официальный печатный орган Российской академии надежности

Издатель журнала ООО «Журнал «Надежность»

Генеральный директор

Дубровская А.З.

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

ООО «Журнал «Надежность»

www.dependability.ru

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

Подписано в печать 18.03.2022

Объем , Тираж 500 экз, Заказ №
Формат 60x90/8, Бумага глянцев

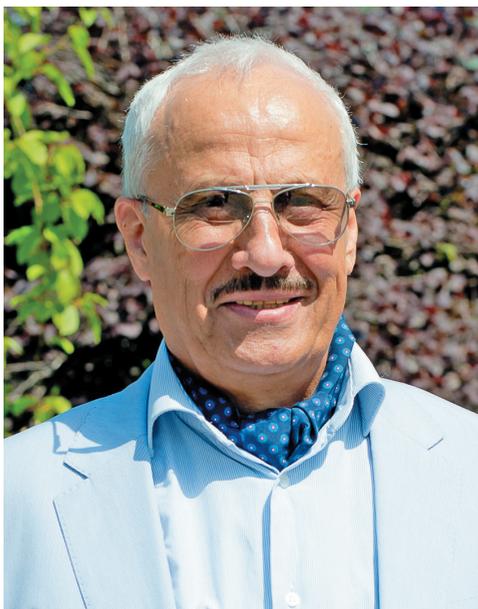
Журнал издается ежеквартально с 2001 года,
стоимость одного экземпляра 1595 руб.,
годовой подписки 6380 руб.,
телефон редакции 8 (495) 967-77-05,
e-mail: dependability@bk.ru

Статьи рецензируются.
Статьи опубликованы в авторской редакции.

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

СОДЕРЖАНИЕ

От редколлегии.....	3
<i>Структурная надежность. Теория и практика</i>	
Кульба В.В., Сомов С.К., Шелков А.Б. Анализ влияния использования информационной избыточности на показатели надежности распределенных информационных систем.....	4
Смоляк С.А. Оптимизация сроков планового ремонта методами стоимостной оценки.....	13
Похабов Ю.П. Конструкторско-технологический подход к обеспечению заданной надежности (на примере уникальных высокоответственных систем с малой наработкой)	20
Михайлов В.С. Критерий эффективности смещенных оценок. Новый взгляд на старые проблемы	30
Зеленцов Б.П. Соотношения между состояниями и событиями при моделировании надежности Марковскими процессами	38
<i>Функциональная надежность. Теория и практика</i>	
Воронцов М.А., Грачев А.С., Грачева А.О., Киркин М.А., Мельникова А.В. Анализ функциональной надежности работы компрессорных станций в составе подземных хранилищ газа при отклонении фактических показателей эксплуатации от проектных значений	44
Иванов А.И., Куприянов Е.Н. Синтез новых более мощных статистических критериев через мультипликативное объединение классических критериев Фроцини и Мурота-Такеучи с критерием Херста для проверки гипотезы нормальности малых выборок	52
Замолоцких В.С., Сидоренко В.С. Разработка методики восстановления данных на запоминающих устройствах.....	56
Гнеденко – Форум	63



Уважаемые коллеги, авторы и читатели журнала!

Завершился тяжелый 2021 год. Пандемия значительно изменила нашу жизнь. В целях защиты от заражения коронавирусом появилась необходимость изолироваться от других людей. Многие из нас работают на «удаленке». Этот новый термин прочно вошел в наш быт. Дистанционное обучение, дистанционные защиты выпускных работ, дипломов, диссертаций, дистанционные семинары и конференции, дистанционная работа теперь уже стали привычным явлением. Цифровое общение стало привычной нормой в жизни общества. Цифровые технологии получили мощный импульс в своем развитии. Эффективность, безопасность и надежность – ключевые характеристики цифровых технологий. Обсуждение этих проблем будет одним из приоритетных направлений публикаций в 2022 г. в научно-техническом журнале «Надежность».

Тематика журнала направлена в основном на освещение следующих проблем: техническая эффективность; транспортная, информационная и функциональная безопасность; структурная и функциональная надежность технических и человеко-ма-

шинных систем; отказоустойчивость и живучесть систем; стандартизация и сертификация в области надежности и безопасности систем. Теория рисков и практика управления ими является одной из главных тем публикаций в журнале. Центральное внимание будет уделяться освещению новых результатов в области искусственного интеллекта, особенно применительно к тематике эффективности, безопасности и надежности на транспорте.

Приоритетными для публикации остаются материалы, отражающие результаты практического применения передовых технологий, методов и инженерных решений.

Журнал открыт для публикаций рекламного характера, отражающих новейшие достижения в области проектирования, применения и развития технических систем и процессов, в области их эффективности, надежности и безопасности.

В 2022 году журнал «Надежность» («Dependability») так же, как и прежде, будет издаваться на двух языках: русском и английском. Читателям с помощью сайта www.dependability.ru предоставляется возможность ознакомиться с электронной версией номеров журнала. При этом все номера журнала будут выпускаться также в бумажной форме.

Редколлегия и редакционный совет журнала продолжают работу по повышению научно-технического уровня журнала. Публикации журнала включены в базу данных цитирования РИНЦ, а также в международную базу данных Scopus. Согласуется включение материалов журнала в международную базу данных и систему цитирования Web of Science (WoS).

Редколлегия призывает авторов и читателей активно участвовать в жизни журнала – ваши замечания и предложения будут способствовать повышению качества, научного и прикладного уровня журнала.

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

Анализ влияния использования информационной избыточности на показатели надежности распределенных информационных систем

Владимир В. Кульба¹, Сергей К. Сомов^{1*}, Алексей Б. Шелков¹

¹Федеральное государственное бюджетное учреждение науки Институт проблем управления им. В.А. Трапезникова Российской академии наук, Москва, Российская Федерация

*ssomov2016@ipu.ru



Владимир В. Кульба



Сергей К. Сомов



Алексей Б. Шелков

Резюме. Цель. В работе анализируется влияние информационной избыточности на показатели надежности функционирования распределенных автоматизированных информационных систем. Рассмотрена информационная избыточность в виде оперативного резерва и архивов магнитных носителей, размещенных в узлах системы. **Методы.** Используются понятия теории вероятностей и Марковских процессов. **Результаты.** Проанализированы показатели надежности функционирования распределенных информационных систем и влияние на эти показатели оперативного и восстановительного резервирования массивов данных. Выполнен анализ эффективности использования трех стратегий оперативного резервирования в распределенных системах. **Выводы.** Использование информационной избыточности значительно увеличивает надежность и эффективность работы распределенных систем. В то же время данный вид избыточности требует некоторого увеличения эксплуатационных затрат.

Ключевые слова: распределенные информационные системы, резервирование и восстановление данных, отказы, сбои, показатели надежности информационных систем.

Для цитирования: Кульба В.В., Сомов С.К., Шелков А.Б. Анализ влияния использования информационной избыточности на показатели надежности распределенных информационных систем // Надежность. 2022. №1. С. 4-12. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2022-22-1-4-12>

Поступила 06.10.2021 г. / После доработки 07.02.2022 г. / К печати 18.03.2022 г.

Введение

В настоящее время информационные технологии стали ключевым элементом инфраструктуры организационного управления, позволяющим повысить его эффективность, минимизировать затраты различных ресурсов, стимулировать рост производительности труда и других показателей эффективности управления.

Надежность функционирования любой автоматизированной информационной системы существенно зависит от уровня сохранности используемых в ней данных. Проблема обеспечения высокого уровня надежности системы и сохранности используемых ей данных особо актуальна для крупномасштабных территориально-распределенных многоуровневых систем различного назначения, к которым можно отнести большинство современных информационных систем российских железных дорог, как, например, система КАСАНТ – комплексная автоматизированная системы учета, контроля устранения отказов технических средств и анализа их надежности [1].

Объединение сотен и тысяч компьютеров каналами связи в крупномасштабные компьютерные сети различного масштаба и топологии позволило создать на их основе распределенные автоматизированные информационные системы (РАИС), которые по сравнению с локальными системами, приобрели качественно иные особенности и возможности [2, 3].

В частности, на сохранность данных, размещенных на многочисленных устройствах хранения, могут оказывать влияние различные негативные факторы [4]. Такими факторами могут быть: ошибки и неисправности [5] компьютерного оборудования, ошибки программного обеспечения, ошибки оператора при несоблюдении им требований инструкций и регламентов. Ошибки в работе устройств хранения данных могут привести к искажению и даже потере данных, к сбою в работе отдельных или нескольких узлов сети, а в серьезных случаях возможен отказ всей распределенной системы. В этом случае могут потребоваться большие затраты ресурсов и времени для восстановления разрушенных или искаженных данных.

Использование информационной избыточности в распределенных информационных системах является одним из эффективных методов обеспечения высокого уровня сохранности данных и надежности работы таких систем. В настоящее время информационная избыточность широко используется в виде двух типов резервирования данных [3, 6]:

- оперативное резервирование, которое заключается в создании оперативного резерва (ОР) данных из некоторого множества копий и/или предысторий массивов данных, которые используются для повышения надежности процессов обработки распределенной системой поступающих запросов при возникновении ошибок в данных или их частичной потере в процессе обработки запросов;

- восстановительное резервирование, которое заключается в создании специального восстановительного резерва (ВР) данных, который используется только для восстановления оперативных данных в случае их разрушения или возникновения в них ошибок.

Во-вторых, так как рассматриваемые информационные системы имеют распределенную в геопространстве топологию, то можно применять два основных способа хранения двух типов резерва: централизованное и децентрализованное. При централизованном хранении резерв размещается в одном, центральном узле системы. При децентрализованном варианте резерв данных размещается в нескольких узлах системы, выбранных в соответствии с некоторым алгоритмом размещения резерва [6].

В-третьих, наличие большого количества узлов в системе предоставляет возможности использования множества различных вариантов размещения резерва в узлах сети, что обуславливает большую сложность выбора наилучшего варианта. Это приводит к необходимости постановки и решения задачи поиска оптимального варианта размещения резерва.

В-четвертых, при поиске наилучшего варианта распределения резерва по узлам сети необходимо учитывать различные параметры самой сети. Такие, как: пропускная способность каналов связи, трафик и средняя задержка сообщений, стоимость использования компьютеров и каналов сети и т.д.

Стратегии оперативного и восстановительного резервирования данных

В настоящее время для обеспечения сохранности данных используются три стратегии оперативного резервирования ОР, которые учитывают особенности их использования в информационных системах [3]:

Стратегия I. В соответствии с данной стратегией создается и затем используется резерв из определенного количества копий массива постоянных (редко изменяемых) данных. Обработка каждого запроса к данным массива начинается с использования основного массива. Если массив при этом разрушен, то обработка запроса продолжается с использованием данных первой его копии и т.д.

Стратегия II. В данной стратегии используется резерв из некоторого количества предысторий массивов с часто изменяемыми данными. Предыстория массива AP_i это его точная копия, созданная в момент времени t_i ($i = 1, N$) и журнал изменений данных массива, произошедших в интервале времени $(t_i + \Delta t)$. В случае, если основной массив разрушен, то для его восстановления используется предыстория AP_N . Если эта предыстория разрушается в процессе восстановления, то она восстанавливается с помощью предыстории $AP_{(N-1)}$.

Стратегия III. Данная стратегия смешанная и использует для восстановления разрушенного основного

массива сначала копии массива (согласно стратегии I), а в случае разрушения всех копий переходит к использованию резерва из предысторий (согласно стратегии II).

Использование ОР существенно увеличивает надежность работы распределенной системы при обработке запросов, но не исключает полностью возможность разрушения самого ОР. Для восстановления разрушенного ОР используется восстановительный резерв данных (ВР). Есть два основных варианта использования ВР [6]:

1) Первый вариант применяется при децентрализованном размещении ОР в нескольких узлах системы. В случае разрушения ОР в некотором узле системы он восстанавливается с помощью другого неразрушенного экземпляра ОР, расположенного в ближайшем узле. В этом случае этот ОР используется в качестве ВР.

2) Второй вариант предусматривает использование специального ВР – архива магнитных носителей (АМН). АМН используется исключительно для обработки запросов на восстановление разрушенного ОР. АМН может быть размещен в одном узле сети или несколько его копий могут быть размещены в нескольких узлах.

В статье рассматриваются две стратегии восстановления разрушенного ОР – В-1 и В-2, которые позволяют существенно повысить уровень сохранности данных в распределенных системах [7]. Согласно стратегии В-1 все копии массивов данных, которые необходимы для восстановления ОР, создаются последовательно на основе данных из ВР. Вторая стратегия В-2 отличается от первой тем, что при получении очередной копии используются данные не только из ВР, но и все ранее полученные копии восстанавливаемого массива данных.

Показатели надежности работы РАИС, использующей оперативный резерв для восстановления разрушенных данных

Рассмотрим основные показатели надежности функционирования РАИС, в которой для повышения надежности ее работы используется только оперативное резервирование, без использования АМН.

С точки зрения надежности, функционирование РАИС, в узлах которой расположен оперативный резерв данных, можно представить как процесс переходов такой системы в пространстве возможных состояний. Переходы системы из одного состояния в другое происходят в результате отказов узлов системы, обрабатывающих поступающие запросы к данным, и/или после восстановления работоспособности ранее отказавших узлов. Таким образом, состояние РАИС в любой момент времени можно охарактеризовать количеством отказавших и количеством работоспособных узлов.

При обработке в некотором узле системы запроса к данным ОР этого узла может быть разрушен. В итоге узел становится неработоспособным и в дальнейшем не может обрабатывать поступающие запросы. Переход узла в такое состояние будем считать отказом узла. Так

как в рассматриваемой системе не используется восстановительное резервирование, то отказавший узел будет далее находиться в таком состоянии. Предположим, что после отказа узла все поступающие в него запросы будут равномерно распределяться для обработки между всеми оставшимися на этот момент работоспособными узлами системы с ОР. В случае отказа всех узлов с резервом, система не сможет обрабатывать поступающие запросы. Такое состояние РАИС будем также трактовать как отказ системы.

Обозначим через M количество узлов РАИС с размещенным в них оперативным резервом, а через H – множество всех состояний РАИС. Множество H состоит из следующих элементов: H_0 – работоспособны все узлы системы, H_m – отказ m -го узла, H_{mn} – отказ узлов m и n , $H_{1,2,\dots,M}$ – отказали все M узлов системы с ОР данных и система не работоспособна.

Тогда множество H всех состояний системы и его мощность $|H|$ будут равны:

$$H = \{H_0, H_1, \dots, H_M, H_{1,2}, \dots, H_{1,2,\dots,M}\}, |H| = \sum_{i=0}^M C_M^i = 2^M.$$

Система может находиться в каждый момент времени t только в одном состоянии $\xi(t) = H(t) \in H$. Будем считать, что РАИС может оставаться в исходном состоянии или переходить в другое состояние через равные промежутки времени. По истечении каждого очередного такого промежутка времени с некоторой вероятностью система либо переходит в другое состояние (отказал один или несколько узлов одновременно), либо система остается в прежнем состоянии (ни один из узлов системы не отказал). Такие переходы между возможными состояниями системы называются шагами случайного процесса. Обозначим через $\xi(t)$, $t \geq 0$ случайную величину, описывающую процесс переходов системы из одного состояния в другое.

Предположим, что в момент времени t система находится в состоянии $\xi(t)$. Допустим, что узел j за единичный интервал времени обрабатывает $\lambda_j(t)$ запросов при условии, что система находится в состоянии $\xi(t)$.

Допустим также, что в начальный момент t_0 времени система полностью работоспособна и в ней нет отказавших узлов. Через $\xi(t_0) = H(t_0)$ обозначим исходное работоспособное состояние системы в момент времени t_0 , а через $\lambda_j^0 = \lambda_j(t_0)$ – число запросов, которое узел j обрабатывает в момент времени t_0 .

По истечении некоторого периода времени функционирования системы работоспособный узел j в момент времени t будет обрабатывать $\lambda_j(t)$ запросов:

$$\lambda_j(t) = \lambda_j^0 + M_p^{-1}(t) \sum_{i \in I_o(t)} \lambda_i^0. \quad (1)$$

В формуле (1) $I_o(t)$ – это множество номеров узлов системы, отказавших к моменту времени t , а $M_p(t) = M - |I_o(t)|$ – это количество узлов системы с размещенных в них резервом, которые работоспособны в момент времени t .

При обработке одного запроса в узле j может произойти отказ с вероятностью Q_j . Тогда для единичного интервала времени $(t, t + 1)$ вероятность $\tau_j(t)$ отказа узла j и вероятность $\beta_j(t)$ безотказной работы узла будут соответственно равны:

$$\tau_{j(t)} = 1 - P_j^{\lambda_j(t)}; \beta_j(t) = 1 - \tau_{j(t)} = P_j^{\lambda_j(t)}; P_j = 1 - Q_j. \quad (2)$$

Пронумеровав последовательно все элементы множества H , получим множество S состояний системы, состоящее из аналогичного количества элементов:

$$H = S = \{S_0, S_1, \dots, S_M, S_{M+1}, \dots, S_N\}, \quad N = 2^M.$$

Представленный выше процесс переходов системы из одного состояния в другое – это однородный процесс, так как будущее состояние системы не зависит от истории ее предыдущих переходов, но зависит только от текущего ее состояния [8, 9]. Тогда можно утверждать, что условная вероятность $P\{\xi(t) = S_j / \xi(u) = S_i\}$ того, что система в момент времени t находится в состоянии S_j при том условии, что система в момент времени u находилась в состоянии S_i , будет равна:

$$P\{\xi(t) = S_j / \xi(t_1) = S_i, \dots, \xi(t_n) = S_i, \xi(t_u) = S_i\} = \\ = \{ \xi(t) = S_j / \xi(t_u) = S_i \} = p_{ij}(t - u).$$

При этом: $u > t_n > \dots > t_1; t > u; i, j \in \{0, 1, \dots, N\}$.

То есть, условная вероятность $P\{\xi(t) = S_j / \xi(u) = S_i\}$ не зависит от моментов времени t и u , а зависит от расстояния $(t-u)$ между этими моментами. Следовательно, данная условная вероятность зависит от интервала времени, прошедшего от момента времени u до момента t .

Предположим, что $p_{ij}(t-u)$ – это условная вероятность такого события, которое соответствует переходу системы из состояния S_i в состояние S_j за интервал времени, равный $(t-u)$. Допустим, что переходы системы из одного состояния в другое происходят за единичный интервал времени. Тогда разница между моментами времени t и u будет равна 1 ($t-u=1$), а условная вероятность $p_{ij}(t-u) = p_{ij}(1) = p_{ij}$ – это переходная вероятность системы для состояний S_i и S_j .

Значения p_{ij} переходных вероятностей рассматриваемого процесса будут рассчитываться по формуле:

$$p_{ij} = \begin{cases} 0, \text{ при } (i < j) \text{ или когда } \xi(t) = S_j \neq S_i = \xi(t-1) \\ u |I_0(t)| = |I_0(t-1)|; \\ \prod_{n \in R} \tau_n(S_i) \left[\prod_{n \in R} \beta_n(S_i) \right]^{-1} \prod_{n \in I_p(S_i)} \beta_n S_i, \text{ в остальных случаях.} \end{cases} \quad (3)$$

В формуле (3) использованы следующие обозначения: $I_0(t)$ – множество номеров узлов системы, которые отказали к моменту времени t ;

$I_p(S_i)$ – множество номеров работоспособных узлов системы, находящейся в состоянии S_i ;

$\tau_n(S_i)$ – вероятность отказа узла n за единицу времени, когда система в состоянии S_i ;

$R = [I_0(S_i) - I_0(S_j)]$ – множество номеров узлов, отказавших за переход системы за один шаг между двумя состояниями;

$I_p(S_i)$ – множество номеров узлов, работоспособных при состоянии S_i системы.

$$\beta_n(S_i) = \tau_n(S_i).$$

В рассматриваемом процессе переходы системы между различными состояниями можно формально представить в виде ориентированного графа. Состояния системы в графе представляются его вершинами, а ориентированные дуги соответствуют переходам системы между состояниями (вершинами графа).

На рис. 1 представлен пример ориентированного графа случайного процесса переходов системы. Система состоит из $M = 2$ узлов с множеством состояний: $S_0 = H_0$; $S_1 = H_1$; $S_2 = H_2$; $S_3 = H_{1,2}$; $\xi(t_0) = S_0$.

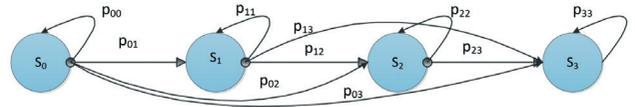


Рис. 1. Граф процесса случайных переходов для системы из 2-х узлов.

Так как отказавшие узлы в рассматриваемом случае не восстанавливаются, то систему можно считать невозстанавливаемым объектом, который имеет конечное множество работоспособных состояний и одно состояние полного отказа [8, 9]. А сам процесс переходов системы между разными состояниями является поглощающей цепью Маркова с дискретным временем [9, 10].

Рассмотрим следующие важные показатели надежности системы: T_1 – среднее время работы системы до отказа; $Q(t, t_0)$ и $Q(t, t+t_0)$ – вероятность отказа системы в интервалах времени $[0, t_0]$ и $[t, t+t_0]$; $P(t_0)$ и $P(t, t+t_0)$ – вероятность безотказной работы системы в интервалах времени $[0, t_0]$ и $[t, t+t_0]$.

Перечисленные показатели надежности получим и проанализируем на примере системы, функционирующей на основе однородной полностью связанной вычислительной сети (для ситуации неоднородной сети получение и анализ показателей производится аналогично с помощью формул (1)–(3)).

Обозначим через $S = \{S_0, S_1, \dots, S_N\}$ множество всех состояний системы, у которой множество узлов с оперативным резервом равно N . Через S_j обозначим такое состояние системы, в котором отказали j узлов с оперативным резервом. Пусть начальная интенсивность запросов, обрабатываемых каждым из узлов системы, находящейся в состоянии S_0 , будет равна λ_0 . А интенсивность запросов, обрабатываемых узлами сети, работоспособными в состоянии S_j системы, обозначим как λ_j . Тогда в соответствии с формулой (1) получим следующую формулу для расчета λ_j :

$$\lambda_j = \lambda_0 + \lambda_j (N - j)^{-1} = \lambda_0 N (N - j)^{-1}. \quad (4)$$

Вероятность τ_j того, что за единичный интервал времени откажет один из узлов сети, находящейся в

состоянии S_j , с учетом формулы (2) будет вычисляться следующим образом:

$$\tau_j = 1 - p^\lambda. \quad (5)$$

Переходные вероятности для рассматриваемой сети с учетом (3) будут вычисляться по следующей формуле:

$$P_{ij} = \begin{cases} 0, & \text{при } i < j; \\ C_{N-j}^{j-i} \tau_i^{j-i} \beta_i^{N-j}, & \text{при } 0 \leq i \leq j \leq N. \end{cases} \quad (6)$$

Так как в системе не используется восстановительное резервирование, то отказавший узел не восстанавливается, и система через какое-то время перейдет в состояние S_N , в котором все узлы системы будут неработоспособны. Причем $p_{NN}=1$, так как S_N – это поглощающее состояние.

Таким образом, в результате имеется матрица вероятностей $P=P_{ij}$ переходов системы между состояниями, известно S_0 начальное состояние системы, система имеет одно поглощающее состояние S_N и множество $\{S_0, S_1, \dots, S_{N-1}\}$ работоспособных состояний системы. Тогда можно утверждать, что имеется поглощающая цепь Маркова с дискретным временем. Для нее определено множество $S^1 = \{S_0, S_1, \dots, S_{N-1}\}$ невозвратных состояний. Т.е. множество состояний работоспособности системы, в которых не все узлы отказали. А также одноэлементное множество поглощающих состояний $S^2 = \{S_N\}$ (когда все узлы системы находятся в неработоспособном состоянии).

Так как цепь Маркова имеет одно поглощающее состояние, то через какое-то время она из начального состояния обязательно попадет в это поглощающее состояние. Определим, за какое среднее количество n_{ij} шагов цепь будет находиться в одном из невозвратных состояний $S_i \in S^1$ до поглощения при условии, что состояние S_i было ее начальным состоянием. Каждый шаг по переходу из состояния в состояние совершается системой за единичный интервал времени. Следовательно, величину n_{ij} можно рассматривать как среднее время нахождения системы в состоянии S_j до момента поглощения при условии, что S_i было начальным состоянием системы. Само начальное состояние S_i приносит в значение n_{ij} вклад, который равен 1 при $i=j$ и 0 в остальных случаях, т.е.:

$$\delta_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{при } i = j; \\ 0, & \text{при } i \neq j. \end{cases}$$

В состоянии S_m цепь переходит за один шаг из состояния S_i с вероятностью p_{im} . Если предположить, что $S_m \in S^2$, то в состоянии S_j цепь не попадет никогда. Если же $S_m \in S^1$, то в течение n_{mj} шагов цепь будет находиться в состоянии S_j . Следовательно, мы можем записать:

$$n_{ij} = \delta_{ij} + \sum_{S_m \in S^1} p_{im} n_{mi}.$$

Данное равенство в матричной форме выглядит так:

$$\tilde{N} = I + \tilde{Q}\tilde{N} \text{ или } (I - \tilde{Q})\tilde{N} = I.$$

В этой формуле $I = \delta_{ij}$ – это единичная матрица, соответствующая символу Кронеккера, размерности $(N \times N)$; \tilde{Q} – это матрица размерности $(N \times N)$, которая описывает

поведение цепи во множестве невозвратных состояний S^1 . Она получается из матрицы $P=p_{ij}$ путем удаления из нее последнего столбца и последней строки.

Фундаментальную матрицу \tilde{N} для поглощающей цепи Маркова получим, умножив слева на $(I - \tilde{Q})^{-1}$ обе части выше приведенного равенства [10]:

$$\tilde{N} = (I - \tilde{Q})^{-1}. \quad (7)$$

Определим среднее время t_i пребывания цепи во множестве состояний S^1 , используя матрицу \tilde{N} , с учетом того, что начальным состоянием цепи является состояние S_i . Очевидно, что $t_i=0$ при $S_i \in S^2$. Следовательно:

$$t_i = \sum_{S_j \in S^1} n_{ij}; \quad S_i \in S^1. \quad (8)$$

Справедливость формулы (8) следует из того, что она основывается на том, что время пребывания цепи во множестве состояний S^1 равно сумме случайных величин. Или, другими словами, равно результату сложения каждого из отдельных времен пребывания цепи в каждом из невозвратных состояний множества S^1 . Более того, значение средней суммы случайных величин всегда равно сумме средних значений величин, входящих в данную сумму [11].

Как было ранее определено, $p_{ij}(n)$ – это вероятность перехода системы из состояния S_i в состояние S_j за n шагов. Затем, с учетом формулы полной вероятности, мы получим, что эта вероятность будет вычисляться по формуле:

$$p_{ij}(n) = \sum_{S_m \in S^1} P_{im} p_{mj}(n-1); \quad p_{mj}(0) = \delta_{mj}.$$

Полученная формула в матричной форме будет выглядеть следующим образом: $P(n) = P^n$. Т.е. матрица вероятностей переходов системы за n шагов равна n -й степени матрицы переходных вероятностей системы.

На интервале времени от 0 до t_0 система совершит t_0 шагов, так как за единичный интервал времени система выполняет один шаг процесса переходов. Тогда, с учетом того, что, $p_{0N}(n)=0$ при $n < N$, мы получим, что

$$P(t_0) = 1 - \sum_{n=N}^{t_0} p_{0N}(n); \quad Q(t_0) = \sum_{n=N}^{t_0} p_{0N}(n).$$

По формуле условной вероятности вероятность $P(t, t+t_0)$ безотказной работы системы на интервале от t до $(t+t_0)$ определяется как $P(t+t_0) = P(t+t_0)/P(t)$. Из этого следует, что вероятность $Q(t+t_0)$ отказа системы на интервале времени от t до $(t+t_0)$ будет равна $Q(t+t_0) = 1 - P(t+t_0)/P(t)$.

С использованием формулы (8) определим значение среднего времени T_1 функционирования системы до отказа. Так как в нашей системе начальное состояние – S_0 , а поглощающее состояние – S_N , то искомое время T_1 определится по формуле

$$T_1 = t_0 = \sum_{S_j \in S^1} n_{0j} = \sum_{j=0}^{N-1} n_{0j}.$$

Если для рассматриваемой цепи Маркова вычислить в соответствии с формулой (7) матрицу $\tilde{N} = n_{ij}$, мы получим:

$$n_{ij} = \begin{cases} 0, & \text{при } j < i; \\ \prod_{m=i}^{j-1} p_{m,m+1} \left[\prod_{n=i}^j (1-p_m) \right]^{-1}, & \text{при } i \leq j. \end{cases}$$

Так как при этом $n_{ii} = (1-p_{ii})^{-1}$, то мы получим, что среднее время T_1 функционирования системы до отказа равно:

$$T_1 = \prod_{j=0}^{N-1} \prod_{m=0}^{j-1} p_{m,m+1} \left[\prod_{n=i}^j (1-p_m) \right]^{-1}.$$

Сделаем предположение о том, что параметры системы и величина единичного интервала времени таковы, что вероятность события, заключающегося в одновременном отказе двух и более узлов в системе близка к нулю, т.е.:

$$p_{jj} + p_{j,j+1} \gg \sum_{n=2}^{N-j} p_{j,j+n}; \quad (p_{jj+p_{j,j+1}} = 1). \quad (9)$$

С учетом этого предположения рассмотрим величину T_1 среднего времени функционирования системы до отказа. На рис. 2 показан граф переходов для системы, соответствующий рассматриваемым предположениям.

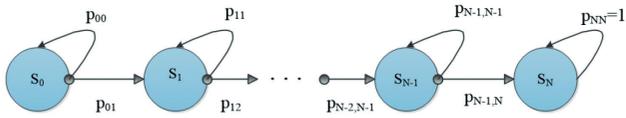


Рис. 2. Граф случайного процесса переходов системы во множестве состояний S

Определив матрицу \tilde{N} с использованием формулы (7), получим, что: $n_{ij} = 1$ при $i > j$ и $n_{ij} = p_{j,j+1}^{-1}$ при $i \leq j$. Тогда среднее время T_1 работы системы до отказа равно:

$$T_1 = \sum_{j=0}^{N-1} p_{j,j+1}^{-1} = \sum_{j=0}^{N-1} (1-p_{jj})^{-1}.$$

Рассмотрим вероятности ρ_{jj}^γ ($\gamma = I, II, III$) события, которое заключается в том, что система за единичный интервал времени не покинет состояние S_j . При условии, что в узлах системы используется ОР, созданный в соответствии с одной из трех стратегий оперативного резервирования ($\gamma = I, II, III$). Докажем, что для рассматриваемых вероятностей справедливо соотношение (10)

$$\rho_{jj}^I > \rho_{jj}^{III} > \rho_{jj}^{II}. \quad (10)$$

С учетом формул (4)–(6) мы получим:

$$\rho_{jj} = \beta_j^{(N-j)} = p^{\lambda N}; \quad j = 0, 1, \dots, (N-1). \quad (11)$$

В работе [7] было доказано, что в случае создания ОР с помощью трех стратегий оперативного резервирования ($\gamma = I, II, III$), для вероятностей P^γ успешной обработки запросов (при не разрушении ОР узла, в котором обрабатывается запрос) справедливо соотношение:

$$P^I > P^{III} > P^{II}.$$

Тогда справедливо и соотношение (10), и выражение для T_1^γ среднего времени функционирования системы до ее отказа:

$$T_1^I > T_1^{III} > T_1^{II}.$$

Последние полученные результаты можно сформулировать как следующее утверждение.

Утверждение 1. Использование стратегии I резервирования для создания ОР в распределенных системах, не использующих восстановительное резервирование, обеспечивает наибольшее среднее время функционирования таких систем до отказа по сравнению с остальными стратегиями оперативного резервирования (стратегии II, III).

Величина $P(t_0)$ вероятности безотказной работы системы в интервале времени $[0, t_0]$ с учетом формулы (9) для рассматриваемого варианта распределенной системы, т.е. без использования восстановительного резервирования, будет равна:

$$P(t_0) = 1 - p_{0N}(N) \sum_{n=0}^{t_0-N} B^n;$$

$$\text{где: } p_{0N}(N) = \prod_{i=0}^{N-1} p_{i,i+1} = (1 - p^{\lambda N})^N;$$

$$B = \sum_{i=0}^{N-1} p_{ii} = N p^{\lambda N}.$$

Причем $P(t_0) = 0$ при $t_0 < N$.

Показатели надежности работы РАИС, использующей архивы магнитных носителей для восстановления разрушенных данных

Рассмотрим показатели надежности функционирования РАИС, которая использует восстановительное резервирование на основе архивов магнитных носителей.

Архив магнитных носителей представляет собой специальный набор или несколько наборов из некоторого множества копий и/или предысторий массивов данных. АМН хранится в одном узле (централизованный вариант архива) системы или в нескольких узлах в случае децентрализованного хранения нескольких идентичных копий архивов магнитных носителей. [12]. АМН применяются исключительно для восстановления ОР, разрушенного в одном или нескольких узлах распределенной системы, и повышают тем самым надежность системы.

Предположим, что при обработке в узле с АМН запроса на восстановление разрушенного оперативного резерва с некоторой вероятностью может произойти отказ самого узла с АМН. С учетом такой возможности выполним анализ показателей надежности функционирования РАИС, которая использует восстановительное резервирование в виде архивов магнитных носителей, которые сами могут быть в состоянии отказа.

При обработке запроса к данным в узле с ОР он может быть разрушен, в результате чего происходит отказ этого узла. Восстановление работоспособности отказавшего узла производится с помощью одной из двух восстановительных стратегий: В-1 или В-2, использующих АМН.

Под отказом всей системы РАИС будем понимать такое состояние системы, когда отказали все узлы системы с ОР и отказали все АМН.

В состоянии отказа РАИС не способна обрабатывать поступающие запросы к данным и у нее нет возможности восстановить работоспособность узлов с ОР из-за отказа всех АМН.

Допустим, что справедливы следующие несколько предположений: 1) запросы, поступающие в отказавший узел с ОР, не переадресуются в работоспособные узлы и не обрабатываются до момента восстановления узла; 2) в случае отказа узла с АМН он не восстанавливается; 3) все поступающие в отказавший узел с АМН запросы на восстановление узлов с разрушенным ОР, равномерно распределяются и переадресуются в другие работоспособные узлы с АМН; 4) запросы на восстановление отказавших узлов с ОР равномерно распределяются между всеми работоспособными узлами с АМН.

Для описания работы такой РАИС будем использовать однородную поглощающую цепь Маркова с дискретным временем. Предположим, что параметры системы таковы, что вероятность отказа одновременно более одного узла с ОР или более АМН за единичный интервал работы системы близка к нулю. С учетом данного предположения определим множество H состояний информационной системы $H = \{H_{m,n}\}$, $m = 0, M, n = 0, N$.

Состоянию $H_{m,n}$ соответствует такое состояние РАИС, при котором в системе в состоянии отказа находятся m архивов магнитных носителей и n узлов с ОР. Предположим, что из состояния $H_{m,n}$ система за единичный интервал времени функционирования (за один шаг Марковского процесса) может перейти при $n=0$ в состояние $H_{m+1,0}$. А при $m = M$ система переходит в состояние $H_{M,n+1}$ или же система может остаться в исходном состоянии. С учетом сделанных выше предположений граф процесса переходов системы будет иметь вид, представленный на рис. 3а.

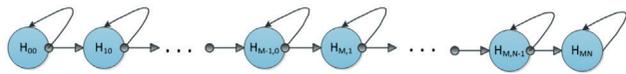


Рис. 3а. Граф переходов распределенной системы в множестве H возможных состояний

На основе множества состояний H построим множество состояний $S = \{S_i\}$, $i = 1, K$, $K=M+N-1$, где $S = \{S_i\}$, $(i = 1, K, k = M + N - 1)$. Элементу S_i множества S при $0 \leq i < M$ соответствует состояние $H_{i,0}$, а при $i=M$ состояние $H_{M,1}$, и при $M < i \leq K$ состояние $H_{M,i}$. Построенному множеству S соответствует граф переходов системы, представленный на рис. 3б.

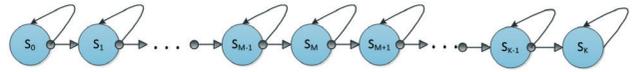


Рис. 3б. Граф переходов распределенной системы во множестве S возможных состояний

Допустим, что система с вероятностью p_{ij} может за один шаг процесса перейти из состояния S_i в состояние S_j . С учетом сделанных предположений можно утверждать, что:

$$p_{ij} \neq 0 \text{ при } i=j \text{ или } j=i+1, p_{kk}=1 \text{ и } p_{ii} + p_{i,i+1} = 1 \text{ при } 0 \leq i \leq K-1.$$

Допустим, что в системе за единичный интервал времени в каждый из N узлов с оперативным резервом поступает λ запросов к данным. Каждый узел в процессе обработки одного запроса может отказать с вероятностью $Q=1-P$ или с вероятностью P успешно его обработать. Поскольку мы предположили, что все запросы на восстановление узлов с ОР распределяются среди работоспособных узлов с АМН равномерно, то, если система находится в состоянии S_0 , в каждый узел, имеющий АМН, поступает μ_0 запросов на восстановление за единичный интервал времени работы системы:

$$\mu_0 = \lambda Q N M^{-1}.$$

С другой стороны, в процессе обработки запроса на восстановление ОР сам АМН может быть разрушен с вероятностью $Q_A=1-P_A$. Здесь P_A – вероятность успешной обработки в узле с АМН запроса на восстановление ОР. При отказе узла с АМН поступающие в него запросы на восстановление ОР начинают равномерно распределяться между оставшимися в работоспособном состоянии другими узлами с АМН.

Предположим, что система находится в состоянии S_i ($i = 1, M-1$), тогда в каждый узел с АМН за единичный интервал времени поступает μ_i запросов на восстановление разрушенных оперативных резервов в узлах сети:

$$\mu_i = \mu_0 + i\mu_0 (M-i)^{-1} = \mu_0 M (M-i)^{-1}.$$

Тогда работоспособный АМН, находящийся в состоянии S_i , за единичный интервал времени может отказать с вероятностью φ_i . Вероятность φ_i равна $\varphi_i = 1 - P_A^{\mu_i}$. С другой стороны, узел с АМН может успешно обработать запрос на восстановление ОР с вероятностью $\Psi_i = 1 - \varphi_i$. Переход системы за один шаг из состояния S_i в состояние S_{i+1} ($i = 1 = M-1$) происходит с вероятностью $p_{i,i+1}$, которая рассчитывается в соответствии со следующей формулой:

$$p_{i,i+1} = 1 - \Psi_i^{M-i} = 1 - P_A^{\mu_0 M} = 1 - P_A^{\lambda Q N};$$

$$p_{ii} = 1 - p_{i,i+1} = P_A^{\mu_0 M}. \tag{12}$$

С учетом полученных в предыдущем параграфе результатов, получим, что значение вероятности $p_{i,i+1}$ при $i = M, (K-1)$ будет равно:

$$p_{i,i+1} = 1 - p^{\lambda N}; \quad p_{ii} = p^{\lambda N}. \quad (13)$$

Предположим, что в случае, когда разрушены все узлы с АМН ($i \geq M$), отказавший узел с ОР не восстанавливается. Все поступающие в этот узел запросы к данным распределяются равномерно по оставшимся в работоспособном состоянии узлам с оперативным резервом.

Для рассматриваемого варианта распределенной системы в соответствии с формулой (7) и с учетом формул (12) и (13) получим фундаментальную матрицу $\tilde{N} = n_{ij}$ поглощающей цепи Маркова, в которой ее элемент равен:

$$n_{ij} = \begin{cases} 0, & \text{при } i > j; \\ p_{j,j+1}^{-1}, & \text{при } i \leq j. \end{cases}$$

Далее определим показатели надежности функционирования рассматриваемой системы, которая использует восстановительное резервирование в виде ненадежных АМН. Узлы с АМН могут выходить из строя при обработке запросов на восстановление разрушенного ОР в узлах системы. Такую распределенную систему можно рассматривать как невосстанавливаемый объект.

Предположим, что система находится в начальном состоянии S_0 . Тогда можно утверждать, что среднее время T_1 функционирования распределенной системы до отказа равно среднему времени, которое система проведет во множестве $S^1 = \{S_0, \dots, S_{K-1}\}$ невозвратных состояний. Формула для расчета времени T_1 представлена ниже:

$$T_1 = \sum_{j=0}^{K-1} n_{0j} = \sum_{j=0}^{K-1} p_{j,j+1}^{(K-1)}$$

С учетом формул (12) и (13) формула для расчета T_1 преобразуется к следующему виду:

$$T_1 = \sum_{j=0}^{M-1} [1 - P_A^{\lambda Q N}]^{-1} + \sum_{j=0}^{K-1} (1 - P^{\lambda N})^{-1}$$

Для двух восстановительных стратегий В-1 и В-2 в работе [7] было доказано следующее неравенство $P_A^{B-1} < P_A^{B-2}$, из которого следует, что справедливо следующее аналогичное неравенство для среднего времени работы системы до отказа:

$$T_1^{B-1} < T_1^{B-2}.$$

Из этого неравенства следует справедливость следующего утверждения.

Утверждение 2. Применение восстановительной стратегии В-2 в распределенных системах, использующих АМН, обеспечивает среднее время работы системы до отказа большее, чем восстановительная стратегия В-1.

В работе [7] было доказано, что в случае создания ОР с помощью трех стратегий оперативного резервирования

($\gamma = I, II, III$), для вероятностей P^γ успешной обработки запросов (при не разрушении ОР узла, в котором обрабатывается запрос) справедливо соотношение, показанное ниже.

$$P^I > P^{III} > P^{II}.$$

Если ОР в узлах распределенной системы создан при использовании одной из трех стратегий резервирования, с параметрами резервирования ($x_i > 1, 0 < q_i < 1/2$), то в соответствии с результатами работы [7] для вероятности ($P=1-Q$) успешной обработки запросов к данным в узле i справедливо соотношение:

$$P_i^I(x_i) > P_i^{III}(x_i) > P_i^{II}(x_i).$$

С учетом данного соотношения доказывается справедливость следующего неравенства:

$$T_1^I > T_1^{III} > T_1^{II}.$$

Полученные результаты сформулируем в форме следующего утверждения.

Утверждение 3. Применение стратегии I оперативного резервирования в распределенных информационных системах позволяет получить среднее время работы таких систем до отказа большее, чем при использовании стратегий II и III оперативного резервирования.

Рассмотрим вероятность $P(t_0)$ безотказной работы и вероятность $Q(t_0)$ отказа распределенной системы на интервале времени $[0, t_0]$.

На основе полученных ранее результатов получим, что:

$$P(t_0) = 1 - \sum_{n=K}^{t_0} p_{0,K}(n) = 1 - p_{0,K}(K) \sum_{m=0}^{t_0-K} B^m,$$

где:

$$p_{0,K}(K) = \prod_{i=0}^{K-1} p_{i,i+1} = [1 - P_A^{\mu_0 M}]^M [1 - P^{\lambda N}]^{(N-1)};$$

$$B = \sum_{i=0}^{K-1} p_{ii} = M P_A^{\mu_0 M} + (N-1) P^{\lambda N}.$$

На интервале времени $[0, t_0]$ система откажет с вероятностью $Q(t_0) = 1 - P(t_0)$. На интервале времени $[t, t+t_0]$ значения вероятности P безотказной работы системы и вероятности Q отказа системы будут рассчитываться в соответствии со следующими формулами:

$$P(t, t+t_0) = P(t+t_0) / P(t);$$

$$Q(t, t+t_0) = 1 - P(t, t+t_0).$$

Заключение

В статье рассмотрены методы повышения надежности функционирования распределенных автоматизированных информационных систем методами информационной избыточности. Проведен анализ эффективности

стратегий оперативного резервирования массивов данных в узлах распределенной системы и стратегий восстановления разрушенного ОР. Выполнен анализ влияния стратегий оперативного и восстановительного резервирования на такие показатели надежности функционирования РАИС, как среднее время работы системы до отказа, вероятность отказа системы и вероятность безотказной работы системы в заданном интервале времени. Доказано несколько утверждений связанных с эффективностью рассмотренных стратегий с точки зрения времени функционирования РАИС до отказа.

Приведенные в данной работе результаты могут быть использованы на этапах проектирования, создания и эксплуатации РАИС различного класса и назначения. Особую актуальность эти результаты могут иметь для таких крупномасштабных территориально-распределенных многоуровневых автоматизированных систем, как системы класса АСУ железнодорожного транспорта. Для таких систем проблемы обеспечения надежности функционирования и сохранности используемых ими данных приобретают особую важность и актуальность.

Библиографический список

1. Шерстюков О.С. Автоматизированная система учёта, контроля устранения отказов устройств и анализа их надёжности // Мировые тенденции развития науки, образования, технологий: сборник научных трудов по материалам Международной научно-практической конференции 11 июня 2021г. : Белгород : ООО Агентство перспективных научных исследований (АПНИ), 2021. С. 42-46. URL: <https://apni.ru/article/2543-avtomatizirovannaya-sistema-uchyota-kontrolya> (дата обращения: 05.02.2022).
2. Шубинский И.Б. Надежные отказоустойчивые информационные системы. Методы синтеза. М.: «Журнал Надежность», 2016. 546 с.
3. Информационное обеспечение систем организационного управления (теоретические основы): В 3-х частях / Под ред. Е.А. Микрина, В.В. Кульбы. М.: Изд-во физико-математической литературы, 2012. Ч.1: 464 с. Ч.2: 496 с. Ч.3: 528 с.
4. Восстановление данных [Электронный ресурс]. URL: <http://www.datarecovery.ru/datarecovery.htm> (дата обращения 10.09.2021).
5. Шубинский И.Б., Шебе Х. Ошибки, неисправности и отказы // Надежность. 2021. № 2. С. 24-27.
6. Сомов С.К. Сохранность информации в распределенных системах обработки данных. М.: ИПУ РАН, 2019. 254 с.
7. Кульба В.В., Сомов С.К., Шелков А.Б. Резервирование данных в сетях ЭВМ. Казань: Издательство казанского университета, 1987. 175 с.
8. Тихонов В.И. Случайные процессы. Примеры и задачи. Том 1 – Случайные величины и процессы: Учебное пособие для вузов / В.И. Тихонов, Б.И. Шахтарин, В.В. Сизых. М.: Горячая линия–Телеком, 2014. 400 с.

9. Розанов Ю.А. Случайные процессы. М.: Наука, 1979. 184 с.

10. Кемени Д., Снелл Д. Конечные цепи Маркова. М.: Мир, 1970. 271 с.

11. Коваленко И.Н., Филиппова А.А. Теория вероятностей и математическая статистика. М.: Высшая школа, 1978. 368 с.

12. Микрин Е.А., Сомов С.К. Анализ эффективности стратегий восстановления информации в распределенных системах обработки данных // Информационные технологии и вычислительные системы. 2016. № 3. С. 5–19.

Сведения об авторах

Владимир Васильевич Кульба – заслуженный деятель науки Российской Федерации, доктор технических наук, профессор, главный научный сотрудник, Федеральное государственное бюджетное учреждение науки Институт проблем управления им. В.А. Трапезникова Российской академии наук. Адрес: ул. Профсоюзная, 65, г. Москва, Российская Федерация, 117997, e-mail: kulba@ipu.ru.

Сергей Константинович Сомов – кандидат технических наук, старший научный сотрудник, Федеральное государственное бюджетное учреждение науки Институт проблем управления им. В.А. Трапезникова Российской академии наук. Адрес: ул. Профсоюзная, 65, г. Москва, Российская Федерация, 117997, e-mail: ssomov2016@ipu.ru.

Алексей Борисович Шелков – кандидат технических наук, ведущий научный сотрудник, Федеральное государственное бюджетное учреждение науки Институт проблем управления им. В.А. Трапезникова Российской академии наук. Адрес: ул. Профсоюзная, 65, г. Москва, Российская Федерация, 117997, e-mail: shelkov@ipu.ru.

Вклад авторов в статью

Кульба В.В. Автор идеи использования информационной избыточности для обеспечения сохранности данных и надежности работы информационных систем. Общее руководство и участие в подготовке статьи.

Сомов С.К. Выполнена постановка задачи исследования. Разработана формальная модель информационной системы, использующей оперативное резервирование данных и архивы магнитных носителей. Выполнен анализ модели, доказана справедливость утверждений, сформулированных в статье.

Шелков А.Б. Участие в подготовке раздела «Введение» статьи и в подготовке формальной модели системы. Консультирование по специфике информационных систем, используемых в РЖД.

Конфликт интересов

Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.

Оптимизация сроков планового ремонта методами стоимостной оценки

Сергей А. Смоляк, Федеральное государственное бюджетное учреждение науки Центральный экономико-математический институт Российской академии наук, Москва, Российская Федерация
smolyak1@yandex.ru



Сергей А. Смоляк

Резюме. Цель. Объектами рассмотрения являются технические системы (машины и оборудование), состояние которых в процессе работы ухудшается, однако может быть улучшено при проведении (капитального) ремонта. Объекты подвергаются случайным отказам. После очередного отказа объект можно отремонтировать или утилизировать. Необходимо назначить новому или прошедшему ремонт объекту срок очередного планового ремонта, а в отношении отказавшего объекта – принять решение о его внеплановом ремонте или утилизации. Мы решаем задачу оптимизации подобной ремонтной политики. При этом оказывается важным учесть влияние ремонтов, во-первых, при выборе подходящих измерителей состояния объекта, определяющих основные его эксплуатационные характеристики, и во-вторых, при достаточно адекватном описании динамики технико-экономических показателей объектов. **Методы.** Для назначения сроков проведения плановых ремонтов обычно строятся экономико-математические оптимизационные модели, чему посвящено огромное количество публикаций. В них используются разные критерии оптимальности: вероятность безотказной работы в течение заданного периода времени, средние затраты на ремонт за срок службы или в единицу времени и другие. Между тем, такого типа критерии не учитывают меняющуюся производительность деградирующих объектов и не в полной мере отвечают коммерческим интересам предприятий, владеющих объектами. Более адекватным в подобных задачах является критерий максимума ожидаемых суммарных дисконтированных выгод, принятый в теории оценки эффективности инвестиционных проектов и теории стоимостной оценки и ориентированный, в конечном счете, на максимизацию стоимости предприятия. Соотношения модели связывают поток приносимых объектом выгод с его основными характеристиками (опасностью отказов, операционными затратами, производительностью), которые, в свою очередь, зависят от состояния объекта. Состояние неремонтируемых объектов обычно характеризуется их возрастом (наработкой). Но у ремонтируемых объектов характеристики существенно меняются после ремонта, и их динамику в последние годы описывают различными моделями, используя предложенный Кидзимой показатель виртуального возраста (аналогичный показатель эффективного возраста давно уже используется при стоимостной оценке зданий, машин и оборудования). Это позволяет связать характеристики объектов в первом и последующих межремонтных циклах. Однако анализ показывает, что подобный показатель не позволяет учесть неустранимый физический износ ремонтируемых объектов. В статье предлагается иной подход к описанию состояния такого объекта, лишенный указанного недостатка. **Выводы.** Построена и проанализирована экономико-математическая модель оптимизации ремонтной политики, ориентированная на максимизацию рыночной стоимости владеющего объектом предприятия. Предложено описывать состояние объекта двумя показателями – возрастом в начале текущего межремонтного цикла и временем работы в текущем цикле. Упростить зависимости характеристик объекта от его состояния оказывается возможным, используя общую идею моделей Кидзимы, но более адекватно учитывая неустранимый физический износ объекта. Проведены экспериментальные расчеты, показывающие сокращение сроков плановых ремонтов с увеличением возраста машины в начале межремонтного цикла. Дана критическая оценка некоторых известных ремонтных политик.

Ключевые слова: срок службы технической системы, ремонтная политика, критерий оптимизации, деградация, модели Кидзимы, стоимостная оценка, доходный подход.

Для цитирования: Смоляк С.А. Оптимизация сроков планового ремонта методами стоимостной оценки // Надежность. 2022. №1. С. 13-19. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2022-22-1-13-19>

Поступила 14.10.2021 г. / После доработки 10.02.2022 г. / К печати 18.03.2022 г.

Основные определения. Постановка задачи

Рассматриваются серийно выпускаемые и обращающиеся на рынке технические системы (ТС, обычно это – машины и оборудование), работающие на предприятиях-участниках рынка, допускающие ремонт и подвергающиеся отказам. Их состояние в момент выпуска назовем *новым*. Все ТС, идентичные в новом состоянии, объединяются в одну *марку*. В статье исследуется процесс использования ТС одной и той же марки. ТС обладает полезностью для участников рынка и потому, согласно стандартам оценки [1], имеет определенную *рыночную стоимость* (РС), зависящую от состояния ТС. В процессе работы состояние ТС ухудшается за счет физического износа (деградации). Возможный отказ ТС приводит к потерям для предприятия. При отказе ТС необходимо либо утилизировать, либо подвергнуть аварийно-восстановительному ремонту. Повысить эффективность использования ТС можно, назначая ей сроки планового (капитального) ремонта, а также изменяя срок ее службы (т.е. момент утилизации). РС утилизируемой ТС называется *утилизационной* (*salvage value*) и обычно определяется как стоимость годных для дальнейшего использования ее элементов (узлов, деталей, металлолома) за вычетом затрат на демонтаж ТС и транспортировку ее элементов. Обычно такая стоимость невелика и мы (для упрощения изложения) будем считать ее нулевой. Выполняемая ТС работа также обладает полезностью для участников рынка и, также имеет определенную рыночную стоимость.

Выгоды от использования ТС в некотором периоде определяются как РС результатов его использования за вычетом осуществляемых в этом периоде затрат. Соответственно, выгоды от работы ТС равны РС этой работы за вычетом операционных затрат (в состав которых мы включаем и затраты на техническое обслуживание и текущий ремонт), а выгоды от утилизации ТС – нулевые.

Ремонт улучшает состояние ТС, устраняя некоторые последствия физического износа – тогда говорят об *устранимом* износе. Однако другие последствия накапливаются и, в конце концов, могут привести к выходу ТС из строя. Такой износ называют *неустранимым* [1, 2]. Срок службы ТС разбивается ремонтами на межремонтные циклы (МРЦ). *Назначенной длительностью* МРЦ называется срок, по окончании которого ТС, не отказавшая ранее в этом цикле, подлежит утилизации или плановому ремонту.

Под *ремонтной политикой* понимается правило назначения длительностей МРЦ и правило выбора решения в отношении ТС, оказавшихся в конце МРЦ (отказавших или достигших назначенного срока). Мы решаем задачу выработки оптимальной ремонтной политики для ТС одной марки. Для этого необходимо задать критерий оптимальности и описать изменение характеристик ТС в процессе ее использования. При этом, почти до конца статьи, мы будем предполагать отсутствие инфляции.

Критерий оптимальности

В многочисленных работах по теории надежности использовались различные критерии оптимальности, например, средние за срок службы количество или стоимость ремонтов, суммарные дисконтированные затраты [3] или эквивалентный им аннуитет [4, 5], отношение средних за срок службы затрат к среднему сроку службы [6]. Правда, как справедливо отмечается в [7], критерии оптимальности, как правило, выбирались без должных обоснований, в отрыве от интересов конкретного бизнеса.

Если рассматривать покупку и использование ТС как инвестиционный проект, то оптимальная ремонтная политика должна отвечать наилучшему его варианту, дающему наибольший ожидаемый чистый дисконтированный доход (NPV) [8, 9]. Аналогичный критерий используется и в стоимостной оценке имущества. Здесь основным видом стоимости считается *рыночная стоимость* (РС, *market value*). Определение этого понятия и комментарии к нему даются в стандартах оценки [1], и мы не будем их приводить. Укажем лишь, что РС объекта оценки на определенную дату (дату оценки) отражает одновременно цену объекта в сделке, совершаемой на дату оценки между независимыми и ведущими себя экономически рационально участниками рынка при определенных (указанных в стандартах оценки) условиях, и вклад объекта в РС владеющего им предприятия. Для определения РС объекта используются три подхода.

При сравнительном (рыночном) подходе РС объекта оценивается по данным о ценах сделок, совершаемых на дату оценки с аналогичными объектами.

При затратном подходе РС объекта оценивается по затратам, необходимым для его создания. Этот подход используется, в основном, для оценки зданий и сооружений, но применимость его ограничена стандартами оценки и, вообще, представляется спорной, особенно в отношении машин и оборудования [10, 11].

Доходный подход основан на принципе ожидания выгод, упомянутом, но подробно не раскрытом в [1]. Мы будем опираться на следующую его формулировку [12].

РС объекта оценки на дату оценки равна ожидаемой сумме дисконтированных выгод от его использования в прогнозном периоде и РС объекта в конце периода, если объект используется наиболее эффективно, и не меньше указанной ожидаемой суммы в противном случае. Конец прогнозного периода может выбираться произвольно, ибо РС объекта от него не зависит.

К этой формулировке необходимо сделать ряд важных комментариев.

1. Термин «ожидаемый» в условиях вероятностной неопределенности понимается как математическое ожидание (в [1] – «взвешенное по вероятностям»). В последующих формулах оно обозначается символом E .

2. Добавление РС объекта в конце периода можно трактовать и как выгоды от (виртуальной) продажи объ-

екта по РС в этот момент. При такой трактовке наиболее эффективное использование объекта может допускать и его продажу по РС в какой-то момент времени.

3. Согласно [1], выгоды должны для дисконтироваться по после- или доналоговой ставке в зависимости от того, включен ли при их исчислении налог на прибыль в состав затрат или нет. Мы принимаем второй вариант и дисконтируем выгоды по доналоговой ставке r .

Как видим, РС объекта отражает максимальное значение ожидаемых суммарных дисконтированных выгод (ОСДВ), отвечающее его наиболее эффективному использованию. С этих позиций критерием оптимальности ремонтной политики должны быть ОСДВ от использования ТС, что способствует росту стоимости предприятия. Прямо применить принцип ожидания выгод к оптимизации ремонтной политики затруднительно, поскольку РС единицы выполняемых ТС работ, обозначим ее B , обычно неизвестна. Здесь помогают следующие соображения. Рассмотрим ТС в начале использования (в момент времени 0). Ее РС K – известная величина, отражающая затраты на приобретение, доставку и монтаж. Пусть Π – некоторая ремонтная политика. При такой политике в момент t производительность ТС $Q(t)$ и интенсивность операционных затрат $C(t)$ будут случайными функциями времени. Случайными будут и моменты s_1, s_2, \dots проведения ремонтов (и, в общем случае, стоимости этих ремонтов R_1, R_2, \dots).

Ожидаемая сумма дисконтированных выгод от политики Π в этом случае составит

$$B_{\Sigma}(\Pi) = E \left\{ \int_0^{\infty} [BQ(t) - C(t)] e^{-rt} dt + \sum_i R_i e^{-rs_i} \right\}.$$

Но, в силу принципа ожидания выгод, эта величина не больше рыночной стоимости ТС K и совпадает с K при оптимальной политике. Отсюда легко вытекает, что

$$B \geq \frac{K + E \left\{ \int_0^{\infty} C(t) e^{-rt} dt + \sum_i R_i e^{-rs_i} \right\}}{E \left\{ \int_0^{\infty} Q(t) e^{-rt} dt \right\}},$$

причем равенство имеет место при наиболее эффективной политике Π .

Отсюда следует, что оптимальная ремонтная политика должна обеспечивать минимум ожидаемых удельных затрат (ОУЗ) – отношения ожидаемых дисконтированных затрат на приобретение, эксплуатацию и ремонт ТС к ожидаемому дисконтированному объему выполняемых ею работ. Аналогичный критерий в детерминированном случае предлагался еще в [13] и практически использовался при разработке норм амортизации некоторых строительных машин. Однако, поскольку в нашем случае ремонтная политика не может быть задана конечным числом скалярных параметров, оптимизировать ее по критерию ОУЗ оказывается затруднительным. Далее будет предложен более удобный способ решения этой задачи, использующий ту же идею.

Характеризация состояния ремонтируемой ТС

В свое время Кидзима¹ в [14] предложил характеризовать состояние ремонтируемых объектов *виртуальным возрастом* (ВВ), растущим синхронно с хронологическим возрастом, но после ремонта скачком уменьшающимся прямо пропорционально ВВ объекта перед ремонтом (модель I) или длительности предшествующего МРЦ (модель II). При коэффициенте пропорциональности $\beta = 1$ или 0 состояние объекта после ремонта становится либо новым, либо таким же, как и до ремонта. Оба эти случая мы считаем нереалистичными, и далее считаем, что $0 < \beta < 1$.

Между тем, основная идея описания состояния ТС одним измерителем была предложена намного раньше. Так, еще в [15] говорилось, что для стоимостной оценки зданий некоторые оценщики используют показатель *эффективного возраста* (ЭВ), отражающий возраст типично используемого аналогичного здания, находящегося в том же состоянии, что и оцениваемое. Начиная с 1950-х годов, концепция ЭВ стала использоваться, сначала в США, а затем и в других странах при оценке зданий, машин и оборудования. Вначале ЭВ объектов оценщики оценивали экспертно, затем появились более обоснованные методы и таблицы, с которыми, видимо, ни Кидзима, ни его последователи не были знакомы. С этих позиций модели Кидзимы можно считать применением концепции ЭВ к задачам теории надежности. Эти модели исследовались многими авторами (например, в [16]) и использовались для решения практических задач.

Однако виртуальный возраст и подобные ему показатели не могут адекватно описать состояние ремонтируемой ТС. Действительно, в противном случае после первого ремонта, когда виртуальный возраст ТС уменьшится, она окажется в том же состоянии, в каком находилась в какой-то момент времени в первом МРЦ. Но тогда она и дальше должна использоваться так же, т.е. работать до отказа или до назначенного срока первого ремонта и т.д. При этом срок ее службы окажется бесконечным, что невозможно для ТС, подвергающихся *неустраняемому* износу. В то же время достаточно адекватно описать состояние обычных ТС можно *двумя* измерителями – возрастом s в начале текущего МРЦ и временем работы t в этом цикле² [17, 18]. Тогда зависимости характеристик ТС от ее состояния придется описывать функциями двух переменных. Оказывается, их можно упростить, используя идею Кидзимы.

Возьмем какую-нибудь эксплуатационную характеристику ТС (скажем, производительность). Ее значение для ТС в состоянии (s, t) обозначим через $Z(s, t)$ и положим $z(t) = Z(0, t)$. Как и в модели I Кидзимы, примем, что характеристика ТС, прошедшей первый ремонт в возрасте

¹ Соответствующий звук японского языка в русской транслитерации (система Поливанова) записывается «дз», в английской (система Хэпберна) – «j». Поэтому в англоязычных текстах фамилия автора пишется «Kijima».

² Кстати, чтобы определить, как изменится состояние объекта после ремонта в модели II Кидзимы, нужно знать не только его виртуальный возраст перед ремонтом, но и виртуальный возраст в начале цикла.

s , становится такой же, как и у ТС меньшего возраста βs : $Z(s,0) = Z(0,\beta s) = z(\beta s)$. Но неустраняемый износ первой ТС – больше, чем у второй, значит, далее ее характеристика будет ухудшаться быстрее, и тем быстрее, чем больше разница в возрасте. Грубо говоря, время для нее как бы «ускорится» в некоторое количество $k(s) > 1$ раз, т.е. через время t она составит $z(\beta s + k(s)t)$. Если первая ТС после ремонта в возрасте s пройдет второй ремонт через время s' , то в следующем МРЦ для нее время должно «ускориться» еще в $k(s')$ раз, т.е. в $k(s)k(s')$ раз по сравнению со второй ТС. Логично считать, что результат второго ремонта будет таким же, как и у второй ТС, прошедшей ремонт в том же возрасте $s + s'$, т.е. «ускорение» времени в $k(s + s') > 1$ раза. Но тогда $k(s + s') = k(s)k(s')$, а это возможно только, если $k(s) = \gamma^s$, где $\gamma > 1$ – коэффициент «ускорения деградации». В таком случае характеристика ТС, прошедшей ремонт в возрасте s , после ремонта составит $Z(s,0) = z(\beta s)$, а через время t после этого – $Z(s,t) = z(\beta s + t\gamma^s)$. Такую модель, применимую к любым характеристикам ТС, можно назвать модифицированной моделью Кидзимы. Представляется, что она более адекватно описывает динамику характеристик ремонтируемых ТС. Сходная модель геометрического процесса, в которой «ускорение деградации» связывается с *порядковым номером* МРЦ, была предложена в [19] и в дальнейшем исследовалась многими авторами.

Оптимизационная модель

Выясним вначале, как изменяется стоимость ТС в каком-то одном МРЦ. При этом каждый МРЦ мы будем характеризовать не его порядковым номером, как это обычно делается, а возрастом ТС в начале цикла. Введем обозначения: M_s – МРЦ, в начале которого ТС имеет возраст s , T_s – его назначенная длительность, B – РС единицы работ, выполняемых исправным ТС, R – стоимость ремонта ТС (мы считаем ее одинаковой для планового и аварийно-восстановительного ремонта), L – потери предприятия от отказа ТС, $Q(s,t)$ – производительность ТС в состоянии (s,t) , $C(s,t)$ – интенсивность ее операционных затрат, $\lambda(s,t)$ – опасность отказа ТС, $\Lambda(s,t) = \int_0^t \lambda(s,x) dx$ – среднее количество отказов за время t в цикле M_s .

Будем считать, что функция $Q(s,t)$ – невозрастающая, а функции $\lambda(s,t)$ и $C(s,t)$ – убывающие по своим аргументам, причем хотя бы одна из них неограниченно растет при $s \rightarrow \infty$ и при $t \rightarrow \infty$. Время на утилизацию и на проведение ремонта считается пренебрежимо малым.

Стоимость ТС в состоянии $(s,0)$ обозначим $f(s) = V(s,0)$. Оценим функцию $f(s)$ сверху. Для этого заметим, что ТС в состоянии (s,t) приносит выгоды с интенсивностью $BQ(s,t) - C(s,t)$. В частности, ТС в начале цикла M_s приносит выгоды с интенсивностью $B_0 = BQ(s,0) - C(s,0)$ и имеет опасность отказа $\lambda(s,0)$. Затем эти характеристики ухудшаются, пока ТС не перейдет в следующий МРЦ или не утилизируется. Отсюда видно, что стоимость ТС не больше, чем РС $W(s)$ виртуального объекта, всегда приносящего выгоды с интенсивностью B_0 , отказы кото-

рого происходят с постоянной интенсивностью $\lambda(s,0)$ и не приводят к потерям. Но такой объект за малое время dt отказывает с вероятностью $\lambda(s,0)dt$, а, значит, требует ожидаемых затрат на ремонт $\lambda(s,0)Rdt$ и приносит ожидаемые выгоды $[B_0 - \lambda(s,0)R]dt$. Поэтому ОСДВ от его использования за бесконечный срок службы равны $[B_0 - \lambda(s,0)R]/r$. Если эта величина положительна, то она совпадает с РС виртуального объекта $W(s)$, иначе использовать этот объект неэффективно, и он имеет $W(s) = 0$. Замечая, что ТС в начале цикла M_s имеет РС $f(s)$, не превышающую $W(s)$, мы получим: $f(s) \leq W(s) = \max\{[BQ(s,0) - C(s,0) - \lambda(s,0)R]/r; 0\}$. Но при $s \rightarrow \infty$ хотя бы одна из функций $C(s,0)$ и $\lambda(s,0)$ неограниченно возрастает, поэтому для достаточно больших s будет $f(s) = 0$.

Пусть $g(x)$ – стоимость ТС возраста x , который необходимо утилизировать или ремонтировать. Она отвечает суммарным выгодам от лучшего варианта дальнейшего использования этого ТС. Но утилизация ТС дает нулевые выгоды, а ремонт требует затрат R и переводит ТС в начало следующего цикла – в состояние $(x,0)$, где он будет иметь РС $f(x)$. Следовательно,

$$g(x) = \max[f(x) - R; 0]. \quad (4)$$

Циклы M_s , в которых $f(s) > 0 = g(s + T_s)$, назовем *завершающими* – в них эффективно использовать ТС по назначению, но в конце цикла – утилизировать.

Ремонтная политика в этой ситуации состоит в том, чтобы назначить для каждого цикла M_s длительность T_s и указать, какие из них – завершающие.

Допустим, что для цикла M_s назначена длительность T . Возьмем ТС в начале этого цикла и найдем ожидаемую сумму $G(s,T)$ дисконтированных (к началу цикла) выгод от его использования в цикле M_s (включая и стоимость ТС в конце цикла).

Учтем при этом, что длительность цикла M_s – случайная. С вероятностью $e^{-\Lambda(s,T)}$ она равна T , а с вероятностью $\lambda(s,x)e^{-\Lambda(s,x)}dx$ – лежит в интервале $(x, x+dx)$ при $x < T$.

В первом случае потерь от отказа не будет, а в конце цикла ТС будет иметь возраст $s + T$ и РС $g(s + T)$. Во втором случае ТС отказывает, отработав время x , т.е. в возрасте $s + x$. При этом ее РС составит $g(s + x)$ и возникнут потери от отказа L .

Выгоды от использования по назначению ТС через время x после начала цикла, т.е. в состоянии (s,x) , за малый период dx составляют $[BQ(s,x) - C(s,x)]dx$. Однако ТС принесет их, только если не откажет за время x его работы в цикле, т.е. с вероятностью $e^{-\Lambda(s,x)}$.

Теперь, учитывая величину возможных выгод и их вероятности, находим:

$$\begin{aligned} G(s,T) &= e^{-rT} \cdot e^{-\Lambda(s,T)} g(s+T) + \\ &+ \int_0^T e^{-rx} \cdot [g(s+x) - L] \lambda(s,x) e^{-\Lambda(s,x)} dx + \\ &+ \int_0^T e^{-rx} \cdot e^{-\Lambda(s,x)} [BQ(s,x) - C(s,x)] dx = \\ &= e^{-N(s,T)} g(s+T) + \int_0^T e^{-N(s,x)} H(s,x) dx, \end{aligned} \quad (5)$$

$$\text{где } N(s, x) = rx + \Lambda(s, x);$$

$$H(s, x) = BQ(s, x) - C(s, x) + \lambda(s, x)[g(s + x) - L]. \quad (6)$$

Заметим теперь, что стоимость $f(s)$ ТС в начале цикла M_s равна максимальному значению $G(s, T)$, откуда и в силу (5) имеем:

$$f(s) = \max_T G(s, T) =$$

$$= \max_T \left\{ e^{-N(s, T)} g(s + T) + \int_0^T e^{-N(s, x)} H(s, x) dx \right\}. \quad (7)$$

При этом оптимальное T_s будет тем значением T , при котором $G(s, T)$ максимально. Но, быть может, таких T несколько, либо $T = \infty$. Рассмотрим оба этих варианта.

1. Допустим, что максимум $G(s, T)$ достигается и при $T = T'$ и при $T = T'' > T'$. Но ТС, работающая в цикле M_s , прежде чем попасть в состояние (s, T'') , должна вначале оказаться в состоянии (s, T') , где будет принято решение о ее ремонте или утилизации. Поэтому при рациональном использовании она просто не «доживет» до состояния (s, T'') . Это значит, что в качестве T_s необходимо принять наименьшее из значений T , максимизирующих $Q(T)$.

2. Случай $T = \infty$ невозможен, поскольку $G(s, T)$ при больших T убывает. Действительно, как показано выше, при достаточно больших s будет $f(s) = 0$. Отсюда и из (4) следует, что при достаточно большом T будет $g(s + T) = 0$.

Но тогда в силу (5) и (6) $G(s, T) = \int_0^T e^{-N(s, x)} H(s, x) dx$ и

$G'_T(s, T) = e^{-N(s, T)} [BQ(s, T) - C(s, T) - \lambda(s, T)L]$. Поскольку хотя бы одна из функций $C(s, t)$ и $\lambda(s, t)$ при $t \rightarrow \infty$ неограниченно возрастает, $G'_T(s, T)$ при достаточно большом T становится отрицательной, а $G(s, T)$ будет убывать, что и требовалось доказать.

Отметим, что функция $G(s, T)$ – непрерывная, но не монотонная по T , и потому может иметь несколько локальных максимумов, из которых в качестве T_s будет выбран только один – глобальный. Однако при изменении s некоторые из локальных максимумов могут просто исчезнуть, а глобальный максимум может «перескочить» из одного локального максимума в другой. В результате зависимость T_s от s может оказаться разрывной, и в точках разрыва максимальное значение $G(s, T)$ будет достигаться сразу в двух точках. Аналогичные ситуации могут возникнуть и при фиксированном s , если начать изменять исходные данные, например, величину потерь L или зависимости $\lambda(s, t)$ и $C(s, t)$.

Алгоритм решения модели

Для решения задачи подставим в формулу (7) обозначение (4) и представим ее в виде:

$$f(s) = G(f(s)), \quad (8)$$

где G – оператор, переводящий функцию одного переменного $\phi(s)$ в другую функцию $\phi(s)$ следующим образом:

$$\phi(s) = G(\phi(s)) \triangleq \max_{T \geq 0} \left\{ \max[\phi(s + T) - R; 0] e^{-N(s, T)} + \int_0^T e^{-N(s, x)} \left[B - C(s, x) + \lambda(s, x) \cdot \max[\phi(s + x) - R; 0] - \lambda(s, x)L \right] dx \right\}. \quad (9)$$

Нетрудно убедиться, что если функция $\phi(s)$ непрерывная, неотрицательная и ограниченная при $s \geq 0$, то и функция $\phi = G(\phi)$ будет такой же. Легко видеть также, что оператор G монотонный: если $\phi_1(s) \geq \phi_2(s)$, то и $\phi_1(s) \geq \phi_2(s)$. Это позволяет решать уравнение (8) методом итераций. Например, за первое приближение можно $f_1(s) = 0$, а последующие – находить по формуле $f_{n+1} = G(f_n)$. Тогда последовательность $\{f_n(s)\}$ будет монотонной и ограниченной, а, значит, будет иметь предел («неподвижную точку» оператора G) – искомую функцию $f(s)$, равную нулю для достаточно больших s . При численном решении значения $f(s)$ определялись в точках равномерной сетки с маленьким шагом, а интегралы вычислялись по формуле Симпсона.

В ходе решения для каждого цикла M_s определится и назначенная его длительность T_s – наименьшее T , при котором достигается максимум в (5). Конечно, длительности T_s разных МРЦ будут разными, что выявилось еще в детерминированной ситуации, например, в [17]. Далее можно определить все завершающие циклы – в них будет $f(s) > 0 = g(s + T_s)$, а также максимальный срок службы ТС T_{\max} – он отвечает наименьшему s , при котором $f(s) = 0$. Зная $f(s)$, можно рассчитать и стоимости ТС, находящихся в любых других состояниях (s, t) . Соответствующие формулы выводятся аналогично формулам (5) и (7), но нам они не потребуются.

В изложенной процедуре РС единицы работ, выполняемых исправной ТС, B , считалась известной, хотя обычно владельцам машин и оборудования она неизвестна, да и оценщики почти никогда не оценивают стоимость работ (кроме, пожалуй, строительного-монтажных и ремонтных работ). Для решения этой проблемы заметим, что указанную процедуру можно проводить при разных значениях B , причем все стоимости $f(s)$ будут убывающими функциями от B . Это относится и к стоимости ТС в начале ее использования $f(0)$. Но эта стоимость нам известна и равна K . Поэтому искомая величина B должна быть корнем уравнения $f(0) = K$. Такой метод оценки стоимости работ точно отвечает затратному подходу к оценке, хотя именно в данном виде он до сих пор оценщиками не использовался.

При построении модели предполагалось отсутствие инфляции. Однако модель применима и в условиях инфляции, если, согласно стандартам оценки [1], измерять стоимостные показатели в ценах, сложившихся на дату оценки, и использовать реальную (а не номинальную) доналоговую ставку дисконтирования. Такой способ может быть обоснован и изложенным в [12, раздел 4.3] методом.

Экспериментальные расчеты

По модели (7) были проведены экспериментальные расчеты при следующих исходных данных:

- производительность ТС в начале эксплуатации принята за единицу: $-Q(0, 0) = 1$, интенсивность ее операционных затрат $C_0 = C(0, 0) = 40$, рыночная стоимость $K = 100$;
- стоимость ремонта $R = 25$;

- в первом МРЦ с возрастом производительность ТС снижается экспоненциально со скоростью $\alpha = 0,02$ 1/год, интенсивность операционных затрат растет линейно со скоростью $i = 0,03$, а отказы имеют распределение Рэлея с параметром ω (среднее время работы до отказа при этом равно $\omega\sqrt{\pi/2}$);

- в других МРЦ характеристики ТС описывались модифицированной моделью Кидзимы:

$$Q(s, t) = e^{-\alpha(\beta s + t\gamma^s)}; C(s, t) = C_0 [1 + i(\beta s + t\gamma^s)];$$

$$\lambda(s, t) = (\beta s + t\gamma^s) / \omega^2,$$

где $\beta=0,4, \gamma=1,2$.

Потери от отказа L и параметр распределения отказов ω варьировались. РС единицы работ, выполняемых ТС, B , подбиралась из условия $f(0)=K$.

Мы изучали влияние параметров L и ω на назначенные сроки превентивных ремонтов и максимальный срок службы ТС T_{max} . Приведем лишь часть полученных результатов (в полном объеме они заняли бы слишком много места).

Величина L варьировалась от 100 до 1000 (от одной до десятикратной РС стоимости ТС). Ее влияние при $\omega = 4$ и 8 лет показано на рис. 1-3. На рис. 1 представлена зависимость от L назначенного срока первого ремонта (T_0 , годы). Скачки на графике возникают при небольших L . Они отвечают описанным ранее ситуациям, когда максимальное значение $Q(s, T)$ достигается сразу в двух точках. Зависимость максимального срока службы ТС (T_{max} , годы) от L представлена на рис. 2.

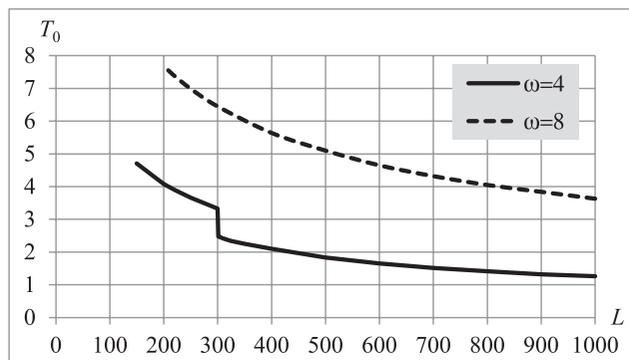


Рис. 1. Зависимости назначенного срока первого ремонта (T_0 , годы) от L при $\omega=4$ и 8 лет

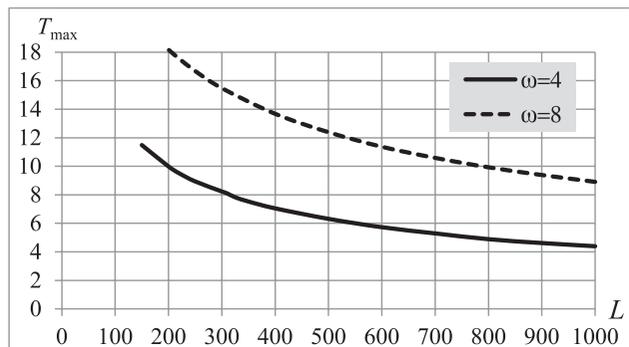


Рис. 2. Зависимости максимального срока службы ТС (T_{max} , годы) от L при $\omega=4$ и 8 лет

Рис. 3-4 демонстрируют зависимости длительности циклов (T_s , годы) от возраста ТС в начале цикла (s , годы) при разных сочетаниях L и ω . Из них видно, что оптимальная политика существенно отличается от распространенной, при которой сроки планового ремонта назначаются одинаковыми или зависящими от порядкового номера ремонта, независимо от вызываемого отказом ущерба. Отметим, что ТС «достаточно большого» возраста необходимо назначать совсем короткие сроки очередного ремонта, что технически неудобно и дает небольшой экономический эффект. Поэтому таким ТС целесообразно вообще не назначать срока очередного превентивного ремонта, утилизировав их только при очередном отказе.

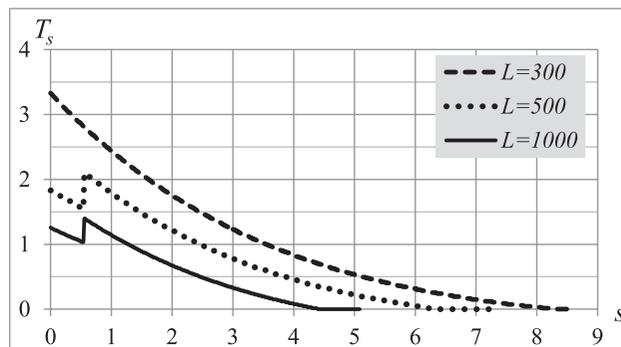


Рис. 3. Зависимости назначенного срока превентивного ремонта (T_s , годы) от возраста ТС в начале цикла (s , годы) при $\omega=4$ года и разных L

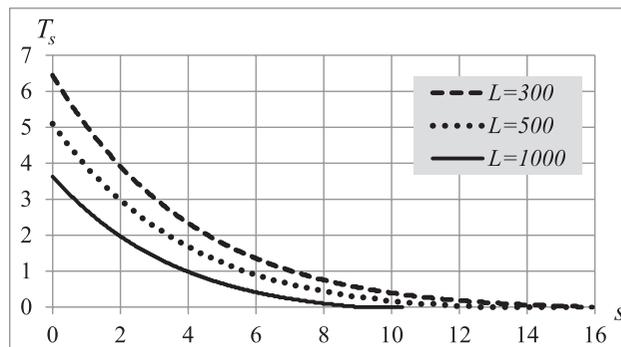


Рис. 4. Зависимости назначенного срока превентивного ремонта (T_s , годы) от возраста ТС в начале цикла (s , годы) при $\omega=8$ лет и разных L

Заключение

Затратные критерии, применяемые в теории надежности для оптимизации политики ремонта ТС, не в полной мере отвечают коммерческим интересам предприятий. Экономически обоснованное решение подобных задач обеспечивают методы и критерии, используемые в теории стоимостной оценки. Они позволяют оценить стоимость работ (услуг), выполняемых ТС, а в частном случае – приводят к критерию минимума ожидаемых удельных дисконтированных затрат, изредка встречающемуся в литературе по надежности.

Изменение технико-экономических характеристик ТС после ремонта в литературе по надежности описывают

моделями виртуального (эффективного) возраста Кидзимы. Аналогичный показатель за полвека до Кидзимы был предложен для стоимостной оценки активов и практически используется оценщиками и сейчас. Однако мы показываем неадекватность описания состояния ремонтируемых ТС каким-то одним подобным показателем. Более адекватным представляется характеризовать их состояние двумя показателями – временем работы (наработкой) в начале МРЦ и в течение этого цикла.

Изложенные положения позволяют построить модели оптимизации ремонтной политики, отвечающей экономическим интересам участников рынка. Показано, что в каждом МРЦ срок очередного планового ремонта должен назначаться в зависимости от ущерба, вызываемого отказом, и возраста ТС в начале цикла, а не от порядкового номера ремонта.

Библиографический список

1. International Valuation Standards (IVS). (2019). Effective 31 January 2020. International Valuation Standards Council.
2. Оценка машин и оборудования: учебник / М.А. Федотова, И.В. Королев, А.П. Ковалев [и др.]; под ред. М.А. Федотовой. – 2-е изд., перераб. и доп. М.: ИНФРА-М, 2018. 324 с.
3. Aven T. Optimal replacement under a minimal repair strategy // *Advances in Applied Probability*. 1983. Vol. 15. Issue 1. Pp. 198-211. DOI: 10.2307/1426990
4. Bergman B. Optimal Replacement under a general failure model // *Advances in Applied Probability*. 1978. Vol. 10. No. 2. Pp. 431-451.
5. Christer A.H., Waller M.W. Tax-Adjusted Replacement Models // *Journal of the Operational Research Society*. 1987. Vol. 38. No. 11. Pp. 993-1006. DOI: 10.1057/jors.1987.170
6. Jiang R. Performance evaluation of seven optimization models of age replacement policy // *Reliability Engineering & System Safety*. Elsevier, 2018. Vol. 180(C). Pp. 302-311. DOI: 10.1016/j.ress.2018.07.030
7. van Horenbeek A., Pintelon L., Muchiri P. Maintenance optimization models and criteria // *International Journal of System Assurance Engineering and Management*. 2010. Vol. 1(3). Pp. 189-200. DOI: 10.1007/s13198-011-0045-x
8. Методические рекомендации по оценке эффективности инвестиционных проектов (вторая редакция). Утв. Минэкономки РФ, Минфином РФ, Госстроем РФ 21.06.1999 № ВК477. М.: Экономика, 2000. 421 с.
9. Виленский П.Л., Лившиц В.Н., Смоляк С.А. Оценка эффективности инвестиционных проектов: теория и практика. Учебное пособие. Изд. 5е. М.: ПолиПринт-Сервис, 2015. 1300 с.
10. Микерин Г.И., Смоляк С.А. Оценка эффективности инвестиционных проектов и стоимостная оценка имущества: возможности конвергенции. М.: ЦЭМИ РАН, 2010. 120 с.
11. Смоляк С.А. Превентивные ремонты машин в модели типа Кидзимы // *Вестник ЦЭМИ РАН*. 2018. Т. 1. Выпуск 2. [Электронный ресурс]. URL: <https://cemi.jes-su/s11111110000091-3-1/> (дата обращения: 10.02.2022). DOI: 10.33276/S0000091-3-1
12. Смоляк С.А. Стоимостная оценка машин и оборудования (секреты метода ДДП). М.: Опцион, 2016. 377 с.
13. Лившиц В.Н., Смоляк С.А. Сроки службы основных фондов в оптимальном плане. В кн.: Первая конференция по оптимальному планированию и управлению народным хозяйством. Тезисы докладов. Секция 1, вып. 1. М.: ЦЭМИ РАН, 1971. С. 352-357.
14. Kijima M. Some results for repairable systems with general repair // *Journal of Applied probability*. 1989. Vol. 26. Pp. 89-102.
15. Welch R.B. (1943). Depreciation of buildings for assessment purposes. Chicago: International Association of Assessing Officers, 1943. 66 p.
16. Чумаков И.А., Чепурко В.А., Антонов А.В. Некоторые свойства моделей неполного восстановления Кижима // *Надежность*. 2015. № 3 (54). С. 3-15.
17. Смоляк С.А. Оптимизация ремонтной политики и оценка стоимости машин с учетом их надежности // *Журнал Новой экономической ассоциации*. 2014. Т. 2(22). С. 102-131.
18. Смоляк С.А. Оптимизация количества и периодичности ремонтов // *Экономическая наука современной России*. 2019. № 2. С. 84-103. DOI: 10.33293/1609-1442-2019-2(85)-84-103
19. Lin Ye (Lam Yeh). Geometric processes and replacement problem // *Acta Mathematicae Applicatae Sinica*. 1988. Vol. 4. Pp. 366–377. DOI: 10.1007/BF02007241

Сведения об авторе

Сергей Абрамович Смоляк – доктор экономических наук, главный научный сотрудник, Федеральное государственное бюджетное учреждение науки Центральный экономико-математический институт Российской академии наук. Адрес: г. Москва, Российская Федерация, e-mail: smolyak1@yandex.ru

Вклад автора в статью

Проанализированы существующие способы учета влияния ремонтов на операционные характеристики технических систем, предложен альтернативный такой способ. Построена модель оптимизации сроков планового ремонта технических систем, основанная на теории стоимостной оценки и обеспечивающая максимизацию рыночной стоимости предприятий, владеющих этими системами. Расчеты по этой модели показывают, что оптимальные сроки планового ремонта технической системы существенно зависят не только от интенсивности отказов, но и от возраста системы в начале межремонтного цикла и потерь в производстве, вызываемых ее отказом.

Конфликт интересов

Автор заявляет об отсутствии конфликта интересов.

Конструкторско-технологический подход к обеспечению заданной надежности (на примере уникальных высокоответственных систем с малой наработкой)

Юрий П. Похабов, Акционерное общество «НПО ПМ – Малое Конструкторское Бюро» (АО «НПО ПМ МКБ»), Железногорск, Красноярский край, Российская Федерация
pokhabov_yury@mail.ru



Юрий П. Похабов

Резюме. Цель. Рассмотреть конструкторско-технологический подход к обеспечению заданной надежности на основе инженерных дисциплин и конструкторско-технологических способов обеспечения качества и надежности на примере уникальных высокоответственных изделий с малой наработкой. Такой подход, в отличие от статистических правил современной теории надежности, позволяет увязать расчеты показателей надежности с результатами расчетов параметров работоспособности и установленными расчетными критериями, которые должны быть выполнены в подтверждение заданных показателей надежности для изделий с неопределенным числом критичных элементов, каждый из которых функционирует с использованием разных по своей природе принципов действия. **Методы.** Рассмотрены предпосылки для реализации конструкторско-технологического подхода к надежности, такие как специфика обеспечения надежности уникальных высокоответственных изделий с малой наработкой, вопросы целесообразности применения конструкторско-технологического подхода к надежности, особенности влияния генезиса на обеспечение конструкторско-технологической надежности, модели поведения технических изделий в смысле надежности и особенности расчетов высокоответственных изделий. Выявлено, что для изделий с высоким уровнем заданной вероятности безотказной работы, превышающей трехсигмовый диапазон изменения случайной величины, расчеты надежности необходимо производить не путем определения функции надежности, а в виде доказательства того, что функция ненадежности меньше допустимой величины, что в конечном итоге и обеспечивает заданную надежность. Такой подход приводит к развитию методов раннего предупреждения отказов на основе процедур проведения конструкторско-технологического анализа надежности для достижения требуемых показателей функциональности, работоспособности и надежности изделий на базе обобщенной параметрической модели функционирования. **Результаты.** Конструкторско-технологический анализ надежности позволяет обосновать условия для безошибочного проектирования (выбора обоснованных принципов работоспособности и подтверждения инженерных решений для достижения заданных показателей надежности). Результат использования условий безошибочного проектирования в сочетании с соблюдением условий бездефектного проектирования (соблюдение общепринятых принципов, правил, требований, норм и стандартов разработки чертежей) и бездефектного производства (работы в строгом соответствии с требованиями чертежей без карточек разрежений на отступления) позволяет конструктору достигнуть заданных значений надежности без статистических методов современной теории надежности. **Заключение.** Надежность как комплексное свойство характеризуется вероятностью, которая, с одной стороны, определяет частоту возникновения возможных отказов, а, с другой стороны, указывает на число ошибок инженеров, совершенных при разработке, изготовлении и эксплуатации изделий, которые могут привести к отказам. Причем частота отказов определяется усилиями инженеров, которые направлены на исключение или смягчения последствий возможных отказов на каждой из стадий жизненного цикла. Чем больше будет предпринято таких усилий и чем раньше они будут применены, тем надежность изделий будет выше. В конечном итоге надежность обусловлена последовательным и методичным выполнением процедур безошибочного проектирования, бездефектного проектирования и бездефектного производства, эффективность которых никак не привязана к серийности изделий. Их эффективность и результативность определяется конкретными решениями и действиями инженеров, обеспечивающих выполнение изделием требуемых функций с заданными показателями надежности в установленных режимах и условиях применения. Для этого вполне достаточно использовать инженерные дисциплины и конструкторско-технологические способы обеспечения качества и надежности.

Ключевые слова: расчет надежности, безошибочное проектирование, бездефектное проектирование, бездефектное производство, космический аппарат, конструкторско-технологический анализ надежности (КТАН).

Для цитирования: Похабов Ю.П. Конструкторско-технологический подход к обеспечению заданной надежности (на примере уникальных высокоответственных систем с малой наработкой) // Надежность. 2022. №1. С. 20-29. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2022-22-1-20-29>

Поступила 18.12.2021 г. / После доработки 21.01.2022 г. / К печати 18.03.2022 г.

1. Введение

Для обеспечения безотказного функционирования механических устройств одноразового срабатывания космических аппаратов (КА) принято использовать методы аналитической и экспериментальной верификации, которые на практике имеют мало общего с вероятностно-статистическими методами современной теории надежности [1, главы 16, 22]. Причем методический разрыв до такой степени велик, что конструкторы просто не понимают и не осознают взаимосвязи принятых ими решений с заданными показателями надежности, а результаты практической деятельности и расчетов показателей надежности настолько не соответствуют друг другу, что отцы-основатели отечественной ракетно-космической отрасли породили мем: «*Считают надежностью те, кто ее не умеет делать*», не потерявший своей актуальности до нашего времени.

Такая практика сложилась прежде всего потому, что расчеты показателей надежности никоим образом не связаны с видами и задачами расчетов параметров (кинематических, электрических, тепловых, гидравлических, пневматических и др.), подтверждающих работоспособность изделий и служащих обоснованием для принятия конструкторских решений. Исключение составляют разве что задачи надежности, в которых показатели безотказности зависят только от параметров прочности. В этом случае принято считать, что *вероятность безотказной работы совпадает с вероятностью того, что в пределах заданного отрезка времени значение параметра нагрузки ни разу не превысит значение, которое принимает параметр прочности* ([2]¹, см. Приложение справочное, пояснение к термину «Показатель надежности» (п.6.1)), а прочностные расчеты выполняют с учетом установленных коэффициентов безопасности и запасов прочности, которые обеспечивают требуемую вероятность нахождения случайных параметров нагрузок и прочности в допустимом диапазоне значений [3]. Однако чаще всего задачи надежности выходят за рамки вопросов прочности, причем прочностная надежность рассматривается всего лишь как условная вероятность безотказности, исходящая из предположения, что все прочие факторы, способные повлиять на надежность, не являются критичными.

¹ Цитируемый здесь и далее ГОСТ 27.002–89 является действующим, он заменен на ГОСТ 27.002–2015 с удалением справочного приложения, содержание которого представляет интерес для рассмотрения, проводимого в настоящей статье.

Какие именно расчеты параметров работоспособности и расчетные критерии (помимо прочностных) необходимо выполнить, чтобы подтвердить заданные показатели надежности для изделий с неопределенным числом критичных элементов, каждый из которых функционирует с использованием разных по своей природе принципов действия, – до сих пор остается нерешенной научно-технической проблемой [4]. В конечном итоге эта проблема служит одной из причин повсеместного использования статистических методов современной теории надежности, поскольку такие методы не требуют проведения инженерного анализа параметров работоспособности критичных элементов с различной природой принципов действия. Однако применение статистических методов с появлением уникальных высокоответственных изделий² в конечном итоге не только усугубило проблему из-за необходимости обеспечения надежности практически безотказных изделий, но и привело к полному непониманию того, как осуществлять контроль надежности при отсутствии или недостаточной статистике отказов. В рамках общепринятых подходов к надежности, научно-обоснованного решения задач надежности уникальных высокоответственных изделий до сих пор не существует, о чем свидетельствуют такие нормативные документы, как ГОСТ РО 1410-001-2009, ГОСТ 27.301-95, РД 50-476-84 и т. п. Причем в национальном стандарте ГОСТ Р 27.013-2019 прямо сказано, что «*вероятность безотказной работы является показателем, который не может быть оценен по данным единственного объекта*». Как следует поступать, если по условиям изготовления требуется дать заключение о надежности изделия, изготовленного в одном экземпляре и не имеющего объектов-аналогов, – в нормативных документах не определено.

В статье представлен и обоснован подход к обеспечению заданной надежности на основе инженерных дисциплин и конструкторско-технологических способов обеспечения качества и надежности на примере уникальных высокоответственных изделий с малой наработкой [5–7]. Причем закономерности представленных подходов позволяют при необходимости распространять их на любые другие технические изделия, как вилочные варианты (forks) [8].

² Под уникальными высокоответственными изделиями понимаются фактически безотказные изделия, единственные (редкие) по своей конструкции, изготовленные максимум в мелкосерийных экземплярах и работающие в уникальных условиях внешней среды.

2. Предпосылки для реализации подхода к конструкторско-технологической надежности

Буквально все инженерные практики основаны на подтверждении физических принципов функционирования объектов и применении конструкторско-технологических способов обеспечения качества и надежности, и ни у кого не вызывает сомнений, что только так и можно достичь требуемого уровня надежности. Тем не менее, при разработках продолжают использовать такие подходы к надежности, которые не дают понимания, какие именно значения показателей надежности могут быть достигнуты исходя из тех или иных инженерных практик без привлечения статистических методов современной теории надежности. Вместе с тем статистические правила теории надежности являются всего лишь следствием инженерной деятельности в виде количественного толкования неблагоприятных событий, позволяющих судить о надежности изделия, на основе данных об отказах, которые в прошлом уже произошли на объектах-аналогах. Мало того, при отсутствии статистики такие правила не имеют практического значения, а при высоких требованиях к надежности (с вероятностью выше трехсигмового диапазона изменения случайной величины) получение необходимых достоверных статистических данных может оказаться неосуществимым. В частности, для уникальных высокоответственных систем определить показатели надежности статистическими методами фактически невозможно по финансово-экономическим и/или физико-техническим соображениям (например, из-за большого количества потребных объектов для испытаний и/или необходимости их проведения в условиях, резко отличных от земных, например, в невесомости и/или при повышенной радиации) [4].

В то же время известно, что надежность как свойство сохраняет свой смысл для изделий единичного или массового изготовления, с длительной или малой наработкой независимо от того, существует статистика отказов или ее нет [9]. Все определяется способностью объектов сохранять свои свойства во времени в заданных режимах и условиях применения. Разница в том, что при возникновении отказов, связанных с длительной наработкой, мы имеем дело с недопустимым (фатальным) ухудшением функциональных свойств объектов с течением времени, а при малой наработке – с разного рода ошибками – действиями или бездействиями людей (конструкторов, производственников, эксплуатантов), приводящими к непредусмотренным и/или непреднамеренным результатам, и в конечном итоге к отказам. Причем любое недопустимое ухудшение свойств объектов при заданных (известных к началу разработки) режимах и условиях применения – это все те же ошибки, только связанные с недостаточными знаниями о работе объекта, причем как о его конструкции (внутренней структуре элементов и их отношениях), так и внешних условиях применения. Соответственно, статистическая надежность вполне может использоваться для характеристики совокупных ошибок, неумышленно возникающих при проектировании, конструировании, изготовлении и эксплуатации изделий.

Очевидно, что на примере уникальных высокоответственных систем с малой наработкой проще выявить влияние конструкторских и технологических факторов на надежность, поскольку для таких систем безотказность зависит от разового выполнения требуемых функций, а не от длительности работы при воздействии режимов и условий применения, что само по себе является сложной научно-технической проблемой (отвлекающей от оценки критичности человеческих ошибок). Отказы изделий с малой наработкой определяются степенью обоснованности решений инженеров и проявляются чаще всего как профессиональные ошибки, в отличие от отказов, вызванных длительными процессами ухудшения характеристик изделий с течением времени, приводящих к постепенному (неявному) снижению их работоспособности. Однако в обоих случаях отказы можно представить универсальной схемой выхода значений параметров критичных элементов из допустимой области. Разница лишь в том, что такой выход из допустимой области может быть внезапным (мгновенным) или постепенным (монотонным), что определяется физическими процессами при выполнении объектами требуемых функций. Именно с таких позиций рассматриваются различные аспекты конструкторско-технологического анализа надежности уникальных высокоответственных систем, выходящие за рамки статистических подходов современной теории надежности [5].

3. Специфика обеспечения надежности уникальных высокоответственных систем с малой наработкой

Фактически каждый КА (являясь по своей конструкции редким и значимым изделием) на околоземной орбите должен развернуть свои сложенные конструкции в рабочее положение (панели солнечных батарей, антенны, рефлекторы, штанги и проч.) и только после этого он получает возможность полноценно функционировать по своему целевому назначению, например в режиме спутника-ретранслятора [10–12]. Требования к безотказности таких механических устройств настолько высоки, что не используя инженерных методик выявления потенциальных угроз возникновения критичных отказов, пропадает смысл создания КА в целом, на что указывают фатальные результаты запусков Sinosat-2 (2006), Канопус-СТ (2015), Маяк (2017), Zuma (2018), Chinasat-18 (2019) и мн. др. искусственных спутников и космических объектов [13–17].

Возможность раскрываемым конструкциям занять свое рабочее положение на орбите появляется только после завершения ряда последовательных стадий эксплуатации КА:

- наземного транспортирования и хранения при и после воздействия транспортировочных нагрузок и климатических условий Земли;
- заключительной проверки функционирования механизмов на техническом комплексе, где реализуется эффект «последней затяжки» (возможность непроизвольного нарушения работоспособности механизмов перед полетом в результате действий персонала);

- полета в составе ракеты-носителя при и после воздействия квазистатических, акустических и вибрационных нагрузок;
- отделения от последней ступени ракеты-носителя при и после воздействия ударных нагрузок;
- орбитального полета в сложном положении, когда начинают проявляться факторы космического пространства, резко отличные от атмосферных условий Земли (аномально низкая или высокая температура, градиенты температур, термоциклирование, вакуум, микрогравитация и т. д.);
- раскрытия механизмов в автоматическом режиме при нестационарных тепловых процессах космического пространства и возможных изменениях динамических размеров смежных конструкций вследствие невесомости (возникновения предпосылок к зацеплению подвижных элементов);
- фиксации в рабочем положении, сопровождающейся динамическими нагрузками в момент срабатывания защелок конечного положения.

Указанные стадии изменения последовательных событий и состояний механических устройств КА сопровождаются комплексным воздействием режимов и условий эксплуатации, что требует достижения необходимой и достаточной степени избыточности структуры изделий при конструировании для обеспечения заданной надежности и является сложной инженерной задачей. К этому следует добавить необходимость учета условий единичного изготовления, связанных с преимущественной долей ручного труда при сборке уникальных систем (что может привести к антропогенным рискам возникновения дефектов), влияния технологической наследственности на функционирование механизмов (в виде монтажных напряжений, погрешностей настроек и регулировок механизмов, ошибок в процессе выполнения сборочных операций и проч.), практическую невозможность резервирования функциональных элементов из-за высокой стоимости выводимого на орбиту полезного груза и жестких массово-габаритных ограничений при компоновке спутника, а также отсутствие достоверной статистической информации по срабатыванию функциональных узлов в условиях космического пространства. Все вышеперечисленные особенности относятся к космическим конструкциям, раскрытие которых происходит сразу же после выведения на околоземную орбиту, в отличие, например, от отсроченного раскрытия после длительного пребывания в открытом космосе [18–19] или развертывания механических устройств посадочных модулей на планетах назначения в условиях климатических, атмосферных и гравитационных воздействий малоизученной среды, требующего учета дополнительных факторов внешних воздействий, влияющих на безотказность [20].

Специальные методы расчета надежности раскрывающихся конструкций КА (учитывающие наряду с прочностью еще и обеспечение условий подвижности механических узлов) были разработаны в конце 1970-х

лет [21–22], но в значительной степени утратили свою эффективность из-за повышения требований к надежности, на что указывает постоянно обновляющаяся в последние годы статистика отказов механизмов при космических запусках [23–25]. При современных требованиях к безотказности (на уровне $0,999 \div 0,9999$ и выше) возникает объективная необходимость учитывать конструкторско-технологические факторы обеспечения надежности, позволяющие гарантировать предельную безотказность высокоответственных изделий, изготовленных фактически в единственном экземпляре без резервирования критических элементов [23]. Причем, когда это необходимо для выполнения целей практических задач, важно не отказываться от положений статистической теории надежности (по крайней мере, как одной из исходных посылок), т. к. в механизмах могут применяться компоненты и элементы, подчиняющиеся статистическим правилам современной теории надежности, например пиротехнические устройства или электрорадиоизделия [5]. Правомерность использования статистических подходов к надежности всесторонне обоснована в справочном приложении к ГОСТ 27.002-89 [2]. Однако сложность применения статистических правил современной теории надежности к раскрываемым космическим конструкциям состоит в том, что такие правила лежат в основе серии стандартов 27, Р 27, РВ 27 и многих других стандартов, которые не предполагают иных подходов даже при полном отсутствии статистики отказов. При этом необходимость в сложных уникальных высокоответственных системах с учетом заданных показателей надежности для объектов военной, атомной и космической промышленности со временем только растет [26].

4. О целесообразности применения конструкторско-технологического подхода к надежности

Отказы уникальных высокоответственных систем на практике свидетельствуют о том, что проблемы обеспечения надежности существуют не только для систем с длительным сроком функционирования, но и тогда, когда срабатывание происходит однократно или одноразово [23]. Причем причинами отказов в первом случае могут быть главным образом разного рода факторы повреждения структуры материалов и соединений: старение, деградация, усталость, износ и проч., а во втором – преимущественно ошибочные конструкторские решения, которые принимаются на основе технологических особенностей производства (конструкторско-технологических решений) [27–29]. Если предположить, что причинами возникновения отказов в обоих случаях являются неудачные конструкторские или технологические решения [27], то всегда существует возможность обнаружить и применить такие из них, которые позволяют исключить отказы или снизить вероятность их возникновения. Соответственно, поскольку конструктор исходит из известных ему знаний в условиях технологических ограничений производства, то какую надежность конструктор заложит своими решениями в

изделие, такой она и будет. Причем конструкторско-технологические методы позволяют регулировать отказы, имеющие любой характер первопричин (физических, вероятностно-статистических, конструкторско-технологических), что делает возможным переход от моделирования отказов вероятностно-статистическими методами современной теории надежности к управлению отказами на физическом уровне путем выбора требуемых параметров изделия.

Тому факту, что в современной научно-технической литературе по надежности за редким исключением [30–31] не обсуждаются конструкторские факторы (т. е. идущие от конструктора) обеспечения надежности, есть простое объяснение. Труд конструктора в любой сфере технической деятельности имеет специфику, малопонятную тем, кто не имеет к этому прямого отношения. Причем, чем дальше от «чертежной доски», тем, в лучшем случае, становится виден лишь зримый результат работы конструктора – чертежи, но совершенно непонятен (и безразличен) процесс их зарождения – возникновение и обоснование конструкторского замысла, который чаще всего определяет причины будущих отказов. Конструкторский замысел является совокупным результатом использования природных способностей и индивидуальных знаний человека, которые он на протяжении всей своей профессиональной деятельности накапливает, сохраняет и применяет для создания технических объектов. Он не имеет ничего общего с компьютеризацией производственной деятельности, направленной на снижение доли рутинного труда, поэтому подмена знаний и навыков конструктора компьютерными возможностями не способна повысить надежность создаваемой техники [32–34].

Разработкой научно-методических основ обеспечения надежности при конструировании не занималось и не занимается ни одно из образовательных и академических учреждений, а также промышленных ведомств. В советское время считалось, что фундаментального инженерного образования вполне достаточно, чтобы конструкторы были способны разрабатывать качественную и надежную технику. Тем не менее на каждом крупном предприятии создавались узкопрофессиональные инженерные школы, непрерывно обогащаемые опытом и знаниями многих поколений инженеров, которые по разным причинам должным образом не формализовались, а передавались из уст в уста, из поколения в поколение [23]. При этом все научные разработки в области надежности проводились в предположении, что работоспособность изделий к началу эксплуатации обеспечена заведомо (за счет высокой квалификации конструкторов), т. е. фактически в отрыве от генезиса надежности. В современном мире возлагают надежды уже на использование компьютерных технологий проектирования, полагая, что компьютер не ошибается, следовательно, надежность при конструировании обеспечивается автоматически [32]. Однако игнорируется тот факт, что при этом резко повышается вычислительный

потенциал компьютерной техники и (по недоразумению) необоснованно занижается образовательный уровень инженеров. По мнению автора, это является неосмотрительной ошибкой, которую следует как можно быстрее начинать исправлять, но без разработки и использования научно-методических подходов к надежности на основе конструкторско-технологических подходов сделать практически невозможно [33–34].

5. Генезис обеспечения конструкторско-технологической надежности

В философском плане все технические объекты, которые человек создает, в каком-то смысле являются «протезами» – приспособлениями, заменяющими недоступные или компенсирующие несвойственные и труднодостижимые человеку функции: перемещаться в пространстве (технические устройства для перевозки людей и грузов), общаться с собеседниками на расстоянии (средства связи и коммуникации), жить в комфортных климатических и бытовых условиях (объекты жилищного строительства) и т. п. «Протезы» в широком значении этого слова, которые в повседневной жизни принято называть техническими объектами, – это не творения живой природы, существующие по ее законам, а то, что человек искусственно создает, в силу понимания и осознания им законов природы (иногда неправильно или не до конца их осмысливая). Технические объекты делают жизнь человека удобной, полноценной и комфортной, но совершенно чужды окружающему нас миру и даже в конечном итоге вредны для человека, когда речь заходит об их утилизации, а раз так, то технические объекты нужны человеку и создаются исключительно для удовлетворения его нужд¹. Только человек способен предусмотреть и заложить в них определенную (нужную ему) функциональность, как *совокупность свойств, определяемых наличием и конкретными особенностями набора функций, способных удовлетворять заданные или подразумеваемые потребности* (ГОСТ 28806-90). Причем такая функциональность технических объектов должна быть изначально (до их появления) известна и понятна человеку, иначе могут возникнуть существенные безопасностные риски при выходе из-под контроля управления над ними. По аналогичному принципу выполняют и сборочные чертежи. В них должны быть указаны все, даже мельчайшие детали (например, болты, гайки и шайбы), каждая из которых выполняет строго определенную функцию, ради которой все они и используются. Причем каждая такая функция не просто (и не только) существует, но может быть формализована третьим лицом, не имеющим прямого отношения к конструкторскому замыслу, для независимого обоснования ее выполнения.

¹ Кстати, пресловутому искусственному интеллекту, человеческие «протезы» тоже не нужны. Да, и с какой стати искусственный интеллект будет создавать необходимые человеку технические объекты («протезы»), если сам в них не нуждается, и почему он должен лучше человека знать, что тому нужно (это же относится и к любым цифровым технологиям, в первую очередь, проектирования).

Понимание функциональности как наличия и набора требуемых функций в конечном итоге лежит в основе надежности, которая может быть достигнута только целенаправленными и последовательными действиями человека. Соответственно, не формализовав, что такое требуемая функциональность, достигнуть надежности близкой к единице практически невозможно.

6. Модели поведения технических изделий в смысле надежности

Принципиально любое производство изделий организовано так, что возможны два варианта что-либо изготовить. Первый – это сделать «на коленке», по принципу «как сделал, так и хорошо». Второй – по заранее разработанному плану, для чего используют чертежи изделий с заведомо понятной и известной функциональностью, в первую очередь, связанной с прочностью [35]. Чертежи важны тем, что до начала производства, исходя из информации, которая содержится в них, можно провести необходимые инженерные расчеты, снизив риски совершения ошибок, и спланировать производство для повышения его эффективности. Смысл и назначение чертежей заключаются в том, что в них содержатся полные сведения о выполнении изделием требуемых функций, а также необходимые и достаточные требования к их изготовлению и эксплуатации. Отсутствие или недостаток в чертежах такой информации неизбежно снижает надежность изделия (весь вопрос в степени такого снижения). Существует также две модели поведения изделий в смысле надежности, которые связаны с чертежами.

Когда «под рукой» нет чертежей на изделие (они не предусмотрены для эксплуатанта или их попросту не существует, например, утеряны), то модель его поведения в смысле надежности может проявиться исключительно в процессе наблюдений за эксплуатацией (или при статистических испытаниях). Для описания такого поведения можно использовать статистику отказов, обрабатывая которую математическими методами можно получать различные показатели надежности. Для реализации именно такого подхода созданы методы современной теории надежности, когда неважно какой из элементов изделия приводит к отказу или почему этот отказ вообще произошел. Здесь человек является всего лишь наблюдателем, который исследует и обобщает законы поведения технических объектов по результатам их работы.

О том, что статистические методы теории надежности являются частным случаем физического понимания различных процессов и явлений, неоднократно отмечали советские ученые А.И. Берг [36], В.В. Болотин [9, 37], А.С. Проников [38–39], А.М. Половко [4], И.А. Ушаков [40] и мн. др., но принципиально до настоящего времени так ничего и не поменялось. Различные прогнозы поведения будущих изделий принято давать по данным отслуживших свой срок технических объектов [39], а действенных методов управления отказами на максимально ранних стадиях жизненного цикла вновь создаваемых объектов, в первую очередь машиностроения, так и не

появилось [41]. Существуют лишь общие рекомендации к проектированию и конструированию изделий, выработанные на основе продолжительной практической деятельности инженеров, выполняя которые может быть достигнута их высокая работоспособность и надежность [42–46]. Однако такие рекомендации никак не связаны с предоставлением доказательств достижения или недостижения изделием заданных значений показателей надежности исходя из конкретных решений, принимаемых конструктором при разработке изделий, т. е. не отвечают на вопрос: «Сколько с позиций снижения показателей надежности могут весить ошибки конструктора» [7]. Как следствие, неизбежно возникли различного рода допущения и ограничения, связанные с представлениями о моделях раннего предупреждения отказов, например, принято считать, что в начальный момент эксплуатации автоматический КА находится в работоспособном состоянии (ГОСТ Р 56526-2015), невозможно описать первый горб *U*-образной кривой надежности математическими формулами, пригодными для инженерных расчетов [47], надежность силовых конструкций КА близка к единице, если их прочность обеспечивается с необходимыми коэффициентами безопасности [48], надежность системы тем выше, чем меньше в ней функциональных элементов [4] и т. п.

Вторая модель поведения технических систем в смысле надежности строится на том, что чертеж содержит все необходимые и достаточные требования для изготовления и эксплуатации изделия, которое при установленной наработке в заданных режимах и условиях применения будет работать безотказно. Фактически, речь идет о том, что проектирование таких изделий выполнено в логике недопустимости отказов, в худшем случае, – допустимых рисков отказов. Предпосылки для такого подхода описаны в основах обеспечения надежности при проектировании, когда следует соблюдать принцип избыточности для исключения (или снижения) факторов неопределенности между «необходимой» структурой изделия и «случайностью» внешних факторов среды, при этом степень избыточности определяет допустимое соотношение между заданной надежностью и возможной ненадежностью [49]. Это следует понимать так, что если при проектировании и конструировании не допущено ошибок, изготовление осуществлено без повреждений и дефектов, а при эксплуатации не нарушены требования эксплуатационной документации, то отказам просто не откуда взяться. В случае появления отклонений на любой из указанных стадиях жизненного цикла возникают риски отказов. Соответственно, основная задача любой разработки – не допустить ошибок при проектировании и конструировании и предпринять меры, препятствующие возникновению дефектов при изготовлении и эксплуатации изделий. Решение такой задачи подробно рассмотрено на примерах раскрывающихся конструкций КА в работах, которые способны служить методическим пособием для инженеров по использованию конструкторско-технологических подходов к обеспечению на-

дежности, пригодных для практического использования (внедрения) [5, 23]. В этом случае можно считать, что техническая документация (конструкторская и технологическая) представляет собой текстографическую модель изделия, которая содержит всю необходимую и достаточную информацию для выполнения требуемых функций. В частности, геометрические параметры соответствуют заданным размерам и допускам, выбор материалов произведен исходя из научно-обоснованных физико-механических характеристик и установленных запасов прочности, строительные высоты и толщины стенок элементов конструкций подобраны с учетом заданных коэффициентов безопасности и т. п., следовательно, выходные параметры любого реального воплощения изделия при изготовлении будут соответствовать требованиям конструкторской документации, а само изделие, соответственно, будет работать так, как это задумал конструктор. Закономерным результатом такой модели поведения изделий в смысле надежности являются хорошо известные методы бездефектного проектирования (соблюдение общепринятых принципов, правил, требований, норм и стандартов разработки чертежей) и бездефектного производства (работы в строгом соответствии с требованиями чертежей без карточек разрешений на отступления) [50–51].

Если использовать вторую модель поведения изделия в смысле надежности, основанную на технической документации, то возникают три задачи [23]:

1) определить его надежность исходя из информации о нем на бумажных носителях (конструкторской и технологической документации) и в электронных документах (например, аннотационной 3D-модели);

2) установить необходимые и достаточные требования к изготовлению в конструкторской и технологической документации, чтобы обеспечить его заданную надежность;

3) провести требуемый технический контроль установленных требований.

В известном смысле такая постановка вопроса – это тривиальная инженерная задача, решение которой может быть организовано и направлено надлежащим образом, в т. ч. методами раннего предупреждения отказов. Например, с помощью процедур проведения конструкторско-технологического анализа надежности для достижения требуемых показателей функциональности, работоспособности и надежности изделий на базе обобщенной параметрической модели функционирования [5–7, 23, 33–34]. Причем при экономической целесообразности и финансовой возможности ничто не мешает получить количественные показатели надежности, как того требуют стандарты, основанные на статистических подходах современной теории надежности [52].

7. Особенности расчетов высокоответственных изделий

Когда речь заходит о достижении безотказности изделий свыше трех девяток (точнее 0,997, что соответствует правилу «трех сигм»), то какие-либо расчеты

с использованием вероятностно-статистических закономерностей становятся бессмысленными [4, глава 14]. Все возможные отказы в этом случае будут находиться в области редких событий, которые не подчиняются статистическим закономерностям из-за того, что любая их выборка будет всегда меньше требуемой генеральной совокупности. Фактически подобные отказы при проведении соответствующего инженерного анализа имеют вполне рациональную причинно-следственную закономерность. Целью такого анализа может служить предоставление доказательств того, что ненадежность системы $Q(t)$ будет ниже определенной величины

$$Q(t) \leq 1 - P(t).$$

Результатом же анализа должно стать планирование и проведение таких видов расчетов и испытаний, которые были бы нацелены не столько на определение надежности, как это принято делать при использовании методов современной теории надежности, сколько на подтверждение требуемой ненадежности с использованием метода отрицательных суждений (антитезисов). В этом случае, если доказано, что ненадежность, например, меньше 0,0001, то надежность действительно будет больше 0,9999 [23].

Возможны ли в таком случае «черные лебеди»? Безусловно возможны (от ошибок никто не застрахован), но очевидно их будет значительно меньше, если этим просто не заниматься, думая, что все равно невозможно избежать ошибок, или же, не работая над методологической базой проведения таких анализов. Дело всего лишь за выбором – управлять рисками возникновения возможных редких отказов либо обоснованно отказаться от такой возможности [7]. Например, при заданной безотказности не выше 0,99 применение методов современной теории надежности вполне может оказаться оправданным, но уже при 0,999 – абсолютно недостаточным, и следует дополнительно использовать методики раннего предупреждения отказов, дающие возможность конструктору своевременно принимать обоснованные технические решения для профилактики отказов на основе инженерных дисциплин и конструкторско-технологических способов обеспечения качества и надежности.

8. О необходимости применения методов конструкторско-технологического анализа надежности

Как известно, надежность – это свойство объекта сохранять во времени способность выполнять требуемые функции в заданных режимах и условиях применения, технического обслуживания, хранения и транспортирования [52]. Если изделие еще не существует, то его надежность объективно обусловлена техническими требованиями конструкторской документации к изготовлению и эксплуатации, определяющими способность изделия проявлять заданную надежность. Такая способность не возникает сама по себе, она закладывается конструктором при разработке в результате использования эвристического мышления, знаний технологии и условий эксплуатации, инженерной логики, обу-

манных решений, проведения инженерных расчетов и отработочных испытаний. В процессе изготовления такая способность изделия может снижаться из-за возникновения производственных дефектов и повреждений либо сохраняться на уровне конструкторского замысла при соблюдении условий бездефектного производства [23]. Отступление от требований эксплуатационной документации в процессе эксплуатации приводит к аналогичному результату. Именно поэтому считается, что *повысить надежность техники в процессе эксплуатации нельзя. Ее можно только обеспечить и поддерживать на необходимом уровне* [4]. В этой связи конструкторские и технологические решения напрямую обуславливают способность изделия достигать заданной надежности. Причем именно такие решения определяют уровень надежности изделия в начале эксплуатации (на этапе приработки), который характеризует первый «горб» на *U*-образной кривой надежности. Если учитывать факторы генезиса надежности, то нет тут никакой коммерческой тайны в отношении причин появления первого «горба», как указано в работе [47], впрочем, как и возможности описать первой «горб» кривой «простыми математическими формулами, пригодными для инженерных расчетов». Все зависит от эффективности методик раннего предупреждения отказов, которые конструктор использует или не использует в своей работе.

Понимание надежности как свойства и как способности проявления такого свойства не противоречит определению термина «вероятность» в ГОСТ Р 50779.10, где вероятность рассматривается как действительное число в интервале от 0 до 1, относящееся к случайному событию, которое может отражать относительную частоту в серии наблюдений, или степень уверенности в том, что некоторое событие произойдет. Обычно принято характеризовать выполнение требуемых функций изделием вероятностью безотказной работы, т. е. частотной вероятностью того, что в пределах заданной наработки отказ не возникнет. Однако ничто не мешает характеризовать функционирование будущего изделия при разработке конструкторской документации условной вероятностью того, что логическая или субъективная вероятность его работы, в случае изготовления согласно конструкторской и технологической документации, будет обеспечена при соблюдении условий бездефектного проектирования и бездефектного производства (т. е. без снижения способности изделия проявлять надежность такой, какой ее задумал конструктор) [50–51].

Дуальность понимания термина «вероятность» приводит к двум вариантам разработки и изготовления изделий. В первом случае (при частотной вероятности), что бы ни произошло в процессе разработки и изготовления изделия, в т. ч. с применением или без применения стандартов системы менеджмента качества, например серии ISO 9000, его безотказность может быть охарактеризована частотной вероятностью, которую в определенном (экономически оправданном) интервале можно контролировать путем проведения статистических испытаний.

Во втором случае (при условной вероятности), безотказность изделия может быть основана на уверенности конструктора в том, что все технические требования, которые он установил в конструкторской документации в достаточной степени обоснованы и позволяют реальному изделию, изготовленному в условиях бездефектного производства, выполнить заданные функции независимо от серийности его изготовления. Причем обоснованность технических требований означает, что любое из гипотетических (т. е. возможных, но какой-либо причине не реализованных в производстве) или реальных (в результате фактического изготовления) состояний и смен событий изделия позволило бы (или позволит) выполнить требуемые функции при соблюдении условий бездефектного производства. Формализованное описание таких состояний и смен событий в виде набора параметров, характеризующих способность выполнения требуемых функций, и допустимых пределов изменения значений этих параметров тождественна идеи цифрового двойника – «единой модели, достоверно описывающей все характеристики, процессы и взаимосвязи как для отдельного объекта, так и для всего производства» [53]. На практике указанная уверенность подтверждается предоставлением контрольного списка (чек-листа) доказательств, например, выбора материалов и недопустимости их замен, установления геометрических размеров и допусков и безусловного их выполнения, задания функциональных характеристик и их подтверждения в конструкции, согласования конструктивных требований с технологическими возможностями и ограничениями производства, соответствия факторов технологической наследственности заданным требованиям конструкторской документации, применения входного контроля покупных изделий на соответствие установленным требованиям и т. д. Данный подход позволяет обеспечить предельную надежность изделия, изготовленного даже в единственном экземпляре, без резервирования критичных элементов, однако, в этом случае требуется методика, позволяющая создать условия для обеспечения безошибочного проектирования – выбора обоснованных принципов работоспособности и подтверждения инженерных решений для достижения заданных показателей надежности.

Смысл безошибочного проектирования можно показать на примере, который использовал английский естествоиспытатель Т.Г. Гексли для описания сущности математики. Бездефектное проектирование (аналог ЕСКД) и бездефектное производство (аналог ISO 9000) – это мельничные жернова. Если засыпать в них зерна пшеницы (безошибочное проектирование), мы получим муку. Подсыпая же зерна пшеницы перемежку с мусором (ошибочные конструкторские решения), мы не получим муки. Жернова (бездефектное проектирование и бездефектное производство) будут послушно перемалывать мусор (ошибочные решения), получая все тот же мусор (изделия с неконтролируемой надежностью).

Безошибочное проектирование достигается при условии использования непредвзятого обоснования

критичных решений на основе оценок рисков выполнения каждой из требуемых функций изделия для фактического исполнения документации (в состоянии «как она есть»). В такой модели конструктор предопределяет выполнение требуемых функций условиями, которые он рассматривает исходя из конструкторских и технологических ограничений и задает их в виде технических требований чертежа, которые должны быть выполнены и проконтролированы на производстве. В этом случае оценка надежности на стадии разработки документации и изготовления производится методом расчета надежности по вероятностям выполнения компонентами и элементами требуемых функций на основе метода структурной надежности [7]. Использование указанного метода расчета надежности возможно только в неразрывной связи с методикой конструкторско-технологического анализа надежности, что позволяет получить полный перечень критичных параметров и расчетных критериев, которые влияют на надежность. Это дает возможность установить задачи для проведения инженерных расчетов и отработки критичных параметров функционирования изделий с учетом установленных конструктивных запасов [5].

9. Заключение

Надежность как комплексное свойство характеризуется вероятностью, которая, с одной стороны, определяет частоту возникновения возможных отказов, а, с другой стороны, указывает на число ошибок инженеров, совершенных при разработке, изготовлении и эксплуатации изделий, которые могут привести к отказам. Причем частота отказов определяется усилиями инженеров, которые направлены на исключение или смягчения последствий возможных отказов на каждой из стадий жизненного цикла. Чем больше будет предпринято таких усилий и чем раньше они будут применены, тем надежность изделий будет выше.

В конечном итоге надежность обусловлена последовательным и методичным выполнением процедур безошибочного проектирования, бездефектного проектирования и бездефектного производства, эффективность которых никак не привязана к серийности изделий. Их эффективность и результативность определяется конкретными решениями и действиями инженеров, обеспечивающих выполнение изделием требуемых функций с заданными показателями надежности в установленных режимах и условиях применения.

Процедуры безошибочного проектирования, бездефектного проектирования и бездефектного производства основаны на результатах конструкторско-технологического анализа надежности, предназначенного для достижения требуемых показателей функциональности, работоспособности и надежности изделий на базе обобщенной параметрической модели функционирования. Методика проведения такого анализа использует необходимые инженерные дисциплины и конструкторско-технологические способы обеспечения качества и надежности, и не привязана к статистическим правилам современной теории надежности.

Библиографический список

1. Space Vehicle Mechanisms – Elements of Successful Design / Edited by Peter L. Conley. NJ.: John Wiley & Sons, 1998. 794 p.
2. ГОСТ 27.002–89. Надежность в технике. Основные понятия. Термины и определения. М.: Изд-во стандартов, 1990. 37 с.
3. Бирюков Г.П., Кукушкин Ю.Ф., Торпачев А.В. Основы обеспечения надежности и безопасности стартовых комплексов. М.: Изд-во МАИ, 2002. 264 с.
4. Половко А.М., Гуров С.В. Основы теории надежности. СПб.: БХВ-Петербург, 2006. 704 с.
5. Похабов Ю.П. Конструкторско-технологический анализ надежности, Методическое пособие (на примере системы отделения космических аппаратов): препринт. Железногорск: АО «НПО ПМ МКБ», 2020. 57 с. [Выдано свидетельство о регистрации объекта интеллектуальной собственности № 3644 от 27.05.2020, зарегистрированное ООО «Сибкопирйт», г. Новосибирск] // Gnedenko e-Forum [сайт]. URL: <https://gnedenko.net/> (дата обращения: 20.10.2021).
6. Похабов Ю.П., Ушаков И.А. О безаварийности функционирования уникальных высокоответственных систем // Методы менеджмента качества. 2014. № 11. С. 50–56.
7. Похабов Ю.П. О надежности высокоответственных невосстанавливаемых изделий космического назначения с малой наработкой на примере механических устройств одноразового срабатывания // Надежность. 2021. Т. 21. № 3. С. 3–12.
8. Artyushenko A.G., Pokhabov Yu.P. Design and technology reliability analysis: fork // IOP Conference Series: Materials Science and Engineering. 2020. Vol. 862(2). P. 022001(1–6). doi:10.1088/1757-899X/862/2/022001
9. Болотин В.В. Применение методов теории вероятностей и теории надежности в расчетах сооружений. М.: Изд-во лит. по строительству, 1971. 255 с.
10. Always P. Rockets of the Wold. Published by Saturn Press, 1999. 384 p.
11. Fortescue P., Stark J., Swinerd G. Spacecraft Systems Engineering. NJ.: John Wiley & Sons, 2003. 704 p.
12. Тестоедов Н.А., Косенко В.Е., Выгонский Ю.Г. и др. Космические системы ретрансляции. М.: Радиотехника, 2017. 448 с.
13. Fusaro R.L. NASA Space Mechanisms Handbook – Lessons Learned Documented // Research & Technology 1998. NASA/TM – 1999-2088815. P. 138–140.
14. Shapiro W., et al. Space Mechanisms Lessons Learned Study, Volume I – Summary. NASA/TM-107046, 1995.
15. Shapiro W., et al. Space Mechanisms Lessons Learned Study, Volume II – Literature Review. NASA/TM-107047, 1995.
16. Gore B.W. Critical Clearances in Space Vehicles. The Aerospace Corporation ATR-2009(9369)-1, 2008. 41 p.
17. Harland D.M., Lorenz R.D. Space systems failures: disasters and rescues of satellites, rockets and space probes. Berlin: Springer, 2005. 368 p.
18. Штокал А.О., Рыков Е.В., Добросовестнов К.Б. и др. Пути повышения надежности работы узлов раскрытия космических аппаратов с отложенным срабатыванием // Вестник НПО им. С.А. Лавочкина. 2017. № 4. С. 60–67.
19. Merstallinger A., Sales M., Semerad E., et al. Assessment of Cold Welding between Separable Contact Surfaces due to Impact and Fretting under Vacuum. ESA STM-279. Nordwijk, 2009.

20. Похабов Ю.П., Макаров В.П., Колобов А.Ю. и др. Особенности обеспечения надежности функционирования механических устройств раскрытия и фиксации конструкции посадочных модулей // Актуальные вопросы проектирования космических систем и комплексов. Сборник научных трудов. Вып. 20. 2019. С. 151–166.
21. Кузнецов А.А. Надежность конструкции баллистических ракет. М.: Машиностроение, 1978. 256 с.
22. Кузнецов А.А., Золотов А.А., Комягин В.А. и др. Надежность механических частей конструкции летательных аппаратов. М.: Машиностроение, 1979. 144 с.
23. Похабов Ю.П. Теория и практика обеспечения надежности механических устройств одноразового срабатывания. Красноярск: СФУ, 2018. 338 с.
24. Saleh J.H., Caster J.-F. Reliability and Multi-State Failures: A Statistical Approach, First Edition. NJ.: John Wiley & Sons, 2011. 206 p.
25. Отказы ракетно-космической техники [Электронный ресурс] // Ракеты-носители, спутники, самолеты, приборы: [сайт]. URL: <http://ecoruspace.me/> (дата обращения: 20.10.2021).
26. Левенчук А. Системноинженерное мышление в управлении жизненным циклом [Электронный ресурс] // Лабораторный журнал: [сайт]. [2014]. URL: <https://ailev.livejournal.com/1121478.html> (дата обращения: 20.10.2021).
27. Hecht H., Hecht M. Reliability prediction for spacecraft, Report prepared for Rome Air Development Center: no. RADC-TR-85-229. Rome Air Development Center, 1985. 156 p.
28. Туманов А.В., Зеленцов В.В., Щеглов Г.А. Основы компоновки бортового оборудования космических аппаратов. М.: Изд-во МГТУ им. Н.Э. Баумана, 2010. 344 с.
29. Севастьянов Н.Н., Андреев А.И. Основы управления надежностью космических аппаратов с длительными сроками эксплуатации. Томск: Издат. Дом ТГУ, 2015. 266 с.
30. Ван-Желен В. Физическая теория надежности. Симферополь: Крым, 1998. 318 с.
31. Куриленко А.М., Ледовский А.Д. Качество судовых динамических систем управления. СПб.: Судостроение, 1994. 176 с.
32. Кулешов А.П. Преодолеть сопротивление материалов: интервью 02.02.2018 // Стимул: журнал об инновациях в России: сетевой журн. 2018. URL: https://stimul.online/articles/interview/preodolet-soprotivlenie-materialov/?sphrase_id=1295 (дата обращения: 20.10.2021).
33. Похабов Ю.П. Надежность в цифровых технологиях // Надежность. 2020. Т. 20. № 2. С. 3–11.
34. Похабов Ю.П. Надежность: взгляд конструктора // Надежность. 2020. Т. 20. № 4. С. 13–20.
35. Гедер Г. Конструирование и расчеты: пособие при практ. работах конструкторов и обучающихся: пер со 2-го (нем.) изд. Л.Я. Бершадский. СПб.: Изд-во К. Риккера, 1904. 534 с.
36. Берг А.И. Избранные труды. М.–Л.: Энергия, 1964. 224 с.
37. Болотин В.В. Теория надежности механических систем с конечным числом степеней свободы // Известия АН СССР. Механика твердого тела. 1969. № 5. С. 74–81.
38. Проников А.С. Параметрическая надежность машин. М.: Изд-во МГТУ им. Н.Э. Баумана, 2002. 560 с.
39. Проников А.С. Надежность машин. М.: Машиностроение, 1978. 592 с.
40. Ушаков И.А. Надежность: прошлое, настоящее, будущее: пленарный доклад на открытии конференции «Математические методы в надежности» (MMR–2000), Бордо, Франция, 2000 // Надежность: Вопросы теории и практики: сетевой журн. 2016. No. 1(1). P. 17–27. URL: http://www.gnedenko.net/Journal/2006/RTA_1_2006.pdf (дата обращения 20.10.2021).
41. Плахотникова Е.В., Сафонов А.С., Ушаков М.В. Проектирование изделий с учетом требований к показателям надежности // Известия ТулГУ: Технические науки. 2015. Вып. 7. Ч. 1. С. 134–139.
42. Ендогур А.И. Проектирование авиационных конструкций. Проектирование конструкций деталей и узлов. М.: Изд-во МАИ-ПРИНТ, 2009. 540 с.
43. Орлов П.И. Основы конструирования: в 2-х кн. Кн. 1 / под ред. П.Н. Учаева. М.: Машиностроение, 1988. 560 с.
44. Хорошев А.Н. Введение в управление проектированием механических систем. Белгород, 1999. 372 с.
45. Леликов О.П. Основы расчета и проектирования деталей и узлов машин. М.: Машиностроение, 2007. 464 с.
46. Бушуев В.В. Практика конструирования машин. М.: Машиностроение, 2006. 448 с.
47. Тимошенко С.П., Симонов Б.М., Горошко В.Н. Основы теории надежности. М.: Юрайт, 2015. 445 с.
48. Патраев В.Е., Халиманович В.И. Надежность космических аппаратов космического обеспечения. Красноярск: СибГАУ, 2016. 208 с.
49. Веников Г.В. Проектирование и надежность. М.: Знание, 1971. 96 с.
50. Горохова В.В. Применение Саратовской системы при проведении исследовательских и конструкторских работ. М.: Изд. стандартов, 1969. 105 с.
51. Дубовиков Б.А. Основы научной организации управления качеством (опыт применения и теоретические обоснования системы организации бездефектного труда). М.: Экономика, 1966. 321 с.
52. ГОСТ 27.002–2015. Надежность в технике. Основные понятия. Термины и определения. М.: Стандартинформ, 2016. IV, 23 с.
53. Боровков А.И., Рябов Ю.А., Кукушкин К.В. и др. Цифровые двойники и цифровая трансформация предприятий ОПК // Оборонная техника. 2018. № 1. С. 6–33.

Сведения об авторе

Юрий Павлович Похабов – кандидат технических наук, Акционерное общество «НПО ПМ – Малое Конструкторское Бюро» (АО «НПО ПМ МКБ»), начальник центра научно-технических разработок, Железногорск, Красноярский край, Российская Федерация, e-mail: pokhabov_yury@mail.ru

Вклад автора в статью

В статье продолжен авторский цикл публикаций в журнале «Надежность» за 2015–2021 гг., которые посвящены рассмотрению вопросов обеспечения надежности уникальных высокоответственных систем с помощью процедур проведения конструкторско-технологического анализа надежности на базе обобщенной параметрической модели функционирования.

Конфликт интересов

Автор заявляет об отсутствии конфликта интересов.

Критерий эффективности смещенных оценок. Новый взгляд на старые проблемы

Виктор С. Михайлов, Федеральное государственное унитарное предприятие «Центральный научно-исследовательский институт химии и механики им. Д.И. Менделеева», Москва, Российская Федерация
mvs1956@list.ru



Виктор С.
Михайлов

Резюме. Идеальным вариантом в задачах оценивания является использование несмещенной оценки с минимальным уклонением (дисперсией), если такая оценка существует. В настоящее время нет инструментов получения несмещенных оценок (если они существуют!). Например, полученная методом максимального правдоподобия (план испытаний NBT) оценка средней наработки до отказа $T_{cp} = (\text{суммарная наработка})/(\text{число отказов})$ является сильно смещенной. Такое положение дел не может устроить тех, кто занимается решением прикладных задач. Эффективными несмещенными оценками пользуются всегда, когда они существуют. Если невозможно найти эффективную несмещенную оценку в смысле среднеквадратического уклонения, то следует научиться сравнивать смещенные оценки. Подавляющее большинство задач связано с оценками, имеющими смещение. В классе смещенных оценок следует искать оценки с минимальным смещением, а среди них – с минимальным уклонением. Именно такие оценки следует называть в классе смещенных оценок эффективными по смещению или просто эффективными, что не противоречит классическому определению, а лишь расширяет его. Такой процесс поиска гарантирует получение оценок с хорошими точностными характеристиками. Однако при таком определении эффективной оценки по смещению всегда найдется вариант сравниваемых оценок, когда суммарное смещение одной оценки незначительно превалирует над суммарным смещением другой оценки, и то же самое происходит над суммарными уклонениями этих оценок, но уже в другом порядке. В такой постановке задачи формальный выбор эффективной по смещению оценки становится невозможным и имеет произвольный характер, т.е. выбор эффективной по смещению оценки принимается испытателем по интуиции. В этом случае выбор испытателя может стать неверным. Поэтому возникает задача построения критерия эффективности на основании которого выбор эффективной по смещению оценки становится формальностью. **Цель работы.** Целью работы является построение критерия эффективности на основании которого выбор эффективной по смещению оценки однозначно определяется расчетом. **Методы исследования.** Для нахождения эффективной по смещению оценки использовались интегральные числовые характеристики точности оценки, а именно: суммарный квадрат смещения ожидаемой реализации некоторого варианта оценки от исследуемых параметров законов распределений и т. д. **Выводы.** 1) Для биномиального плана и плана испытаний с восстановлением и ограниченным временем испытаний построены критерии эффективности, которые позволяют однозначно определить эффективную по смещению оценку из числа предложенных оценок. 2) На основании построенных критериев эффективности для различных планов испытаний выбраны эффективные по смещению оценки из числа предложенных.

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

Для цитирования: Михайлов В.С. Критерий эффективности смещенных оценок. Новый взгляд на старые проблемы // Надежность. 2022. №1. С. 30-37. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2022-22-1-30-37>

Поступила 10.11.2021 г. / После доработки 24.01.2022 г. / К печати 18.03.2022 г.

Введение

Определение эффективной оценки [1]: «Оценка параметра, имеющая наименьшее математическое ожидание квадрата ее отклонения от оцениваемого параметра для любого значения параметра, называется эффективной». Классическая теория математической статистики [1] замечает, что в классе всех возможных оценок параметра эффективной оценки не существует! Поэтому автор источника [1] далее пишет: «необходимо наложить некоторые ограничения на множество оценок, в котором мы ищем наилучшую эффективную оценку. Естественным сужением класса оценок является класс так называемых несмещенных оценок параметра». В этом случае эффективная оценка для скалярного параметра является несмещенной оценкой с минимальной дисперсией. В некоторых случаях узнать наилучшую несмещенную оценку помогают неравенства Крамера-Рао [1]: если оценка эффективная, то она и наилучшая в указанном выше смысле, т.к. имеет наименьшую возможную дисперсию.

Идеальным вариантом в задачах оценивания является использование несмещенной оценки с минимальным отклонением (дисперсией), если такая оценка существует. Для этого в классе несмещенных оценок следует, с целью выявления эффективной оценки, аналитически провести доказательство выполнения неравенства Крамера-Рао для этой оценки. Следует отметить, что неравенства Крамера-Рао должно выполняться для всех значений оцениваемых параметров. Но даже для экспоненциальных семейств распределений, для которых только и существуют эффективные оценки, эффективно оценить с помощью неравенства Крамера-Рао можно лишь одну какую-то функцию от параметра. Вопрос тем более открыт для семейств распределений, не являющихся экспоненциальными. Если такое доказательство сложно провести аналитически, то следует провести вычисление суммы отклонений для всех значений оцениваемого параметра. Для эффективной несмещенной оценки сумма отклонений должна быть минимальной.

В настоящее время нет инструментов получения несмещенных оценок (если они существуют!). Например, полученная методом максимального правдоподобия (план испытаний NBT) оценка средней наработки до отказа $T_{cp} = (\text{суммарная наработка})/(\text{число отказов})$ является сильно смещенной. Такое положение дел не может устроить тех, кто занимается решением прикладных задач. Эффективными несмещенными оценками пользуются всегда, когда они существуют. Если невозможно найти эффективную несмещенную оценку в смысле среднеквадратического отклонения, то следует научиться сравнивать смещенные оценки. Подавляющее большинство задач связано с оценками, имеющими смещение.

В классе смещенных оценок следует искать оценки с минимальным смещением, а среди них – с минимальным отклонением [2]. Именно такие оценки следует называть

в классе смещенных оценок эффективными по смещению или просто эффективными, что не противоречит классическому определению, а лишь расширяет его. Такой процесс поиска гарантирует получение оценок с хорошими точностными характеристиками. Заметим, что опыт построения эффективных оценок показывает, что полученная несмещенная эффективная оценка не всегда будет обладать минимальным отклонением [2]. Скорее наоборот, всегда найдется оценка, обладающая минимальным отклонением в сравнении с несмещенной оценкой. Во всех случаях, когда существует эффективная (несмещенная) оценка, существует смещенная оценка более точная, чем эффективная, т.е. с меньшим квадратом ошибки [3, стр. 284]. Этот факт свидетельствует в пользу смещения как первичного фактора при построении критерия эффективности оценок. Для определения эффективной по смещению оценки следует провести вычисление сумм смещений и отклонений для всех значений оцениваемого параметра. Для эффективной смещенной оценки каждая из сумм должна быть минимальной. Такое определение эффективной оценки в некотором выделенном классе смещенных оценок не противоречит определению эффективной оценки в классе несмещенных оценок. Наоборот, определение эффективной оценки в классе несмещенных оценок является частым случаем определения эффективной оценки в некотором выделенном классе смещенных оценок, включающий подкласс несмещенных оценок.

Почему именно интегральный подход? При сравнении классическим методом, когда отклонение должно быть минимальным сразу для всех значений параметра, получаем, что одна из сравниваемых смещенных оценок будет обладать меньшим отклонением в одной части значений параметра, а другая – в оставшейся, при сравнимом смещении. Для их сравнения и требуется суммирование всех отклонений (смещений). Суммы смещений и отклонений определяют критерий эффективности.

Однако при таком определении эффективной оценки по смещению всегда найдется вариант сравниваемых оценок, когда суммарное смещение одной оценки значительно превалирует над суммарным смещением другой оценки, и то же самое происходит над суммарными отклонениями этих оценок, но уже в другом порядке. В такой постановке задачи формальный выбор эффективной по смещению оценки становится невозможным и имеет произвольный характер, т.е. выбор эффективной по смещению оценки принимается испытателем по интуиции. В этом случае выбор испытателя может стать неверным. Поэтому возникает задача построения критерия эффективности, на основании которого выбор эффективной по смещению оценки становится формальностью.

Цель работы

Целью работы является построение критерия эффективности, на основании которого выбор эффективной по смещению оценки однозначно определяется расчетом.

Методы исследования

Для нахождения эффективной по смещению оценки использовались интегральные числовые характеристики точности оценки, а именно: суммарный квадрат смещения ожидаемой реализации некоторого варианта оценки от исследуемых параметров законов распределений и т.д. [2].

Построение критерия эффективности оценок

Обозначим через $A(\theta)$ суммарное смещение оценки θ от оцениваемого параметра t , а через $B(\theta)$ суммарное уклонение оценки θ от оцениваемого параметра t . Заметим, что суммирование происходит в рабочем диапазоне по всем значениям оцениваемого параметра t , так и по всем значениям параметров плана испытаний и иных параметров (например, время за которое оценивается вероятность безотказной работы (ВБР)).

Для нужд построения критерия эффективности смещенных оценок будем произвольную статистическую оценку θ характеризовать смещением и дисперсией. Обозначим через $b = E(\theta) - t$ смещение оценки θ от параметра t , где E – математическое ожидание, а через D – дисперсию оценки θ . Тогда уклонение (в среднем квадратичном смысле) некоторой оценки θ от оцениваемого параметра t выражается формулой [1, 4, 5]

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

Заметим, что уклонение, как характеристика эффективности, при изменении дисперсии тоже изменится на эту величину (см. формулу (1)). Т.е. ее изменение происходит без учета зависимости от конкретной величины смещения оценки. Попытаемся связать дисперсию и квадрат смещения так, чтобы при изменении дисперсии уклонение менялось с учетом смещения. Учтем, что смещение является первичным фактором при выборе эффективной оценки. И потребуем от вновь построенной характеристики $C(\theta)$, чтобы при изменении дисперсии на величину δD для небольших смещений $b \approx 0 + \delta$, учет влияния смещения на характеристику был незначительным, и наоборот, для больших смещений $b \gg 0$, учет влияния смещения на характеристику $C(\theta)$ был значительным. И потребуем, чтобы изменение характеристики $C(\theta)$ было линейным относительно характеристик D и b^2 . Этим требованиям наиболее полно подходит произведение характеристик D и b^2 :

$$C(\theta) = D \cdot b^2. \quad (2)$$

Из формулы (2) следует, что с изменением дисперсии на величину δD характеристика $C(\theta) = (D + \delta D) \cdot b^2 = D \cdot b^2 + \delta D \cdot b^2$ изменяется на величину, которая учитывает величину квадрата смещения линейно. Верна и обратная ситуация, т.е. с изменением квадрата смещения на некоторую величину характеристика $C(\theta)$ изменяется на величину, которая учитывает величину дисперсии линейно. Фигурально выражаясь, отображением характеристики $C(\theta)$ на прямоугольные оси координат D и b^2 является прямоугольник с площадью $D \cdot b^2$. Любое не-

значительное изменение характеристик D и b^2 приводит к изменению площади или конфигурации прямоугольника. Т.о. при незначительных отличиях характеристик D и b^2 следует в качестве эффективной по смещению выбирать оценку с минимальной характеристикой $C(\theta)$ (площадью). При равенстве характеристик $C(\theta)$ (площадей) следует выбирать, в качестве эффективной по смещению, оценку с наименьшей величиной смещения. Напомним, что построение критерия осуществлялось только для смещенных оценок. В случае несмещенных оценок такой характеристикой (критерием) служит уклонение $B(\theta)$ (см. формулу (1)). Заметим, что для несмещенных оценок их реализации группируются вокруг истинного количественного значения оцениваемого параметра с разных сторон. При формулировании критерия эффективности следует потребовать от смещенных оценок аналогичных качеств.

Сформулируем требования к процессу выбора эффективных оценок по смещению:

- предлагаемые оценки должны быть строго монотонны по всем своим параметрам;
- выбираются оценки с минимальным смещением $A(\theta) = b^2$ или близкие к таковым.

Если в процессе выбора из числа предложенных оценок оказалась единственная несмещенная оценка, то она и является эффективной по смещению. Для того, чтобы эта оценка оказалась эффективной в классе несмещенных оценок, необходимо доказать неравенство Крамера-Рао для этой оценки;

- исключаются оценки, для которых выполняется неравенство $A = b^2 > D$, т.е. смещение превалирует над разбросом значений этой оценки;
- выбираются оценки, для которых выполняется неравенство $D / A > 4$, т.е. оценки, для которых их реализации группируются вокруг истинного количественного значения оцениваемого параметра с разных сторон;
- среди оставшихся оценок выбирается оценка с минимальным смещением $A(\theta) = b^2$ или близкими к таковой (+5 ... +20%). В случае единственной выбранной оценки с минимальным смещением A эта оценка признается эффективной по смещению;
- в случае с равными A в качестве эффективной по смещению выбирается оценка с минимальной дисперсией.

Большинство манипуляций заменяет предложенный критерий $C(\theta) = D \cdot b^2$.

Рассмотрим примеры построения критерия выбора эффективных по смещению оценок.

Биномиальный план испытаний. Вероятность безотказной работы

Здесь и далее воспользуемся результатами работ [2]. Обозначим через θ некоторую абстрактную оценку вероятности отказа в процессе испытаний n изделий. Ограничим объем испытаний $0 < n \leq 10$,

что для высоконадежных и сложных изделий является пределом затрат. Тогда формула суммарного смещения примет вид

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

Формула для суммарной дисперсии имеет вид

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

Заметим, что функция вероятности биномиального плана испытаний P_Σ монотонно убывает с ростом p [5], а следовательно уравнения $P_\Sigma(R = r) = \sum_{k=0}^r P_n(k, w) = 0,5 + x$ и $P_\Sigma(R = r) = \sum_{k=0}^r P_n(k, v) = 0,5$ имеют единственное решение, где $P_n(k, p) = C_n^r p^r (1-p)^{n-r}$.

Расчеты показывают, что оценке w , минимизирующей функционал $A(\theta(n; R))$, соответствует вероятность $\gamma = 0,5 + x = 0,81$. В табл. 1 приведены результаты подстановки в функционалы $A(\theta(n; R))$, $D(\theta(n; R))$ следующих оценок вероятности отказа: $v, w, p_0 = R/n, p_1, p_2, p_3$ [5] и $u = (R + 1)/(n + 2)$, где

$$\begin{aligned} p_1 &= v(0,5; n), R = 0 \text{ и } p_1 = R/n, R > 0; \\ p_2 &= w(0,81; n), R = 0 \text{ и } p_2 = R/n, R > 0; \\ p_3 &= w(0,81; n), R = 0 \text{ и } p_3 = u, R > 0. \end{aligned}$$

Вычисления функционалов $A(\theta(n; R))$ и $D(\theta(n; R))$ проводились с шагом $\delta p = 10^{-3}$. А вычисления неявно заданных оценок w и v проводились с точностью 10^{-4} .

Здесь и далее при построении таблицы использовался вариант вычисления характеристики $C = D \cdot A$, когда вычисление функционалов A и D осуществлялось для каждого значения параметров n и p с последующим их раздельным суммированием, и уже на основе полученных суммарных значений A и D вычислялась характеристика $C = D \cdot A$.

Заметим, что вычисление характеристики C напрямую как функционала

$$\begin{aligned} C(\theta(n; R)) &= \\ &= \frac{1}{10} \sum_{n=1}^{10} \int_0^1 E \{ \theta(n; R) - E\theta(n; R) \}^2 \cdot \{ E\theta(n; R) - p \}^2 dp \end{aligned}$$

сталкивается с большими вычислительными трудностями, связанными с ограниченной величиной характеристики разрядной сетки электронно-вычислительной машины, что в процессе вычисления приводит к обнулению значимых величин для суммирования.

Табл. 1. Результаты подстановки предложенных оценок вероятности отказа в функционалы $A(\theta(n; R))$, $D(\theta(n; R))$ для биномиального плана испытаний

Вид функционала	v $\gamma = 0,5$	w $\gamma = 0,81$	p_1 $\gamma = 0,5$	p_2 $\gamma = 0,81$	p_3 $\gamma = 0,81$	$u = (R + 1)/(n + 2)$	$p_0 = R/n$
A	0,0176	0,0037	0,0113	0,0015	0,0070	0,0104	$6 \cdot 10^{-33}$
D	0,0270	0,0402	0,0288	0,0401	0,0226	0,0162	0,0488
D/A	1,53	10,86	2,54	26,73	3,22	1,55	∞
$C = D \cdot A \cdot 10^4$	4,752	1,4874	3,2544	0,6015	1,595	1,6848	10^{-30}

Что, в последующем итоге, и отражается на конечном результате.

Несмещенную оценку $p_0 = R/n$, приведенную для сравнения, из рассмотрения в качестве эффективной по смещению исключаем, хотя именно она является эффективной.

Из табл. 1 следует, что из рассмотрения следует исключить оценки v, p_1, p_3, u , для которых не выполняется неравенство $D/A > 4$. Тогда из табл. 1 также следует, что минимальными и соизмеримыми смещениями обладают оценки w и p_2 . Их величины отличаются на максимальные $(0,0037 - 0,0015) \cdot 100 / 0,0037 = 59\%$. В соответствии с предложенным критерием эффективности смещенных оценок в качестве эффективной следует однозначно считать оценку p_2 . Из построения следует, что построенный критерий на основе характеристики $C = D \cdot A$ однозначно определяет эффективную по смещению оценку, без проведения предыдущих в абзаце большинства рассуждений.

Предложенные оценки v, w, p_1, p_2 для биномиального плана испытаний имеют смещение, которое можно уменьшить, при этом вид оценок несколько изменится, а именно:

$$\begin{aligned} \hat{v} &= v(0,5; n, R) - 0,4 / ((R + 1)n); \\ \hat{w} &= w(0,81; n, R) - 0,1 / ((R + 1)n); \\ p_{10} &= \hat{v}(0,5; n), R = 0 \text{ и } p_{10} = R/n, R > 0; \\ p_{20} &= \hat{w}(0,81; n), R = 0 \text{ и } p_{20} = R/n, R > 0. \end{aligned}$$

В табл. 2 приведены результаты подстановки в функционалы $A(\theta(n; R))$, $D(\theta(n; R))$ следующих оценок вероятности отказа: $\hat{v}, \hat{w}, p_{10}, p_{20}$.

Табл. 2. Результаты подстановки оценок вероятности отказа $\hat{v}, \hat{w}, p_{10}, p_{20}$ в функционалы $A(\theta(n; R))$, $D(\theta(n; R))$ для биномиального плана испытаний

Вид функционала	\hat{v} $\gamma = 0,5$	\hat{w} $\gamma = 0,81$	p_{10} $\gamma = 0,5$	p_{20} $\gamma = 0,81$
A	0,0034	0,0030	0,000680	0,000355
D	0,0356	0,0427	0,0425	0,0443
D/A	10,47	14,23	62,5	124,7
$C = D \cdot A \cdot 10^4$	1,210	1,28	0,289	0,157

Из табл. 2 следует, что для всех предложенных оценок выполняется неравенство $D/A > 4$. В соответствии с предложенным критерием эффективности смещенных оценок в качестве эффективной следует однозначно считать оценку p_{20} .

Биномиальный план испытаний. Средняя наработка до отказа

Будем считать, что наработка до отказа изделий подчиняется экспоненциальному закону распределения вероятностей (з.р.) с параметром T_0 , где последний совпадает со средней наработкой до отказа (СНДО). Время испытаний каждого из N изделий обозначим через τ .

В качестве критерия получения эффективной оценки СНДО строится функционал, основанный на суммировании квадратов относительных смещений математических ожиданий оценок $\theta(R, n)$ от параметра t экспоненциального з.р. (СНДО) для всех возможных значений $N, \tau, T_0 = t [2]$

$$A(\theta(n; R)) = \frac{1}{3} \sum_{\tau=10^3}^{10^5} \frac{1}{10} \sum_{n=1}^{10} \int_0^{\infty} \frac{1}{t^2} \{E\theta(n; R, \tau) - t\}^2 dt.$$

Интегрирование ведется по всем возможным величинам параметра (СНДО) t из $[0; \infty]$.

Формула для суммарной дисперсии D имеет вид

$$D(\theta(n; R)) = \frac{1}{3} \sum_{\tau=10^3}^{10^5} \frac{1}{10} \sum_{n=1}^{10} \int_0^{\infty} \frac{1}{t^2} E\{\theta(n; R, \tau) - E\theta(n; R, \tau)\}^2 dt.$$

В табл. 3 приведены результаты подстановки в функционалы $A(\theta(n; R)), D(\theta(n; R))$ следующих оценок СНДО:

- $T_1 = ((n - R) \cdot \tau + R \cdot \tau / 2) / (R + 1);$
- $T_2 = -\tau / \text{Ln}(1 - (R + 1) / (n + 1));$
- $T_3 = -\tau / \text{Ln}(1 - p_1);$
- $T_4 = -\tau / \text{Ln}(1 - p_4),$ где $p_4 = u = (R + 1) / (n + 2), R = 0$ и $p_4 = p_0 = R / n, R > 0;$
- $T_5 = -\tau / \text{Ln}(1 - v(R, n, \gamma = 0,5));$
- $T_6 = -\tau / \text{Ln}(1 - v(R, n, \gamma = 0,62)).$

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

Вид функционала	T_1	T_2	T_3	T_4	T_5	T_6
A	1513	11,27	11,26	11,09	11,01	10,59
D	1,962	3,679	7,402	7,534	4,983	9,157
D / A	≈0,01	0,32	0,65	0,67	0,45	0,86
$C = D \cdot A$	2968	41,4	83,3	83,6	54,8	96,9

Из табл. 3 следует, что в соответствии с построенным критерием все оценки следует исключить из рассмотрения, т.к. для них не выполняется критическое условие $D / A > 4$. Однако, из-за необходимости сделать выбор, оценку $T_6 = -\tau / \text{Ln}(1 - v(R, n, \gamma = 0,62))$ с минимальным смещением и максимальной характеристикой $D / A = 0,86$ следует признать условно эффективной по смещению.

Предложенные оценки СНДО для биномиального плана испытаний сильно смещены, однако это смещение можно уменьшить, при этом вид оценок несколько изменится, а именно:

$$T_{10} = 400 + 0,015 \cdot \tau + \tau \cdot (n - R + R \cdot 0,02) / (R + 0,5);$$

$$T_{20} = 400 + 0,015 \cdot \tau + (-\tau \cdot 0,7 / \text{Ln}(1 - (R + 0,4) / (n + 0,4)));$$

$$T_{30} = 400 + 0,015 \cdot \tau + (-\tau \cdot 0,7 - \tau / \text{Ln}(1 - p_1));$$

$$T_{40} = 400 + 0,015 \cdot \tau + (-\tau \cdot 0,7 / \text{Ln}(1 - p_4)),$$

где $p_4 = u = (R + 1) / (n + 2), R = 0$ и $p_4 = p_0 = R / n, R > 0;$

$$T_{50} = 400 + 0,015 \cdot \tau + (-\tau / \text{Ln}(1 - v(R, n, \gamma = 0,5)));$$

$$T_{60} = 400 + 0,015 \cdot \tau + (-\tau \cdot 0,75 / \text{Ln}(1 - v(R, n, \gamma = 0,62))).$$

Варианты предложенных оценок с меньшим смещением представлены в табл. 4.

Табл. 4. Результаты подстановки предложенных оценок СНДО в функционалы $A(\theta(n; R)), D(\theta(n; R))$ для биномиального плана испытаний

Вид функционала	T_{10}	T_{20}	T_{30}	T_{40}	T_{50}	T_{60}
A	5,67	4,62	5,34	5,27	5,03	4,85
D	9,65	7,06	3,62	3,69	4,98	5,47
D / A	1,70	1,52	0,67	0,70	0,99	1,12
$C = D \cdot A$	54	32,61	19,33	19,44	25,04	26,52

Из табл. 4 следует, что в соответствии с построенным критерием все оценки следует исключить из рассмотрения, т.к. для них выполняется критическое условие $D / A < 4$. Однако, из-за необходимости сделать выбор, оценку $T_{20} = 400 + 0,015 \cdot \tau - \tau \cdot 0,7 / \text{Ln}(1 - (R + 0,4) / (n + 0,4))$ с минимальным смещением следует признать условно эффективной по смещению.

Дальнейшее уменьшение смещения на выделенном классе оценок является довольно сложной задачей. В данном случае решением задачи уменьшения смещения является поиск на более широком классе оценок, включающим класс несмещенных оценок или близкий к таковым. Заметим, что чем ближе оценка к несмещенной (характеристика A стремится к нулю), если таковая существует, ее дисперсия увеличивается (см. табл. 1), стремясь снизу к дисперсии несмещенной оценки, или уменьшается, стремясь сверху к дисперсии несмещенной оценки, что вынуждает их реализации группироваться вокруг истинного количественного значения оцениваемого параметра с разных сторон, подобно реализациям несмещенных оценок. Этот факт следует непосредственно из неравенства Крамера-Рао для смещенных оценок [5, ф. 2.14.14]. Поэтому для оценок, близких по смещению к нулю, всегда будет выполняться условие $D / A > 4$. Важно заметить, что оценки выбираемого класса, предназначенного для поиска эффективных по смещению оценок, должны соблюдать строгую монотонность относительно всех своих параметров (R, τ, n).

План испытаний типа $NB\tau$. СНДО

Здесь и далее обозначения плана испытаний соответствуют [6, 7]. Для плана типа $NB\tau$ достаточной статистикой является число наблюдаемых отказов (r) [6, 7]. Обозначим случайное число отказов через R , тогда для плана испытаний типа $NB\tau$ случайная величина R (далее – с.в.), имеет пуассоновское распределение $L(r; \Delta)$ с параметром $\Delta = n\tau / T_0, n = N [4-7]$. Тогда, по определе-

нию, r – реализация с.в. R . С другой стороны, R – сумма с.в. X_i , каждая из которых есть случайное число отказов одного из N изделий ($1 < i < n$), поставленных на испытание. С.в. X_i имеют пуассоновское распределение с параметром Δ / n

$$L(r; \Delta) = \sum_{k=0}^{X_1+\dots+X_n=r} \exp\{-\Delta\} \cdot \frac{\Delta^k}{k!}. \quad (3)$$

Воспользуемся формулой (3) и изучим свойства оценки параметра Δ , получаемой из уравнения

$$L(r; \Delta) = \sum_{k=0}^r \exp\{-\Delta\} \cdot \frac{\Delta^k}{k!} = 0,5 \text{ или}$$

$$\varepsilon(\Delta) = \ln(2) + \ln\left(\sum_{k=0}^r \frac{\Delta^k}{k!}\right) - \Delta. \quad (4)$$

Минимизируя абсолютную величину $\varepsilon(\Delta)$ в формуле (4), с необходимой точностью получим искомую точечную оценку параметра Пуассона $\Lambda = \Lambda(R)$. Имея оценку $\Lambda(R)$, легко получить оценку СНДО $T_5 = n\tau / \Lambda$. Рассмотрим следующие оценки СНДО:

- неявно заданная оценка $T_5 = n\tau / \Lambda$;
- $T_1 = 2n\tau$, при $R = 0$ и $T_1 = n\tau / (R + 1)$, при $R > 0$;
- $T_2 = 2n\tau$, при $R = 0$ и $T_2 = n\tau / R$, при $R > 0$;
- $T_3 = n\tau / (R + 1)$;
- $T_4 = 6n\tau$, при $R = 0$ и $T_4 = n\tau / (R + 0,5)$, при $R > 0$;
- $T_6 = 1,5n\tau / \Lambda$ при $R = 0$ и $T_6 = n\tau / (\Lambda + 0,5)$, при $R > 0$;
- $T_7 = n\tau / (R + 1) + n\tau e^{-(R+1)} / (R + 1)$ [8];
- $T_8 = n\tau / (R + 1) + n\tau 10^{-(R+0,5)} / (R + 0,5)$;
- $T_9 = n\tau / (R + \beta(R))$ при $\beta = 0,7$;
- $T_{10} = 2,1n\tau$, при $R = 0$ и $T_{10} = n\tau / (R + 1,2)$, при $R > 0$;
- $T_{11} = 2,2n\tau$, при $R = 0$ и $T_{11} = n\tau / (R + 1 + 1/R)$, при $R > 0$.

В основе сравнения этих оценок по смещению лежит функционал ($T_0 = t$) [2]

$$A(\theta(n; R)) = \int_0^\infty \frac{1}{t^2} \{E\theta(n; R) - t\}^2 d\Delta.$$

Формула для нормированной дисперсии D имеет вид

$$D(\theta(n; R)) = \int_0^\infty \frac{1}{t^2} E\{\theta(n; R) - E\theta(n; R)\}^2 d\Delta.$$

Табл. 5. Результаты подстановки предложенных оценок СНДО в функционалы $A(\theta(n; R))$, $D(\theta(n; R))$ для плана испытаний типа NBт

Вид функционала	A	D	D/A	$C=D \cdot A$
$T_{11} = 2,2n\tau$, при $R = 0$ и $T_{11} = n\tau / (R + 1 + 1/R)$, при $R > 0$	0,214	3,93	18,36	0,841
$T_{10} = 2,1n\tau$, при $R = 0$ и $T_{10} = n\tau / (R + 1,2)$, при $R > 0$	0,234	3,89	16,62	0,910
$T_6 = 1,5n\tau / \Lambda$ при $R = 0$ и $T_6 = n\tau / (\Lambda + 0,5)$, при $R > 0$	0,234	3,98	17,00	0,931
$T_1 = 2n\tau$, при $R = 0$ и $T_1 = n\tau / (R + 1)$, при $R > 0$	0,25	4,12	16,48	1,03
$T_8 = n\tau / (R + 1) + n\tau 10^{-(R+0,5)} / (R + 0,5)$	0,28	4,00	14,28	1,134
$T_7 = n\tau / (R + 1) + n\tau e^{-(R+1)} / (R + 1)$ [8]	0,34	4,1	12,05	1,394
$T_9 = n\tau / (R+0,7)$	0,364	4,43	12,17	1,61
$T_5 = n\tau / \Lambda$	0,37	4,51	12,18	1,66
$T_3 = n\tau / (R + 1)$	0,500	3,72	7,44	2,30
$T_2 = 2n\tau$, при $R = 0$ и $T_2 = n\tau / R$, при $R > 0$	1,437	7,94	5,52	11,40
$T_4 = 6n\tau$, при $R = 0$ и $T_4 = n\tau / (R + 0,5)$, при $R > 0$	5,36	10,21	1,90	54,72

В табл. 5 приведены результаты подстановки предложенных оценок СНДО в функционалы $A(\theta(n; R))$, $D(\theta(n; R))$ для плана испытаний типа NBт.

Из табл. 5 следует, что оценки T_1 , T_6 , T_8 , T_{10} и T_{11} имеют примерно одинаковые смещения. Их величины максимально отличаются на $(0,28 - 0,214) \cdot 100 / 0,28 = 23\%$. В соответствии с предложенным критерием эффективности смещенных оценок, в качестве наиболее эффективной следует однозначно считать оценку T_{11} с минимальной величиной характеристики $C = 0,841$.

Заметим, что в [2] приведено доказательство того факта, что в классе оценок $T_R = n\tau / (R + 1) + n\tau f(R)$ оценка $T_1 = 2n\tau$, при $R = 0$ и $T_1 = n\tau / (R + 1)$, при $R > 0$ доставляет минимум функционалу $A = 0,25$. Докажем, что оценка $T_9 = n\tau / (R + \beta(R))$ не принадлежит классу оценок T_R , для этого достаточно представить оценку T_9 в виде $T_9 = n\tau(R + 2) / (R + 1)(R + \beta(R)) - n\tau / (R + 1)(R + \beta(R))$, откуда и следует утверждение. Единственная оценка из класса T_9 , принадлежащая классу оценок T_R , является оценка вида

$$T_9 = n\tau / (R + \beta(R)) =$$

$$= n\tau(R + 2) / (R + 1)(R + \beta(R)) - n\tau / (R + 1)(R + \beta(R)) =$$

$$= n\tau(R + 2) / (R + 1)(R + 2) - n\tau / (R + 1)(R + 2) =$$

$$= n\tau / (R + 1) - n\tau / (R + 1)(R + 2)$$

при $\beta(R) = 2$ (или при $\beta(R) = 0$, т.е. $T_2 = 2n\tau$, при $R = 0$ и $T_2 = n\tau / R = n\tau / (R + 1) + n\tau / R(R + 1)$, при $R > 0$). Где легко заметить, что $n\tau f(R) = -n\tau / (R + 1)(R + 2)$. Поэтому появление величин функционала $A(T_{10}) = 0,234 < 0,25$ на оценке T_{10} и $A(T_{11}) = 0,214 < 0,25$ на оценке T_{11} вполне оправдано.

План испытаний типа NBт. Вероятность безотказной работы

Введем обозначение $m = n\tau$. Рассмотрим оценки ВБР за временной отрезок g вида $\theta(m; g; R) = \exp\{-g / T_i\}$, где T_i – некоторая оценка СНДО (см. табл. 5). Будем рассматривать вместо оценки T_6 оценку вида $T_9 = 4n\tau / \Lambda$ при $R = 0$ и $T_9 = n\tau / \Lambda$, при $R > 0$.

В основе сравнения оценок ВБР по величине суммарного смещения лежит функционал вида [2]

Табл. 6. Результаты подстановки предложенных оценок ВБР в функционалы $A(\theta(m,g;R))$, $D(\theta(m,g;R))$ для плана испытаний типа $NB\tau$

Вид функционала	e^{-g/T_1}	e^{-g/T_2}	e^{-g/T_3}	e^{-g/T_4}	e^{-g/T_5}	e^{-g/T_6}	e^{-g/T_7}
A	0,0346	0,0300	0,0641	0,0156	0,0410	0,0157	0,0458
D	0,0987	0,1066	0,0740	0,1501	0,0876	0,1486	0,0851
D / A	2,85	3,55	1,15	9,62	2,13	9,46	1,85
$C = D \cdot A \cdot 10^3$	3,415	3,198	47,43	2,341	35,91	2,333	3,914

$$A(\theta) = \frac{1}{3} \sum_{m=10^3}^{10^5} \frac{1}{10} \sum_{g=10^3}^{10^5} \int_0^{\infty} \frac{1}{t^2} \{E\theta(n; R, m, g) - \exp(-g\Delta/m)\}^2 d\Delta.$$

Формула для нормированной дисперсии D имеет вид

$$D(\theta) = \frac{1}{3} \sum_{m=10^3}^{10^5} \frac{1}{10} \sum_{g=10^3}^{10^5} \int_0^{\infty} \frac{1}{t^2} E \left\{ \theta(n; R, m, g) - \left[-E\theta(n; R, m, g) \right] \right\}^2 d\Delta.$$

В табл. 6 приведены результаты подстановки предложенных оценок ВБР в функционалы $A(\theta(m,g;R))$, $D(\theta(m,g;R))$ для плана испытаний типа $NB\tau$.

Из табл. 6 следует, что оценки e^{-g/T_4} и e^{-g/T_6} имеют примерно одинаковые смещения. Их величины отличаются на $(0,0157 - 0,0156) \cdot 100 / 0,0157 = 0,63\%$. В соответствии с предложенным критерием эффективности смещенных оценок, в качестве наиболее эффективной следует однозначно считать оценку e^{-g/T_6} с минимальной величиной характеристики $C = 2,333$.

Пример 1. В процессе испытаний на надежность ряда из 1, 2, ..., 10 изделий отказы не возникали. Требуется дать оценку ВБР контролируемой партии изделий, используя эффективные по смещению оценки для биномиального плана испытаний и плана испытаний с восстановлением и ограниченным временем испытаний. Результаты расчета приведены в табл. 7.

Из примера 1 следует, что для биномиального плана и плана испытаний с восстановлением и ограниченным временем испытаний в рамках примера 1 результаты эффективных по смещению оценок различаются (случай $R = 0$). Выбор того, какие оценки следует использовать в этом случае, остается за испытателем.

Пример 2. В процессе испытаний на надежность в течении 1000 ч ряда из 1, 2, ..., 10 изделий отказы не возникали. Требуется дать оценку СНДО контролируемой партии изделий, используя эффективные оценки для

Табл. 7. Результаты расчета ВБР примера 1 ($\tau = g$, $R = 0$)

$N = n$	$p_{20} = \hat{w}(0,81;n)$, $R = 0$ и $p_{20} = R/n$, $R > 0$; $P_{20} = 1 - p_{20}(R = 0) = 1 - \hat{w}(\gamma = 0,81, R = 0)$ Биномиальный план	$P_{NB\tau}(T_6) = \exp\{-g\Delta / 4n\tau\}$, $g = \tau$, $R = 0$, $\Lambda(R) = 0,693148$ План типа $NB\tau$
1	0,91	0,841
2	0,95	0,917
3	0,965	0,944
4	0,973	0,958
5	0,978	0,966
6	0,982	0,972
7	0,984	0,976
8	0,986	0,979
9	0,988	0,981
10	0,989	0,983

Табл. 8. Результаты расчета СНДО примера 2 ($\tau = 1000$, $R = 0$)

$N = n$	$T_{20} = 400 + 0,015 \cdot \tau + (-\tau \cdot 0,7 / \ln(1 - (R + 0,4)/(n + 0,4)))$ Биномиальный план	$T_{11} = 2,2n\tau$, при $R = 0$ и $T_{11} = n\tau / (R + 1 + 1/R)$, при $R > 0$ План типа $NB\tau$
1	2495	2200
2	4254	4400
3	6008	6600
4	7759	8800
5	9511	11000
6	11261	13200
7	13012	15400
8	14762	17600
9	16512	19800
10	18263	22000

биномиального плана испытаний и плана испытаний с восстановлением и ограниченным временем испытаний. Результаты расчета приведены в табл. 8.

Из примеров 1 и 2 следует, что для биномиального плана и плана испытаний с восстановлением и ограниченным временем испытаний результаты эффективных по смещению оценок различаются (случай $R=0$). Выбор того, какие оценки следует использовать в этом случае, остается за испытателем.

Послесловие

Сформулирован общий подход к построению критерия эффективности смещенных оценок. Для различных планов испытаний построены критерии эффективности, которые позволяют однозначно определить эффективную по смещению оценку из числа предложенных оценок. Однако задача построения (получения) эффективных оценок (смещенных и нет) с хорошими статистическими свойствами остается по-прежнему основной в теории надежности и ждет своего решения.

Выводы

1) Для биномиального плана и плана испытаний с восстановлением и ограниченным временем испытаний построены критерии эффективности, которые позволяют однозначно определить эффективную по смещению оценку из числа предложенных оценок.

2) На основании построенных критериев эффективности для различных планов испытаний выбраны эффективные по смещению оценки из числа предложенных.

Библиографический список

1. Ясногородский Р.М. Теория вероятностей и математическая статистика. Учебное пособие. Санкт-Петербург: Научные технологии, 2019. 320 с.
2. Михайлов В.С., Юрков Н.К. Интегральные оценки в теории надежности. Введение и основные результаты.

М.: ТЕХНОСФЕРА, 2020. 149 с.

3. Пугачев В.С. Теория вероятностей и математическая статистика: Учебн. пособие: 2-е изд., исправл. и дополн. М.: ФИЗМАТЛИТ, 2002. 496 с.

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

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

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

7. 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.

8. Михайлов В.С. Нахождение эффективной оценки средней наработки на отказ // Надежность и контроль качества. 1988. № 9. С. 6–11.

Сведения об авторе

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

Вклад автора в статью

Автором предложен новый критерий эффективности по смещению и на основе предложенного критерия получены эффективные по смещению оценки различных планов испытаний.

Конфликт интересов

Автор заявляет об отсутствии конфликта интересов.

Соотношения между состояниями и событиями при моделировании надежности Марковскими процессами

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



Борис П. Зеленцов

Резюме. Рассмотрены соотношения между состояниями и событиями, которые используются при построении диаграмм процессов, описывающих надежность объектов. По построенной диаграмме состояний и событий формируются исходные данные и выбирается математический метод, который реализуется в соответствии с поставленной задачей. Приведены особенности и преимущества матричного метода. **Цель.** Совершенствование методов моделирования путем уточнения соотношений между состояниями и событиями и использования матричных методов расчета. **Методы.** Рассмотренные причинно-следственные связи между состояниями и событиями позволили сформулировать соотношения между ними: событие может быть причиной изменения состояния, тогда изменение состояния является следствием; состояние может быть причиной возникновения события, тогда событие является следствием состояния. При таком подходе событие может быть причиной изменения состояния, и в то же время событие является следствием какого-то состояния. Аналогичная ситуация складывается с состояниями: состояние может быть причиной события и в то же время состояние является следствием какого-то события. Отмечено также, что в условиях одного состояния могут произойти несколько событий, а событие также может приводить к нескольким состояниям. Приведены примеры таких соотношений. Отмечено, что продолжительность состояния может быть постоянной, случайной или нулевой. Рассмотренные соотношения между состояниями и событиями позволяют обоснованно формировать диаграмму состояний и переходов. Обоснованное формирование диаграммы состояний и переходов является результатом изложения концептуальной модели, в которой всем состояниям и событиям дается физическое и техническое толкование, переходящее затем в формальную диаграмму состояний и переходов. Особое внимание уделено матричным методам, которые характеризуются рядом преимуществ: компактностью и простотой преобразований исходных характеристик в выходные характеристики, наличием стандартного математического обеспечения, использованием проверочных процедур, возможностью реализации с помощью стандартных компьютерных средств. Исходные данные формируются также в матричном виде. Приведены характеристики обоснованной диаграммы состояний и переходов, которые могут быть вычислены по исходным данным. Отмечено использование методов, основанных на полумарковских процессах. Отмечена целесообразность формирования циклов при использовании матричных методов. Затронута также актуальная тема, связанная с большим числом состояний и вытекающая из этого проблема укрупнения состояний. Приведены два подхода к укрупнению состояний, которые позволяют сохранить без изменения выходные характеристики системы. **Результаты.** Сформулировано предложение по формированию модели надежности, которая состоит в выполнении нескольких этапов: формулирование цели моделирования с указанием используемых показателей надежности, описание концептуальной модели, формирование обоснованной диаграммы состояний-переходов, выбор математического метода, проведение расчетов, обсуждение результатов, выводы и предложения на основании проведенного моделирования. **Обсуждение и выводы.** При формировании модели надежности следует учитывать причинно-следственные связи между состояниями и событиями, которые устанавливаются с учетом физических и инженерно-технических особенностей объекта. С учетом этих связей формируется диаграмма состояний, на основе которой составляются исходные данные модели. Одним из эффективных математических методов является матричный метод, который характеризуется рядом положительных особенностей. Изложенные соображения носят методический характер, они могут быть полезны при формировании моделей надежности технических систем и при изучении теории надежности в учебных заведениях.

Ключевые слова: надежность объекта, диаграмма состояний-переходов, матричные методы моделирования марковских процессов.

Для цитирования: Зеленцов Б.П. Соотношения между состояниями и событиями при моделировании надежности Марковскими процессами // Надежность. 2022. №1. С. 38-43. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2022-22-1-38-43>

Поступила 26.11.2021 г. / После доработки 21.01.2022 г. / К печати 18.03.2022 г.

Введение

Одной из проблем исследования сложных систем является построение таких моделей реальных систем, которые пригодны для теоретического и экспериментального изучения их свойств. При этом модели надежности объектов должны адекватно отображать реальные процессы в существующих системах. Математическое моделирование является наиболее распространенным и перспективным методом изучения сложных систем, который позволяет проводить исследование на этапе проектирования, решать задачи анализа и синтеза, прогнозировать качество и эффективность функционирования систем, обосновывать необходимую или оптимальную структуру при проектировании новых и совершенствовании существующих систем и правильно интерпретировать статистические данные.

Как правило, модели надежности строят на базе дискретного множества состояний, переходы между которыми происходят в непрерывном времени. Эти процессы графически изображают в виде диаграммы состояний-переходов. В статье рассмотрены причинно-следственные соотношения между состояниями и событиями (переходами между состояниями), которые формируют диаграмму. Дальнейшее использование диаграммы связано с выбором математического метода и проведением расчетов в соответствии с поставленной задачей моделирования процессов надежности.

Приведенные в статье соображения носят методический характер и отражают индивидуальное мнение автора в области моделирования надежности технических систем.

Обзор источников

В государственном стандарте [1] установлено руководство по применению марковских методов для моделирования надежности систем с дискретными состояниями в непрерывном времени. Марковские методы могут использоваться при моделировании надежности различных технических систем. При применении марковского анализа используют диаграмму состояний-переходов, которая является графическим представлением концептуальной модели и моделирует поведение системы во времени. Изложены правила построения диаграмм состояний и переходов и приведены примеры применения этих правил. В соответствии с таким представлением применяют методологию анализа пространства состояний. Анализ пространства состояний применяют при исследовании надежности различных вариантов построения систем: резервированных систем, систем со сложными стратегиями обслуживания и др. Особо подчеркнуто, что ключевой задачей марковского анализа является корректное построение диаграммы состояний-переходов. При этом однородный марковский процесс полностью характеризуется матрицей интенсивностей переходов.

Далее в стандарте [1] отмечены преимущества методов марковского анализа: возможность моделирования

разных стратегий технического обслуживания. Предположение о постоянстве интенсивности восстановления должно быть обосновано в том случае, если среднее время восстановления не является пренебрежимо малой величиной по сравнению с соответствующим значением средней наработки до отказа. Отмечено также, что при использовании методов марковского анализа необходимы специальные меры предосторожности, связанные с возрастанием количества состояний системы. В случае большого количества состояний и переходов возрастает вероятность ошибок и искажений. Кроме того, расчетные методы также усложняются и могут требовать применения специальных компьютерных программ. Из практических соображений состояния с очень низкой вероятностью допускается исключать из модели функционирования системы.

В отечественной и зарубежной литературе имеются многочисленные публикации, связанные с исследованием свойств марковских процессов в дискретном и непрерывном времени и их применением для моделирования вероятностных систем различного назначения, например, [2, 3, 4]. Особо следует отметить широкое применение теории марковских процессов с использованием диаграмм состояний-переходов для решения задач в области надежности. Так, в [5] на основе марковских процессов в непрерывном времени составлены модели функционирования восстанавливаемых и невосстанавливаемых систем, приведены методы расчета показателей надежности (коэффициента готовности, среднего времени между отказами и др.) при различных условиях, связанных со спецификой оборудования. В частности, в [5] приведены модели надежности систем с периодическим контролем, который проводится со случайным периодом. В [6] исследованы методы расчета надежности на основе марковских процессов с учетом полноты контроля. В этих работах рассмотрены марковские модели, в которых будущее состояние системы не зависит от того, как проходил процесс смены состояний до существующего состояния.

В математических моделях надежности при использовании марковских методов четко прослеживается процесс смены состояний объекта (элемента, системы). Этот процесс отражает реальные процессы в технических системах. Прежде всего, определим термин «состояние объекта».

Техническое состояние объекта (техническое состояние, состояние объекта, состояние) – это совокупность свойств объекта, подверженных изменению в процессе его производства, эксплуатации, транспортировки и хранения, характеризуемых значениями параметров и/или качественными признаками, установленными в документации [7]. Из приведенного определения следует, что состояние характеризуется временем, которое отсчитывается от начала состояния до конца состояния, при этом начало и конец состояния являются событиями. Следует отметить, что в [1] использован термин «переход между состояниями», что является синонимом термина «событие». Термин «событие» (точнее «слу-

чайное событие») является базовым термином теории вероятностей. В дальнейшем будем использовать оба термина, имеющих одинаковый смысл.

В [8] восстановление рассматривается как процесс и как событие, заключающееся в переходе объекта из неработоспособного состояния в работоспособное. Из этого определения, а также из определения интенсивности восстановления следует, что здесь имеется в виду событие, связанное с завершением восстановления. При таком понимании с восстановлением связаны два события: начало восстановления и завершение восстановления. В математических моделях зачастую используется параметр «интенсивность восстановления», который является характеристикой завершения восстановления при условии, что имело место событие «начало восстановления». Следует отметить, что событие «начало восстановления» может происходить при разных условиях: непосредственно после отказа, с задержкой из-за ограниченных возможностей восстановления, использование объекта в неработоспособном состоянии после скрытого отказа и др.

Соотношение между терминами «состояние» и «событие»

Для согласованного понимания процесса смены состояний отметим причинно-следственные связи между терминами «состояние» и «событие». В математических моделях, как правило, полагается, что события (переходы между состояниями) происходят мгновенно.

Событие может быть причиной изменения состояния, тогда измененное состояние является следствием события. Примеры:

- отказ является причиной изменения работоспособного состояния на неработоспособное, то есть неработоспособное состояние является следствием отказа;
- завершение восстановления является причиной перехода от восстановления к работоспособному состоянию, то есть работоспособное состояние является следствием завершения восстановления;
- обнаружение отказа может быть причиной начала восстановления или блокирования объекта, то есть начало восстановления или блокирование объекта являются следствиями обнаружения отказа.

Состояние может быть причиной возникновения события. В этом случае событие является следствием состояния. Примеры:

- использование объекта по назначению является причиной отказа, то есть отказ является следствием использования объекта;
- ремонт (восстановление) объекта является причиной событий «начало функционирования» или «начало хранения», то есть «начало функционирования» или «начало хранения» являются следствиями ремонта (восстановления);
- операция недостоверного контроля технического состояния может быть причиной таких событий, как

ошибка контроля I рода и ошибка контроля II рода, то есть ошибки контроля I и II рода являются следствиями операции недостоверного контроля.

Итак, событие может быть причиной изменения состояния и в то же время событие является следствием какого-то состояния. Аналогичная ситуация складывается с состоянием: состояние может быть причиной события и в то же время состояние является следствием какого-то события.

Следует отметить, что одно и то же событие является, как правило, концом одного состояния и началом другого состояния. Поэтому события могут иметь разные названия в зависимости от того, к какому состоянию их относят при формировании модели.

В примерах, приведенных в стандарте [1], начало восстановления совпадает с отказом объекта. В реальных системах могут быть ситуации, отличные от этой. Переход в состояние восстановления может произойти при следующих событиях:

- восстановление после ожидания в очереди (при ограниченном восстановлении);
- обнаружение скрытого отказа при диагностировании объекта;
- в результате ошибки контроля происходит ложное восстановление работоспособного объекта.

Можно отметить случаи, когда отказ не приводит к восстановлению в момент отказа:

- происходит скрытый отказ;
- происходит явный отказ и объект становится в очередь на восстановление (при ограниченном восстановлении);
- после проверки технического состояния отказ не обнаружен.

Следует иметь в виду, что в условиях одного состояния могут произойти несколько событий, например, при использовании объекта по назначению могут произойти скрытые отказы, явные отказы, предотказы, повреждения. Событие также может приводить к нескольким состояниям: операция контроля технического состояния может быть достоверной или может привести к ошибкам контроля I и II рода.

Итак, состояния и события связаны между собой во времени причинно-следственными отношениями. Новое состояние объекта (элемента системы или самой системы) является следствием определенного события, а любое событие является следствием предшествовавшего состояния. Каждому состоянию соответствуют два события: начало состояния и его завершение.

Продолжительность состояния может быть трех видов: она может быть постоянной (установленной, регулярной, детерминированной), случайной или нулевой. При нулевой продолжительности состояния начало и конец состояния совпадают. Такое состояние можно назвать как состоянием, так и событием.

Пример состояния с постоянной продолжительностью: диагностирование объекта с постоянным временем диагностирования. Пример состояния со случайной

продолжительностью: случайное время восстановления (ремонта) объекта. Пример нулевой продолжительностью: операция диагностирования объекта проводится за время, которое существенно меньше продолжительности других состояний, поэтому в моделях продолжительность операции диагностирования полагается нулевой.

При построении моделей надежности учитывают особенности систем, которые невозможно перечислить в одной статье. Тем не менее можно отметить следующие факторы:

- наличие скрытых отказов, явных отказов, предотказов;
- применение системы мониторинга технического состояния;
- использование системы технического обслуживания;
- применение технического обслуживания с периодическим или непрерывным контролем;
- возможность ошибок контроля I и II рода и многое другое.

Итак, переход между состояниями $s_i \rightarrow s_j$ представляет собой событие, которое является следствием состояния s_i и причиной состояния s_j , то есть состояние s_j является следствием этого события. Следует отметить, что в [1] переходы между состояниями (события) зачастую приведены без необходимого пояснения. При этом используются выражения «переход между состояниями», «переход из одного состояния в другое», «возвращение из одного состояния в другое».

Для обоснованного формирования диаграммы следует дать полное описание состояниям и переходам (событиям). Для каждого состояния следует указать:

- 1) название;
- 2) переход в состояние как следствие некоторого события;
- 3) завершение состояния как следствие какого-то другого события.

Для каждого события (перехода) целесообразно отметить:

- 1) название;
- 2) состояние, являющееся причиной события;
- 3) состояние, являющееся следствием события.

При применении математических методов на основе цепей и процессов Маркова используются различные типы состояний, связанные с диаграммами: соседние состояния, достижимые состояния, сообщающиеся состояния, изолированное состояние, поглощающее состояние, несущественное и существенное состояние, возвратное и невозвратное состояние. Особенности диаграмм выражаются в использовании различных типов множеств и подмножеств состояний: связное множество, замкнутое и незамкнутое множество, транзитивное подмножество, подмножество существенных и несущественных состояний, эргодическое множество. Эти термины достаточно полно освещены в учебной и научной литературе.

При формулировании особенностей диаграмм состояний-переходов следует придерживаться «безупреч-

ности терминов», которая сводится к их однозначности, непротиворечивости и согласованности с государственными стандартами [9].

Матричные методы моделирования марковских процессов

В стандарте [1] отмечено, что однородный марковский процесс в непрерывном времени полностью характеризуется матрицей интенсивностей, которая используется для составления и решения матричного дифференциального уравнения, на основе которого находят вероятности состояний или событий как функции времени. Также отмечен метод, основанный на использовании алгебраических уравнений для вычисления предельных вероятностей состояний. Упомянуты гибридные модели: анализ дерева неисправностей, метод структурной схемы надежности, метод сетей Петри.

Матричный метод является одним из эффективных математических методов моделирования марковских процессов. Исходные данные матричного метода для процесса в непрерывном времени заложены в матрицу интенсивностей. Использование постоянных интенсивностей для времени наступления событий или продолжительности состояний должно быть обосновано.

В отечественной и зарубежной литературе имеются многочисленные публикации, связанные с исследованием свойств марковских процессов в дискретном и непрерывном времени и их применением для моделирования вероятностных систем различного назначения, в том числе для решения задач в области надежности. В [10] приведены матричные методы моделирования марковских процессов в дискретном и непрерывном времени, на основе которых вычисляются вероятностные, временные и частотные характеристики состояний и подмножеств состояний, связанные со спецификой исследуемой системы. Эти характеристики легко переводятся в показатели надежности, такие как вероятность безотказной работы, среднее время безотказной работы, частота отказов, коэффициенты готовности и неготовности и др.

Интерес к матричным методам обусловлен их преимуществами: компактностью и простотой преобразований исходных характеристик в выходные характеристики, наличием стандартного математического обеспечения, возможностью реализации с помощью современных компьютерных средств. Следует отметить, что матричные методы относятся к численно-аналитическим методам, то есть могут быть применимы как для численных расчетов, так и для аналитических исследований.

Приведем краткое представление матричного метода для процесса в непрерывном времени, изложенного в [10]. На основе диаграммы состояний и переходов составляется матрица интенсивностей переходов. По матрице интенсивностей могут быть вычислены:

- вероятности состояний как функции времени при любом начальном состоянии и при заданном начальном

распределении путем составления матричного дифференциального уравнения и его решения;

- предельные вероятности состояний для эргодического процесса по двум аналитическим формулам: на основе обращения матриц и на основе определителей;
- вероятности нахождения в подмножестве состояний;
- среднее время нахождения в подмножестве состояний путем обращения матрицы интенсивностей;
- дисперсия времени нахождения системы в подмножестве состояний путем оперирования с обращенной матрицей интенсивностей и матрицей, сформированной на основе начального распределения вероятностей состояний.

В зависимости от выбранной модели надежности процесс смены состояний может происходить как в дискретном, так и в непрерывном времени. В области надежности математические модели наиболее часто строят в непрерывном времени. В [10] приведены аналогичные процедуры и характеристики для процесса в дискретном времени.

Для моделирования процессов, описывающих надежность систем, можно использовать методы, основанные на полумарковских процессах. Отличие полумарковского процесса от марковского процесса в дискретном и непрерывном времени состоит в том, что переходы рассматриваются не в дискретные моменты времени и не в непрерывном времени, а в моменты выхода из состояний (или моменты смены состояний).

Процесс смены состояний полумарковского процесса задается вероятностями, которые названы вероятностями проходов. Матрица вероятностей проходов может быть сформирована на основе матрицы переходных вероятностей для процесса в дискретном времени и на основе матрицы интенсивностей для процесса в непрерывном времени. Вероятности проходов полумарковского процесса могут быть вычислены также для случаев с постоянной или случайной продолжительностью с неизвестным распределением.

Вероятности проходов не содержат информации о продолжительности состояний. Если такие характеристики нужны для моделирования системы, то их задают совместно с вероятностями проходов в качестве исходных данных. Такими исходными данными могут быть, например, средние времена нахождения в состояниях после попадания в них.

При таком подходе событие представляет собой зависимое событие при условии, что его причиной является некоторое состояние. В этом случае события целесообразно характеризовать условными вероятностями. С этих позиций события, отражаемые в моделях надежности, могут быть детерминированными или случайными. Детерминированное событие является единственным событием, которое является следствием состояния. Его условная вероятность равна 1. А к случайным событиям относятся события, условные вероятности которых меньше 1.

Пример случайного события: отказ объекта при его использовании по назначению в течение некоторого

времени и отсутствие отказа за это время – противоположные случайные события. Пример детерминированного события: переход к использованию объекта в работоспособном состоянии после восстановления.

На основе полумарковского процесса могут быть вычислены:

- математические ожидания числа попаданий в состояния некоторого подмножества, названные средними относительными частотами состояний и представленные в матричном виде;
- средняя продолжительность нахождения в подмножестве состояний на основе средних относительных частот состояний.

Вычислительные и проверочные процедуры целесообразно выполнять методами компьютерной математики. В частности, по готовым формулам вычисляются вероятности состояний как функции времени, предельные вероятности состояний, среднее и дисперсия времени нахождения в подмножестве состояний и другие характеристики. При использовании методов компьютерной математики большое число состояний теряет свою остроту.

Вычислительные процедуры, выполняемые методами компьютерной математики, могут быть исполнены как в числовом, так и в аналитическом виде.

Актуальные задачи, решаемые матричным методом

Кратко отметим две задачи, решаемые матричным методом: укрупнение состояний и циклическое функционирование системы.

В стандарте [1] отмечено, что при большом числе состояний могут возникнуть трудности, связанные с возможными ошибками и искажениями. При этом допускается исключать из модели функционирования системы состояния с очень низкой вероятностью. В научной литературе отмечено, что сокращение числа состояний за счет отбрасывания маловероятных состояний может привести к значительной погрешности выходных характеристик системы. Поэтому такие подходы должны сопровождаться расчетом погрешности, то есть без расчета погрешности такой подход теряет смысл.

При применении матричных методов трудности, связанные с большим числом состояний, достаточно легко преодолеваются за счет применения проверочных процедур как при формировании исходных данных, так и для результатов вычислений. Проверочные процедуры позволяют быстро находить ошибки при введении исходных данных и при реализации вычислительных процедур, поэтому проверочные процедуры позволяют повысить эффективность математических методов.

В [10] изложены два подхода к проблеме укрупнения состояний: укрупнение на основе усечения матричных характеристик и на основе частот. Эти подходы реализуются матричным методом и позволяют сохранить без изменения выходные характеристики системы.

При эксплуатации систем длительного использования имеют место повторяющиеся циклы. Это обстоятельство явилось предпосылкой для формирования модели циклического функционирования систем [10]. В модели циклического функционирования описываются переходы между подмножествами состояний путем оперирования с матрицами. Такой подход позволил вычислять характеристики системы в переходном и стационарном режиме. Приведены формулы для вычисления средней продолжительности нахождения в подмножествах состояний в переходном и стационарном режиме, а также для предельных вероятностей подмножеств.

Результаты

Из приведенных рассуждений вытекает целесообразность выполнения следующих этапов при моделировании надежности.

1. Формирование цели моделирования с указанием используемых показателей надежности.
2. Изложение концептуальной модели, которая содержит исходное представление об объекте. В ней изложены физические и эксплуатационные особенности объекта и приведено инженерно-техническое описание процессов с точки зрения надежности.
3. Построение диаграммы состояний и переходов на основании концептуальной модели.
4. Выбор математического метода. Здесь должно быть четкое представление об исходных данных и о выходных характеристиках, получаемых с помощью метода.
5. Проведение расчетов.
6. Результаты, предложения и выводы на основании проведенного моделирования.

Выводы

1. Сформулировано предложение по формированию модели надежности, которое содержит цель, концептуальную модель, диаграмму состояний и переходов, математический метод, расчеты и выводы.
2. При построении диаграмм состояний-переходов следует учитывать причинно-следственные связи между состояниями и событиями. Установление этих связей основано на физических и инженерно-технических особенностях исследуемых систем.
3. Одним из эффективных методов моделирования марковских процессов является матричный метод, который характеризуется положительными особенностями: компактностью и простотой преобразований, наличием стандартного математического обеспечения.
4. На основе приведенного матричного метода можно строить аналитические и алгоритмические модели эксплуатации и функционирования оборудования технических систем различного назначения.
5. Матричный метод позволяет сопровождать все этапы моделирования проверочными процедурами для исключения ошибок и искажений при формировании

исходных данных и при реализации вычислительных процедур.

6. Операции с матрицами целесообразно выполнять на базе современных программных инструментов типа Mathcad и Matlab.

Изложенный материал может быть использован в качестве методического пособия для четкого формирования моделей надежности технических систем и при изучении теории надежности в учебных заведениях.

Библиографический список

1. ГОСТ Р МЭК 61165-2019. Надежность в технике. Применение марковских методов. М: Стандартинформ, 2019. IV, 26 с.
2. Матальцкий М.А., Хацкевич Г.А. Теория вероятностей и математическая статистика. Минск: Вышайшая школа, 2017. 591 с.
3. Birolini A. Reliability Engineering. Theory and Practice. Springer, 8th ed., 2017. 651 p.
4. Knill O. Probability and Stochastic Processes with Applications. Overseas Press, India Private Limited, 2009.
5. Ушаков И.А. Курс теории надежности систем. М.: Дрофа, 2008. 239 с.
6. Викторова В.С., Степанянц А.С. Модели и методы расчета надежности технических систем. М.: Ленанд, 2016. 256 с.
7. ГОСТ 18322-2016. Система технического обслуживания и ремонта техники. Термины и определения. М: Стандартинформ, 2017. II, 13 с.
8. ГОСТ 27.002-2015. Надежность в технике. Термины и определения. М: Стандартинформ, 2016. IV, 23 с.
9. Зеленцов Б.П. Замечания к содержанию стандарта в области надежности // Надежность. 2021. № 1. С. 34-37.
10. Зеленцов Б.П. Матричные методы моделирования однородных марковских процессов. Palmarium Academic Publishing, 2017. 133 с.

Сведения об авторе

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

Вклад автора в статью

Автор рассмотрел варианты причинно-следственной связей между состояниями и событиями и на примерах показал существенную зависимость будущего от прошлого при моделировании процессов надежности.

Конфликт интересов

Автор заявляет об отсутствии конфликта интересов.

Анализ функциональной надежности работы компрессорных станций в составе подземных хранилищ газа при отклонении фактических показателей эксплуатации от проектных значений

Воронцов М.А.^{1,2*}, Грачев А.С.^{1**}, Грачева А.О.^{1,2}, Киркин М.А.³, Мельникова А.В.¹

¹ООО «Газпром ВНИИГАЗ», п. Развилка, Российская Федерация, ²ФГАОУ ВО «РГУ нефти и газа (НИУ) имени И.М. Губкина» Москва, Российская Федерация, ³ПАО «Газпром», Санкт-Петербург, Российская Федерация

* m_vorontsov@vniigaz.gazprom.ru

** grachev.anatoliy@yandex.ru



Михаил А.
Воронцов



Анатолий С.
Грачев



Алина О. Грачева



Максим А. Киркин



Анна В. Мельникова

Резюме. Цель. В данной статье рассмотрена задача оценки функциональной надежности работы компрессорных станций (КС) подземных хранилищ газа (ПХГ). Предложены определение функциональной надежности КС и методические подходы к ее оценке.

Методы. Проектный расчет компрессорных станций, сценарный анализ. **Результаты.** Представлены: а) определение, показатели функциональной надежности КС и методический подход к ее оценке; б) пример использования методического подхода для КС ПХГ; в) результаты сравнительного анализа функциональной надежности КС ПХГ при различных вариантах оснащения: использование односекционных и двухсекционных центробежных компрессоров в составе газотурбинных газоперекачивающих агрегатов для реализации схемы двухступенчатого компримирования с промежуточным охлаждением.

Заключение. Показана необходимость проведения анализа функциональной надежности различных вариантов оснащения КС ПХГ для определения наиболее рационального варианта, обеспечивающего безусловное выполнение основной целевой функции КС ПХГ в условиях неопределенности исходных данных для проектирования.

Ключевые слова: компрессорная станция, компрессорная станция ПХГ, основные целевые технологические функции, газоперекачивающий агрегат, центробежный компрессор, двухсекционный центробежный компрессор, функциональная надежность.

Для цитирования: Воронцов М.А., Грачев А.С., Грачева А.О., Киркин М.А., Мельникова А.В. Анализ функциональной надежности работы компрессорных станций в составе ПХГ при отклонении фактических показателей эксплуатации от проектных значений // Надежность. 2022. №1. С. 44-51. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2022-22-1-44-51>

Поступила 23.10.2021 г. / После доработки 13.02.2022 г. / К печати 18.03.2022 г.

1. Введение

Для обеспечения пиковых объемов потребления, а также гибкости и надежности поставок газа создают ПХГ для сбора и хранения природного газа и его последующей оперативной подачи потребителям при необходимости [1]. Существует опыт создания ПХГ на базе выработанных месторождений углеводородов, в водоносных пластах или соляных кавернах. Независимо от типа подземного коллектора в составе каждого ПХГ используют компрессорные станции, необходимые для обеспечения термобарических условий процессов отбора и закачки газа в пласт.

КС является критически важным элементом в технологической системе ПХГ, что определяет высокие требования к ее надежности и эффективности. Это во многом обусловлено тем, что КС является «активным» технологическим объектом, т.к. обеспечивает повышение давления газа, в то время как остальные объекты ПХГ в основном являются «заказчиками» заданного значения давления. Например, для работы систем подготовки газа и обеспечения процесса закачки требуется обеспечить проектные значения давления, газосборные сети создают потери давления, которые необходимо компенсировать и т.п. Соответственно, КС ПХГ – единственный объект, изменением режимов работы которого возможно скомпенсировать изменения условий эксплуатации для обеспечения выполнения плановых производственных показателей.

В общем случае, при обеспечении надежности технических систем следует различать два класса задач. Первый класс – это задачи структурной надежности, они решаются с использованием методов традиционной теории надежности, которая исследует процессы отказов и восстановления объектов (технической системы в целом и ее элементов). Второй класс – это задачи анализа функциональной надежности (ФН) технических систем, которая характеризует надежность обеспечения целевых функций системы при отклонениях фактических условий работы от проектных [2]. Анализ структурной надежности базируется на классических методах статистического анализа, что существенно ограничивает его применение для сложных систем, а анализ ФН проводится с привлечением современных методов численного моделирования, теории массового обслуживания, методов машинного обучения и др.

Методы анализа ФН сложных технических систем применяются (и в настоящее время активно развиваются) при поиске наиболее рациональных технико-технологических решений в энергетике, включая атомную промышленность [3], при разработке информационных и операционных систем [4], систем безопасности [5] и др. Задачи, решение которых связано с оценкой ФН технологических систем объектов газовой промышленности, рассмотрены в ряде работ, в частности в работах ООО «Газпром ВНИИГАЗ» [6, 7].

В данной статье рассмотрено решение задачи обеспечения надежности выполнения основных целевых

функций КС ПХГ с учетом неопределенности показателей эксплуатации (ПЭ), которые являются исходными данными при ее проектировании (термобарические, расходные параметры и др.). Данная задача относится ко второму классу задач обеспечения надежности технических систем. Для ее решения разработан соответствующий методический подход, определение ФН КС ПХГ и показатели для ее количественной оценки. В статье представлены методический подход и пример его использования для сравнения ФН вариантов оснащения КС ПХГ с применением газоперекачивающих агрегатов (ГПА) с газотурбинным приводом и различным типами центробежных компрессоров (ЦБК), однокорпусных односекционных и однокорпусных двухсекционных.

2. Основные положения методического подхода, соответствующие понятия и термины

Исследование ФН КС ПХГ включает следующие основные направления:

- определение перечня функциональных отказов;
- идентификация факторов (угроз) ФН КС ПХГ (в перспективе оценка вероятностей их возникновения);
- разработка системы показателей ФН КС ПХГ;
- разработка методов расчета показателей ФН;
- формирование требований к ФН КС ПХГ.

Функциональным отказом (ФО) следует считать невыполнение (полностью или частично) основных функций системы, а факторами ФН – причины и события, которые приведут к наступлению ФО, т.е. угрозы ФН. Соответственно, для определения ФО и идентификации угроз (факторов) ФН КС ПХГ необходимо раскрыть сущность и формализовать понятие ФН КС ПХГ.

3. Функциональная надежность и основные технологические функции компрессорных станций подземных хранилищ газа

В научном сообществе в настоящее время отсутствует общепризнанное определение термина «функциональная надежность» (англ. functional reliability, dependability), и, как следствие, пока нет единого понимания предмета и целей анализа ФН технических систем.

В данной работе по аналогии с [2, 8 – 11] принято, что ФН КС ПХГ – это способность КС обеспечить выполнение ее основной целевой технологической функции (ОЦТФ) в условиях отклонения основных ПЭ (давление на выходе и входе компрессорной станции, объем и/или состав компримируемого природного газа, его температура на входе компрессорной станции и т.п.) от проектных значений.

ОЦТФ для КС ПХГ является обеспечение повышения давления заданного количества газа до значений, необходимых для: а) закачки плановых объемов газа в ПХГ; б) отбора плановых объемов газа в осенне-зимний период для подачи в магистральный газопровод (МГ).

4. Функциональные отказы и факторы функциональной надежности компрессорных станций подземных хранилищ газа

Как уже было отмечено, ФО является невозможность реализации основных технологических функций системы. С учетом сформулированного определения ОЦТФ, для КС ПХГ ФО являются:

- невозможность обеспечить повышение давления плановых объемов газа (при отборе или закачке) до требуемых проектных значений;
- обеспечение ОЦТФ при длительной эксплуатации КС на неоптимальных режимах работы, например, при работе с низким политропным КПД процесса сжатия
- отклонение от номинального значения более чем на 20 % (отн.) – или при возникновении потребности введения в работу резервных ГПА с нарушением нормативных требований к резервированию.

Важно отметить, что для оценки ФН представляют интерес только те случаи, когда перечисленные выше ФО происходят при полностью исправном оборудовании, т.е. не по причине аварий или отказов ГПА и т.п., а вследствие изменения условий эксплуатации. Соответственно, для КС ПХГ – это отклонения расходных и термобарических показателей от проектных значений, которые могут произойти по следующим причинам:

- снижение давления в ПХГ вследствие уменьшения в нем объемов запасов газа, например, при более интенсивных отборах газа относительно плановых значений;
- повышение давления в ПХГ вследствие увеличения в нем объемов запасов газа, например, при более интенсивных закачках газа относительно плановых значений;
- снижение или увеличение давления в ПХГ вследствие изменения или уточнения структуры и свойств коллектора ПХГ;
- изменение температуры газа на входе в КС ПХГ;
- изменение режима работы МГ;
- интенсификация объемов отбора газа и т.п.

Указанные события относятся к факторам ФН КС ПХГ, т.е. к угрозам, которые могут привести к возникновению ФО, и для их устранения может возникнуть потребность в

дополнительных затратах, например, в реконструкции КС (ввод дополнительных ГПА, замена сменной проточной части (СПЧ) и т.п.) [5]. Соответственно, целесообразно при выборе варианта оснащения КС ПХГ учитывать результаты анализа ФН, т.к. это позволяет определить вариант обустройства, обеспечивающий выполнение ОЦТФ в широком диапазоне изменения расходных и барических параметров без дополнительных материальных затрат. Для выполнения количественного анализа ФН необходима система показателей ФН КС ПХГ.

5. Показатели функциональной надежности КС ПХГ

В качестве основных показателей ФН КС ПХГ приняты параметры, которые позволяют количественно оценить последствия изменений в режиме работы КС при наступлении ФО:

- потребность во введении в работу резервных ГПА (без нарушения норм резервирования);
- потребность в установке и введении в работу дополнительных ГПА;
- запас по объемной производительности КС при работе с установленным количеством ГПА и при соблюдении норм резервирования ГПА;
- изменение потребности в топливном газе.

Потребность во введении в работу резервных ГПА без нарушения норм резервирования характеризует способность КС поддерживать ОЦТФ в условиях отклонений расходных и термобарических показателей от проектных значений без дополнительных затрат на установку и ввод агрегатов. Потребность в установке и введении в работу дополнительных ГПА отражает потребность в реконструкции КС, т.е. в дополнительных капитальных вложениях.

Запас по объемной производительности КС характеризует разницу между производительностью по проекту и максимально возможной производительностью в условиях отклонения давления от проектных значений (характеризует наличие запаса по производительности). Т.е. указывает на наличие возможности интенсификации объемов полезной продукции ПХГ.

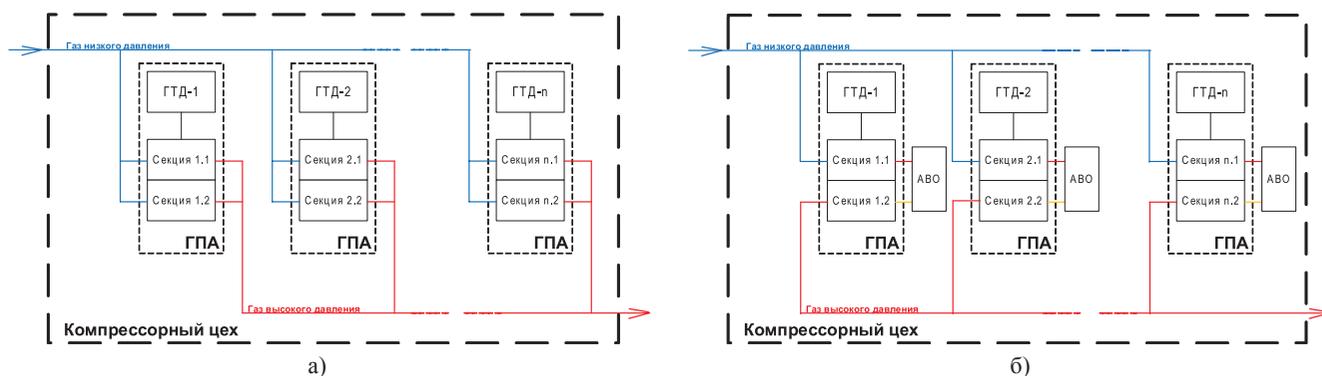


Рис. 1. Принципиальная схема параллельной и последовательной работы секций двухсекционных ЦБК в составе ГПА КС ПХГ: а – схема одноступенчатого сжатия (параллельная работа секций); б – схема двухступенчатого сжатия (последовательная работа секций), где АВО – аппарат воздушного охлаждения

Табл. 1. Термобарические параметры газа при закачке в ПХГ

Месяц	Давление газа на входе станции P_1 , МПа	Температура газа на входе станции T_1 , К	Давление газа на выходе станции P_2 , МПа (проектное / отклонение от проектного)
апрель	3,70	283,15	4,70 / 5,17
май			6,10 / 6,71
июнь			7,00 / 7,70
июль			8,64 / 9,50
август			8,95 / 9,85
сентябрь			9,30 / 10,23
октябрь			9,53 / 10,48

Табл. 2. Термобарические параметры газа при отборе из ПХГ

Месяц	Давление газа на входе станции P_1 , МПа (проектное / отклонение от проектного)	Температура газа на входе станции T_1 , К	Давление газа на выходе станции P_2 , МПа
ноябрь	9,50 / 8,55	283,15	7,50
декабрь	8,60 / 7,74		
январь	7,60 / 6,84		
февраль	7,30 / 6,57		
март	6,90 / 6,21		

Табл. 3. Состав компримируемого газа

№	Название	Состав	Мольная концентрация, %
1	Метан	CH_4	98,491
2	Этан	C_2H_6	0,350
3	Пропан	C_3H_8	0,056
4	н-Бутан	$n-C_4H_{10}$	0,013
5	н-Пентан	$n-C_5H_{12}$	0,028
6	Азот	N_2	0,782
7	Диоксид углерода	CO_2	0,280

Табл. 4. Основные технические характеристики ГПА с односекционными и двухсекционными ЦБК

Основные характеристики	ГПА с односекционными ЦБК	ГПА с двухсекционными ЦБК	
Единичная мощность ГПА $N_{ср}$, МВт	8,0	8,0	10,0
Механический КПД $\eta_{мех}$, %	98	96	96
Потери давления между ступенями сжатия $\Delta p_{ст}$, МПа	—*	0,50	0,50
Номинальное отношение давлений одной СПЧ (секции)	3,0	1,7	1,7

Примечание: * – работа осуществляется в одну ступень сжатия



Рис. 2. График динамики производительности (относительные значения) и давления газа на входе и выходе КС при закачке в ПХГ

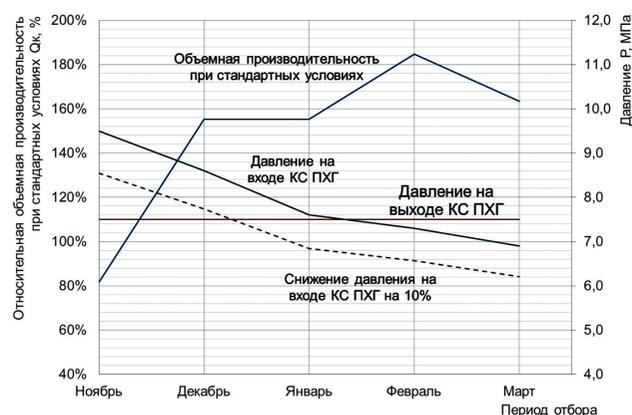


Рис. 3. График динамики производительности (относительные значения) и давления газа на входе и выходе КС при отборе из ПХГ

Изменение потребности в топливном газе позволяет сравнивать варианты оснащения КС ПХГ, исходя из изменения показателей энергоэффективности процесса сжатия газа при изменении условий эксплуатации. Т.е. характеризует увеличение эксплуатационных затрат.

Представленная система показателей составляет основу разработанного методического подхода к оценке ФН КС ПХГ, причем каждый показатель системы характеризует как технологические, так и экономические аспекты эксплуатации КС ПХГ.

6. Методический подход и пример его реализации

Для количественной оценки ФН различных технико-технологических решений по оснащению КС ПХГ необходимо выполнить следующие расчетные и аналитические исследования для различных вариантов оснащения станции:

1. Количественная оценка возможных отклонений расходных и термобарических параметров фактических режимов их работы от проектных значений. Данный этап должен выполняться совместно со специалистами-геологами, занимающимися рассматриваемым ПХГ, специалистами в области транспорта газа и др.

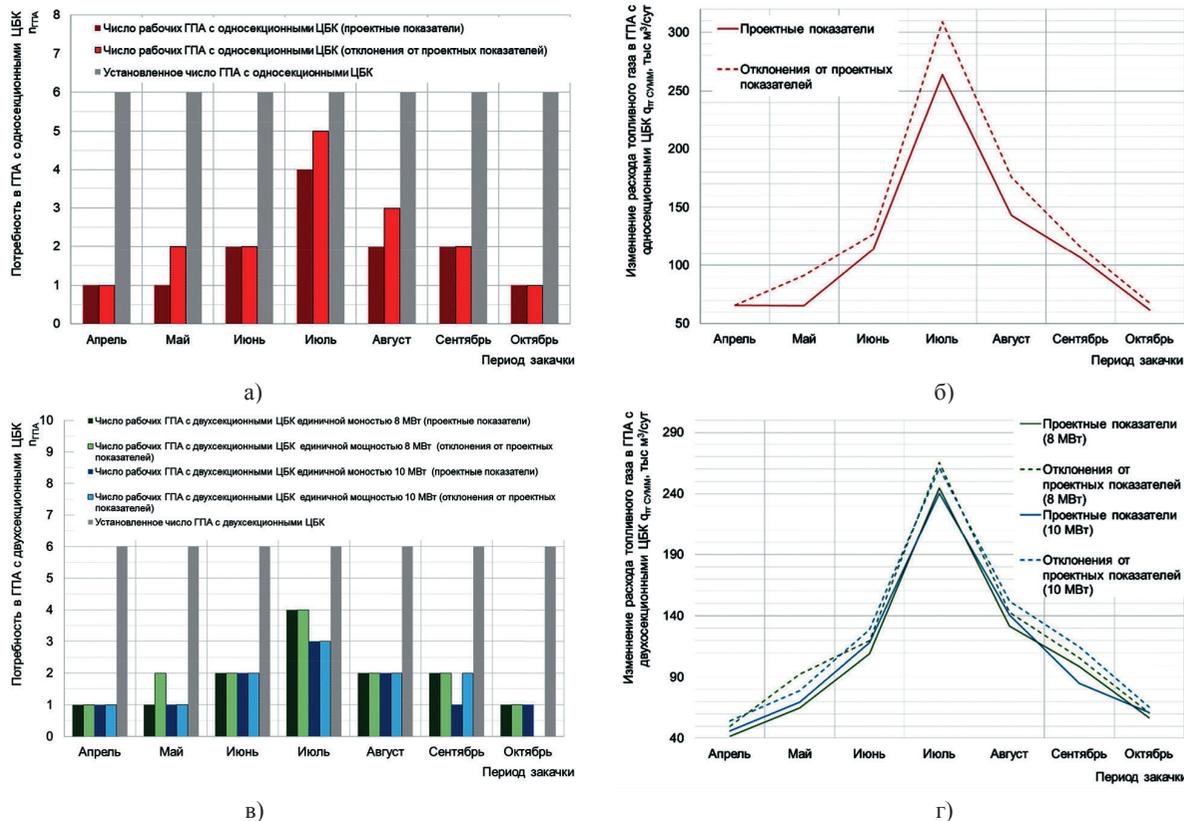


Рис. 4. Результаты расчетов для режима работы ПХГ при закачке в базовом варианте и варианте с реализацией факторов (угроз) ФН: а – потребность в ГПА с односекционными ЦБК; б – изменение расхода топливного газа в ГПА с односекционными ЦБК; в – потребность в ГПА с двухсекционными ЦБК различной единичной мощности; г – изменение расхода топливного газа в ГПА с двухсекционными ЦБК различной единичной мощности

2. Расчеты режимов работы КС ПХГ для различных вариантов ее оснащения:

- расчет проектных режимов работы;
- расчет режимов работы в условиях отклонения ПЭ от проектных значений;
- расчет показателей количественной оценки ФН путем сравнительного анализа результатов расчета режимов работы КС ПХГ при проектных значениях ПЭ и при отклонении от них.

3. Сравнительный анализ показателей ФН КС ПХГ для различных вариантов оснащения с целью разработки рекомендаций по основным техническим решениям для проектирования станции.

Далее представлен пример реализации указанного методического подхода для вариантов оснащения КС ПХГ газотурбинными ГПА с односекционными однокорпусными ЦБК и двухсекционными однокорпусными ЦБК.

Табл. 5. Результаты расчета показателей ФН КС ПХГ

Показатели количественной оценки ФН	Закачка в ПХГ (увеличение $P_{\text{вых}}$ на 10%)			Отбор из ПХГ (снижение $P_{\text{вых}}$ на 10%)		
	Односекц.	Двухсекц.		Односекц.	Двухсекц.	
Единичная мощность ГПА, МВт	8	8	10	8	8	10
Потребность во введении в работу резервных ГПА, шт	1	–	–	–	–	–
Потребность в установке и введении в работу дополнительных ГПА, шт.	–	–	–	–	–	–
Запас по объемной производительности при стандартных условиях q_d , млн $\text{м}^3/\text{сут}$.	-0,39*... 27,42	0,11... 34,51	6,94... 57,96	21,27... 23,56	70,65... 72,95	91,83... 94,13
Увеличение расхода топливного газа относительно базового варианта $\Delta q_{\text{тп}}$, млн м^3	4,07 (13,9%)	2,75 (10,7%)	2,87 (10,9%)	3,37 (32,4%)	1,50 (32,5%)	1,64 (32,6%)

Примечание: * Знак «минус» означает, что станция не сможет обеспечить заданный расход газа с проектным количеством рабочих ГПА. Для реализации этого режима потребуется увеличить количество рабочих агрегатов по сравнению с проектным значением.

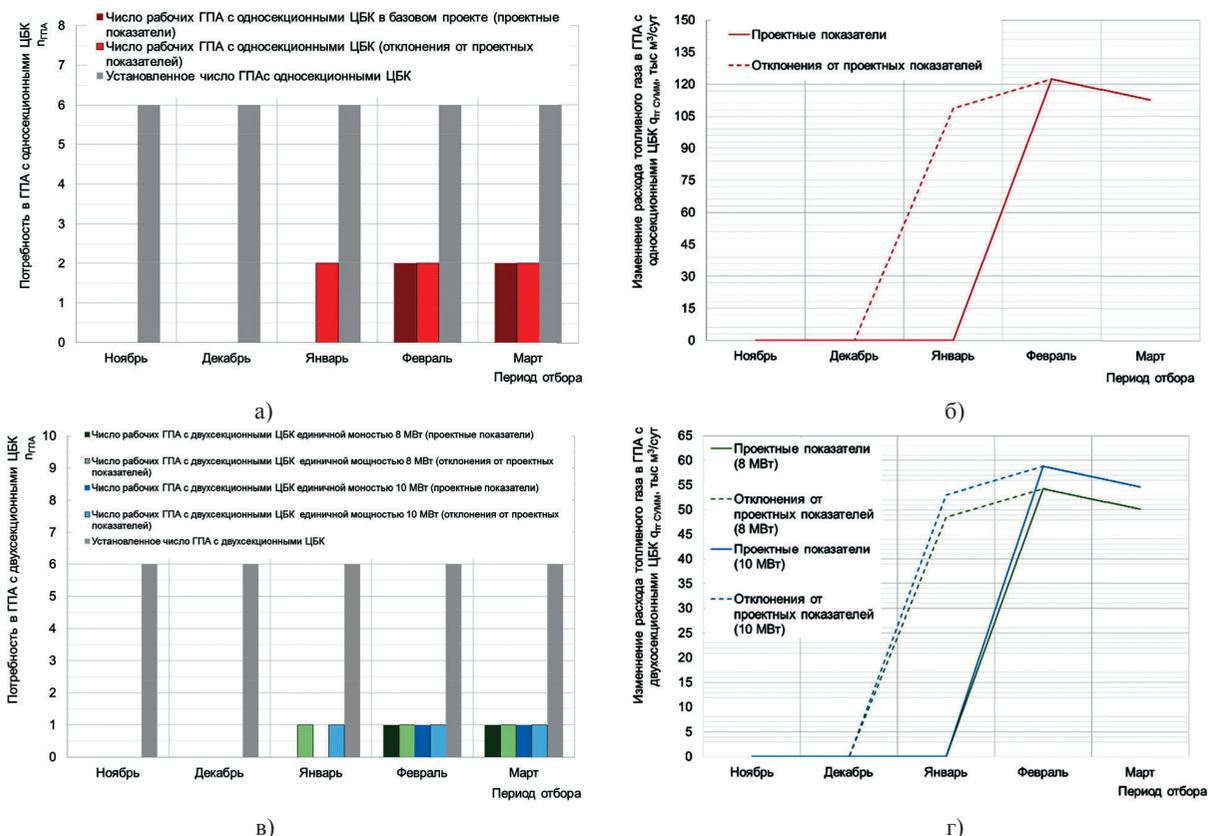


Рис. 5. Результаты расчетов для режима работы ПХГ при отборе в базовом варианте и варианте с реализацией факторов (угроз) ФН: а – потребность в ГПА с односекционными ЦБК; б – изменение расхода топливного газа в ГПА с односекционными ЦБК; в – потребность в ГПА с двухсекционными ЦБК различной единичной мощности; г – изменение расхода топливного газа в ГПА с двухсекционными ЦБК различной единичной мощности

В случае применения односекционных ЦБК в состав КС ПХГ входит один компрессорный цех, ГПА в составе которого работают параллельно.

В случае применения двухсекционных ЦБК в состав КС ПХГ входит один компрессорный цех, при этом предусмотрена специальная технологическая обвязка секций ЦБК, для обеспечения их последовательной или параллельной работы (см. рис. 1).

Исходные данные, принятые для расчета, представлены на рис. 2 и 3, и в табл. 1-4. Принято, что в период закачки газ поступает из МГ с постоянным давлением 3,7 МПа, а в случае отбора газа из ПХГ газ необходимо подать в трубопровод с рабочим давлением 7,5 МПа.

Рассмотрены сценарии работы КС ПХГ при проектных условиях эксплуатации и при реализации факторов (угроз) ФН, обусловленных геологическими рисками. Принято, что при работе в непроектных условиях возникает потребность в увеличении давления на выходе КС ПХГ на 10 % при закачке газа в ПХГ и снижение давления на входе в КС ПХГ на 10 % при отборе газа.

Результаты расчетов представлены на рис. 4-6 и в табл. 5.

Из анализа результатов расчета по системе оценки ФН КС ПХГ следует, что:

1. Потребность во введении в работу резервных ГПА с нарушением норм резервирования возникает только в случае

повышения давления на выходе КС на 10 % при оснащении КС ПХГ ГПА с односекционными ЦБК (см. рис. 4а, табл. 5).

2. Потребность в установке и введении в работу дополнительных ГПА в рассмотренных вариантах отсутствует.

3. Минимальный запас по объемной производительности КС при работе с установленным количеством ГПА составляет:

– минус 2,2 %¹ при оснащении КС ПХГ ГПА с односекционными ЦБК единичной мощностью 8,0 МВт (см. рис. 6а, табл. 5);

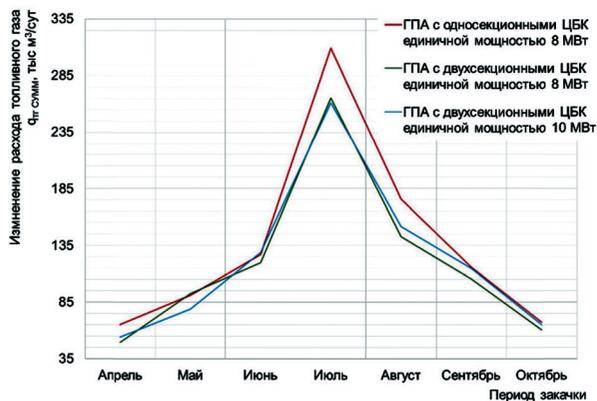
– 0,6 % при оснащении КС ПХГ ГПА с двухсекционными ЦБК единичной мощностью 8,0 МВт (см. рис. 6а, табл. 5);

– 38,4 % при оснащении КС ПХГ ГПА с двухсекционными ЦБК единичной мощностью 10,0 МВт (см. рис. 6а, табл. 5).

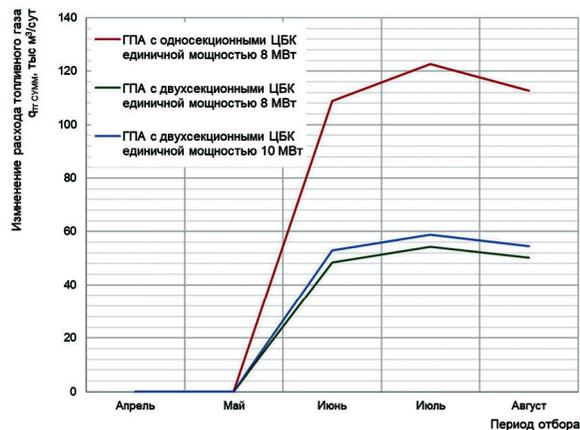
4. Потребность в топливном газе при отклонении давления на 10 % относительно проектных значений увеличится в случае оснащения:

– ГПА с односекционными ЦБК единичной мощностью 8,0 МВт при закачке – на 13,9%, при отборе – на 32,4% (см. рис. 4б и табл. 5);

¹ Знак минус означает, что станция не сможет обеспечить заданный расход газа с проектным количеством установленных ГПА при соблюдении норм резервирования. Для реализации этого режима потребуется больше рабочих агрегатов.



а)



б)

Рис. 6. Изменение расхода топливного газа для ГПА с односекционными и двухсекционными ЦБК (различной единичной мощности) с реализацией факторов (угроз) ФН: а – при закачке в ПХГ; б – при отборе из ПХГ

– ГПА с двухсекционными ЦБК единичной мощностью 8,0 МВт при закачке – на 10,7%, при отборе – на 32,5% (см. рис. 4г и табл. 5);

– ГПА с двухсекционными ЦБК единичной мощностью 10,0 МВт при закачке – на 10,9%, при отборе – на 32,6% (см. рис. 4г и табл. 5).

По результатам анализа оценки ФН определено, что варианты оснащения КС ПХГ с применением ГПА с двухсекционными ЦБК характеризуются более высокими значениями показателей ФН по сравнению с вариантом применения ГПА с односекционными ЦБК в составе КС ПХГ.

Таким образом, анализ ФН КС ПХГ позволил:

- определить оптимальные варианты оснащения КС ПХГ, которые позволяют обеспечить выполнение ОЦТФ при отклонении ПЭ от проектных значений при обеспечении норм резервирования ГПА и при незначительном снижении энергетической эффективности процесса компримирования;
- снизить количество рассматриваемых вариантов для проведения подробного технико-экономического сравнения.

7. Заключение

Разработан методический подход к оценке ФН КС ПХГ, заключающийся в количественной оценке негативных последствий, которые возможны в результате отклонений фактических параметров эксплуатационных режимов от проектных значений.

Методический подход к оценке ФН включает следующие основные этапы:

- количественная оценка факторов (угроз) ФН;
- проведение расчетов режимов работы КС ПХГ для различных вариантов ее оснащения при проектном режиме работы и при реализации факторов (угроз) ФН;
- сравнительный анализ показателей ФН для различных вариантов оснащения КС ПХГ.

Для количественной оценки ФН предложено несколько показателей, оказывающих влияние на капитальные

и эксплуатационные затраты:

- потребность во введении в работу резервных ГПА;
- потребность в установке и введении в работу дополнительных ГПА;
- запас по объемной производительности КС с установленным количеством ГПА и при соблюдении норм резервирования ГПА;
- изменение потребности в топливном газе и в установленных ГПА.

Практическое использование методического подхода показано на примере сравнения вариантов оснащения КС ПХГ ГПА с односекционными или с двухсекционными ЦБК. По результатам анализа оценки ФН определено, что КС ПХГ, оснащенная ГПА с двухсекционными ЦБК, характеризуется более высокими показателями функциональной надежности по сравнению с вариантом применения односекционных ЦБК в составе ГПА.

Разработанный методический подход к оценке ФН имеет потенциал для дальнейшего развития с целью создания общего подхода для КС различного технологического назначения.

Оценка ФН позволяет сравнивать различные варианты оснащения КС с точки зрения возможности обеспечения целевых проектных показателей и изменения эффективности работы КС при отклонении фактических условий эксплуатации от проектных. Рекомендуется формулировать требования к технологической системе КС ПХГ о необходимости выполнения проектных объемов отбора и закачки газа, в т.ч. и при отклонении расходных и термобарических ПЭ от их проектных значений, а также проводить оценку ФН уже на этапе проектирования КС для обоснования основных технических решений.

Полученные результаты могут быть использованы при создании риск-ориентированных подходов к проектированию систем компримирования, т.е. основанных на оценке и управлении рисками и неопределенностями [7], а также для оценки рисков при поддержке принятия инвестиционных решений.

Библиографический список

1. Люгай Д.В., Долгов С.И., Ракитина Г.С. Роль подземных хранилищ газа в обеспечении устойчивости функционирования Единой системы газоснабжения России // Повышение надежности и безопасности объектов газовой промышленности. 2018. № 2(34) С. 101-108.
2. Shubinsky I.B., Schäbe H. On the definition of functional reliability // Reliability: Theory & Applications. 2012. Vol. 7. No. 4 (27). Pp. 8-18.
3. Wakankar A., Kabra A., Bhattacharjee A.K., Karmakar G. Architectural model driven dependability analysis of computer based safety system in nuclear power plant // Nuclear Engineering and Technology. 2019. Vol. 51. Issue 2. Pp. 463-478.
4. Kleiman L., Freyman V. (2021). Improving the functioning reliability of the information management system elements, using built-in diagnostic tools // Radio Electronics, Computer Science, Control. 2021. No. 1. Pp. 158-171.
5. РД 25.03.001–2002. Системы охраны и безопасности объектов. Термины и определения // М.: ИПК Издательство стандартов, 2002. III, 131 с.
6. Технологические риски при эксплуатации подводных компрессорных установок / М.А. Воронцов, А.С. Грачев, М.А. Киркин, Е.В. Богатырева, М.Ф. Нуриев, А.В. Дроздов, А.И. Новиков, Д.Н. Снежко // Сборник работ лауреатов Международного конкурса научных, научно-технических и инновационных разработок, направленных на развитие и освоение Арктики и континентального шельфа 2018 года. М.: Министерство энергетики Российской Федерации, ООО «Технологии развития», 2018. 224 с. URL: <https://in.minenergo.gov.ru/upload/tek/analitika/Arctica-2018-web.pdf> (дата обращения 11.02.2022).
7. Васильев Ю.Н., Гимадеева Р.Н., Ильницкая В.Г. Неопределенности и риски при проектировании и управлении разработкой газовых месторождений // Научно-технический сборник Вести газовой науки. 2014. № 4. С. 16-22.
8. ГОСТ Р 56205-2014 ИЕС/TS 62443-1-1:2009 Сети коммуникационные промышленные. Защищенность (кибербезопасность) сети и системы. Часть 1-1. Терминология, концептуальные положения и модели. М.: Стандартинформ, 2014. IV, 75 с.
9. ГОСТ Р 57329-2016/EN 13306:2010. Системы промышленной автоматизации и интеграция. Системы технического обслуживания и ремонта. Термины и определения. М.: Стандартинформ, 2020. IV, 19 с.
10. ГОСТ Р ИСО/МЭК 15026-1-2016. Системная и программная инженерия. Гарантирование систем и программного обеспечения. Часть 1. Понятия и словарь. М.: Стандартинформ, 2016. IV, 23 с.
11. Burgazzi L. Reliability Evaluation of Passive Systems Through Functional Reliability Assessment // Nuclear Technology. 2003. Vol. 144. Issue 2. Pp. 145-151.

Сведения об авторах

Воронцов Михаил Александрович – кандидат технических наук, доцент кафедры термодинамики и тепловых двигателей Российской государственной академии нефти и газа имени И. М. Губкина, начальник лаборатории промышленных компрессорных и турбохолодильных систем ООО «Газпром ВНИИГАЗ». Адрес: пр-д Проектируемый, № 5537, здание 15, строение 3, п. Развилка, г.о. Ленинский, Московская область, Российская Федерация, 142717, e-mail: m_vorontsov@list.ru.

Грачев Анатолий Сергеевич – научный сотрудник лаборатории промышленных компрессорных и турбохолодильных систем ООО «Газпром ВНИИГАЗ». Адрес: пр-д Проектируемый, № 5537, здание 15, строение 3, п. Развилка, г.о. Ленинский, Московская область, Российская Федерация, 142717, e-mail: grachev.anatoliy@yandex.ru.

Грачева Алина Олеговна – студент второго курса магистратуры, Российский государственный университет нефти и газа имени И. М. Губкина, инженер лаборатории промышленных компрессорных и турбохолодильных систем ООО «Газпром ВНИИГАЗ». Адрес: пр-д Проектируемый, № 5537, здание 15, строение 3, п. Развилка, г.о. Ленинский, Московская область, Российская Федерация, 142717, e-mail: doki03@mail.ru.

Киркин Максим Александрович – главный эксперт Департамента (В.И. Донцов) ПАО «Газпром». Адрес: Московский пр-т, д. 156, лит. А, Санкт-Петербург, Российская Федерация, 196105, e-mail: M.Kirkin@adm.gazprom.ru.

Мельникова Анна Валерьевна – кандидат технических наук, главный специалист лаборатории предиктивного моделирования поврежденности линейно-протяженных и площадных объектов ЕСГ ООО «Газпром ВНИИГАЗ». Адрес: пр-д Проектируемый, № 5537, здание 15, строение 3, п. Развилка, г.о. Ленинский, Московская область, Российская Федерация, 142717, e-mail: A_Melnikova@vniigaz.gazprom.ru.

Вклад авторов в статью

Воронцов М.А. Разработка методики оценки функциональной надежности, организация проведения исследования по апробации методики.

Грачев А.С. Разработка методики оценки функциональной надежности, сбор исходных данных для расчетного исследования.

Грачева А.О. Выполнение расчетного исследования, поиск и анализ источников, подготовка краткого обзора результатов исследований по рассматриваемой тематике.

Киркин М.А. Разработка методики оценки функциональной надежности, организация проведения исследования по апробации методики, подготовка краткого обзора результатов исследований по рассматриваемой тематике.

Мельникова А. В. Участие в обсуждении методов исследования и в анализе полученных результатов.

Конфликт интересов

Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.

Синтез новых более мощных статистических критериев через мультипликативное объединение классических критериев Фроцини и Мурота-Такеучи с критерием Херста для проверки гипотезы нормальности малых выборок

Александр И. Иванов¹, Евгений Н. Куприянов^{2*}

¹АО «Пензенский научно-исследовательский электротехнический институт» Пенза, Российская Федерация,

²ФГБОУ ВО «Пензенский государственный университет», Пенза, Российская Федерация

*tsib@pnzgu.ru



Александр И. Иванов



Евгений Н. Куприянов

Резюме. Цель. Рассматривается проблема анализа малых выборок путем синтеза новых статистических критериев, порождаемых объединением статистического критерия Херста с критерием Фроцини, а также с критерием Мурота-Такеучи. Решается задача по проверке гипотезы нормального распределения исследуемых данных на выборках объемом от 16 до 25 опытов. Столь значительные ограничения по объему выборки возникают в таких предметных областях, как биометрия, биология, медицина, экономика. При этом проблема может быть решена применением не одного, а нескольких статистических критериев к анализу одной и той же малой выборки. **Методы.** Предложено выполнить умножение результата оценки по критерию Херста на результат вычисления оценок по критерию Фроцини и/или по критерию Мурота-Такеучи. Мультипликативное объединение выполнено для пар исследуемых критериев и для их тройки. Показано, что для каждого известного статистического критерия может быть построен свой эквивалентный ему искусственный нейрон. Появляется возможность нейросетевого обобщения порядка 21 построенных в прошлом веке классических статистических критериев. Ожидается, что добавление новых статистических критериев в форме искусственных нейронов будет приводить к росту качества решений многокритериального анализа. Формально использование произведений не повторяющихся пар критериев, образованных из 21 исходного классического статистического критерия должно дать 210 новых вариантов статистических критериев. Это значительно больше, чем общее число, созданных в прошлом веке статистических критериев для проверки гипотезы нормальности. **Результаты.** При парном произведении исследуемых критериев удается снизить вероятности ошибок первого и второго рода более чем в 1,55 раза по отношению к базовому критерию Херста. При тройном произведении критериев вероятности ошибок снижаются по отношению к базовому критерию Херста и по отношению к сцепленному с ним второму критерию. Отмечается отсутствие монотонного повышения качества принимаемых мультипликативными математическими конструкциями решений. Вероятности ошибок нового критерия, полученного перемножением тройки рассматриваемых критериев, примерно на 1,5% хуже, чем вероятность ошибок у критериев, полученных перемножением пар исходных критериев. **Выводы.** По аналогии с рассматриваемыми критериями, предложенные методы обработки данных могут быть применены и для других известных статистических критериев. Появляется теоретическая возможность значительно увеличить число новых статистических критериев путем перемножения их итоговых значений. К сожалению, параллельно с ростом числа объединяемых статистических критериев растут взаимные корреляционные связи между новыми синтезированными критериями. Последнее ограничивает возможности предложенного в статье метода. Необходимы дополнительные исследования, способные выявить наиболее эффективные комбинации пар, троек или больших групп для известных статистических критериев.

Ключевые слова: статистический анализ малых выборок, проверка гипотезы нормальности, критерии Херста, критерий Фроцини, критерий Мурота-Такеучи.

Для цитирования: Иванов А.И., Куприянов Е.Н. Синтез новых более мощных статистических критериев через мультипликативное объединение классических критериев Фроцини и Мурота-Такеучи с критерием Херста для проверки гипотезы нормальности малых выборок // Надежность. 2022. №1. С. 52-55. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2022-22-1-52-55>

Поступила 08.10.2021 г. / После доработки 28.01.2022 г. / К печати 18.03.2022 г.

Введение

Обучение нейронных сетей преобразованию биометрии в код аутентификации по ГОСТ Р 52633.5 [1] выполняется на 16 примерах образа «Свой». При этом «хорошие» биометрические данные имеют нормальное распределение, а «плохие» данные с грубыми ошибками имеют распределение, близкое к равномерному. В итоге при оценке качества малых обучающих выборок нужно проверять гипотезу нормального распределения малой выборки из 16 примеров.

Одним из способов проверки гипотезы нормальности является использование критерия Херста (отношение размаха данных к стандартному отклонению выборки, обычно используемое в экономике [2]). К сожалению, для малых выборок этот статистический критерий плохо работает. Распределения данных иллюстрируются рис. 1.

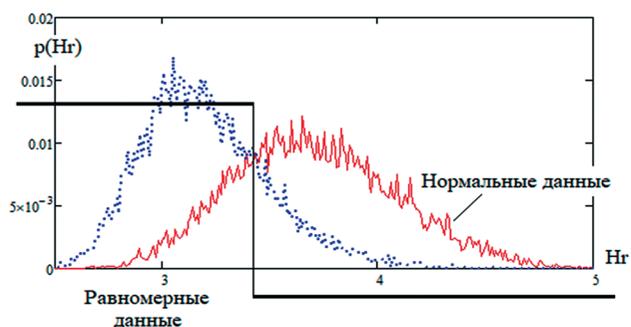


Рис. 1. Пример плохой линейной разделимости искусственным нейроном выходных состояний классического критерия Херста для малых выборок из 16 опытов

Очевидным является то, что для малых выборок вероятности ошибок первого и второго рода велики $P_1 = P_2 = P_{EE} \approx 0,228$. В связи с этим по стандартным рекомендациям [3, 4] для приемлемых значений доверительной вероятности классические критерии должны применяться для выборок в 200 и более опытов. Это условие невыполнимо для нейросетевой биометрии.

Похожая ситуация возникает и в том случае, когда мы попытаемся воспользоваться иным статистическим критерием. На рис. 2 отображены плотности вероятности выходных состояний критерия Фроцини.

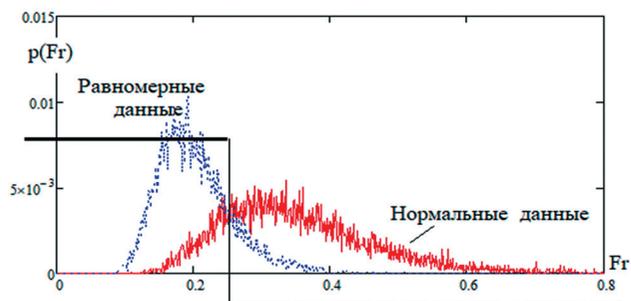


Рис. 2. Выходные состояния классического критерия Фроцини для малых выборок в 16 опытов

Сравнивая рис. 1 и рис. 2, нетрудно заметить, что линейная разделимость нормальных и равномерных данных малых выборок у критерия Фроцини существен-

но лучше $P_1 = P_2 = P_{EE} \approx 0,172$, чем у критерия Херста. Мы наблюдаем снижение вероятности ошибок первого и второго рода в 1,33 раза. Еще выше эффект линейной разделимости данных оказывается для критерия Муроты-Такеучи, рис. 3.

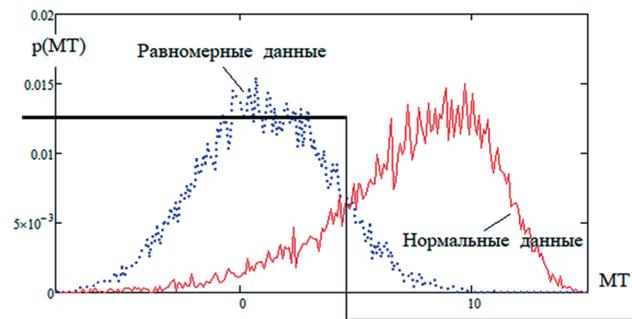


Рис. 3. Распределения выходных данных критерия Муроты-Такеучи

Для критерия Муроты-Такеучи вероятности ошибок первого и второго рода удастся снизить до величины $P_1 = P_2 = P_{EE} \approx 0,152$. Этот критерий является самым мощным из трех рассмотренных.

Очевидным является также то, что для каждого статистического критерия [5, 6] может быть построен эквивалентный искусственный нейрон, выполняющий квантование данных в точке равновероятных ошибок первого и второго рода $P_1 = P_2 = P_{EE}$, если квантователь дает состояние «0» для нормальных данных. В этом случае три рассматриваемых искусственных нейрона дадут с высокой вероятностью выходной код «000» с трехкратной избыточностью, если на их входы подать данные с распределением, похожим на нормальное.

Более того, в справочнике [7] описан 21 статистический критерий проверки гипотезы нормального распределения. То есть, мы можем получить 21 искусственный нейрон, параллельно решающий одну и ту же задачу. При этом формально мы будем получать выходные коды с 21-кратной избыточностью. Свернуть эту избыточность можно с использованием кодов, способных обнаруживать и исправлять ошибки [8].

К сожалению, большинство созданных в прошлом веке статистических критериев дают сильную коррелированность их выходных состояний. Учет влияния корреляционных связей [9] приводит к тому, что для обеспечения доверительной вероятности 0,99 созданных в прошлом веке статистических критериев недостаточно. Необходимо синтезировать порядка 40 новых статистических критериев в ближайшее время.

Способ увеличения числа статистических критериев за счет попарного перемножения их итоговых результатов

Следует отметить, что перемножение между собой результатов вычисления по формуле того или иного статистического критерия должно приводить к росту

```

sx := | x ← sort(mom(16,0,1))
      | m ← mean(x)
      | σ ← stdev(x)
      | Hr ← (x15 - x0) / σ
      | Fr ← ∑i=015 [ |(pnorm(xi,m,σ) - (i-0.5)/16)| · dnorm(xi,m,σ) ]
      | MT ← ∑i=015 (cos((xi - x15)/1.8))
      | (Hr Fr MT Hr·Fr Hr·MT Hr·Fr·MT)T

sxr := | x ← sort(runif(16,-3,3))
       | m ← mean(x)
       | σ ← stdev(x)
       | Hr ← (x15 - x0) / σ
       | Fr ← ∑i=015 [ |(pnorm(xi,m,σ) - (i-0.5)/16)| · dnorm(xi,m,σ) ]
       | MT ← ∑i=015 (cos((xi - x15)/1.8))
       | (Hr Fr MT Hr·Fr Hr·MT Hr·Fr·MT)T
    
```

Рис. 4. Программа для численного моделирования трех рассматриваемых в статье статистических критериев и их мультипликативных комбинаций

линейной разделимости малых выборок с нормальным и равномерным распределением. Этот факт легко проверяется численным экспериментом. Вычисление критерия Херста, критерия Фроцини и критерия Муроты-Такеучи и их мультипликативных объединений выполняется программным обеспечением, написанным на языке программирования MathCAD и представленным на рис. 4.

Приведенное выше программное обеспечение в частности позволяет вычислять мультипликативный критерий Херста&Фроцини. Данные о плотностях распределения выходных состояний этого критерия приведены на рис. 5.

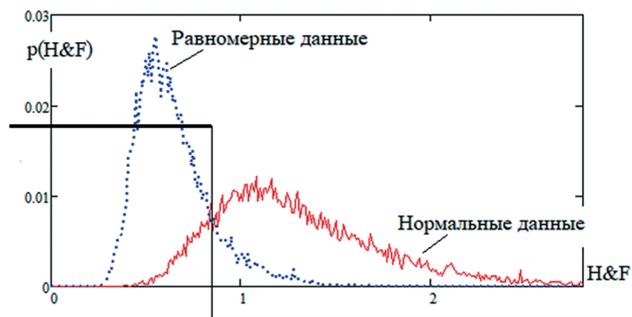


Рис. 5. Плотности распределения выходных состояний мультипликативного критерия Херста&Фроцини

Мультипликативный гибрид Херста&Фроцини имеет меньшую на 28% вероятность ошибок первого и второго рода $P_1 = P_2 = P_{EE} \approx 0,134$ в сравнении с наиболее

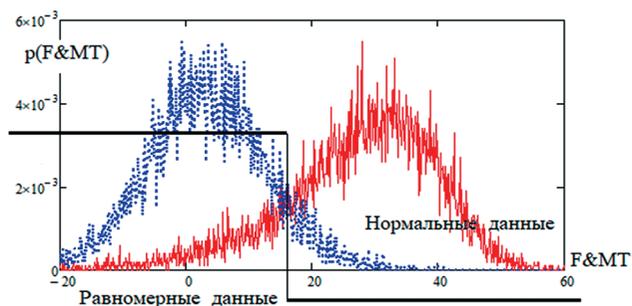


Рис. 6. Плотности распределения выходных состояний мультипликативного критерия Херста&(Мурота-Такеучи) с вероятностью ошибок $P_1 = P_2 = P_{EE} \approx 0,133$

мощным из них критерием Фроцини. Еще один вариант нового мультипликативного статистического критерия Херста&(Мурота-Такеучи) также имеет ощутимое снижение на 14% вероятности ошибок первого и второго рода в сравнении с наиболее мощным из них критерием Мурота-Такеучи. Распределения плотностей вероятности откликов синтезированного мультипликативного критерия отображены на рис. 6.

Синтез еще одного критерия перемножением выходных состояний всех трех, рассматриваемых статистических критериев

Как видно из предыдущих преобразований, умножение откликов двух статистических критериев дает заметное снижение вероятности появления ошибок первого и второго рода. Тот же эффект теоретически должен усиливаться, если перейти к перемножению более двух результатов вычисления статистических критериев. На рис. 7 приведены данные о вероятностях появления ошибок первого и второго рода, полученных от произведения всех трех исследуемых статистических критериев.

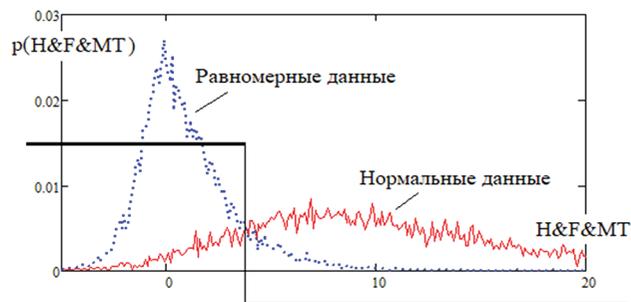


Рис. 7. Плотности распределения выходных состояний мультипликативного критерия Херста&F&MT, полученного перемножением трех исследуемых критериев

Умножение группы из трех статистических критериев дает вероятности ошибок первого и второго рода $P_1 = P_2 = P_{EE} \approx 0,136$, что хуже на 1,5% по сравнению с критериями парных мультипликативных критериев. По-

лучается, что снижение вероятностей ошибок с ростом числа перемножаемых частных параметров происходит далеко не всегда. Параллельно с повышением числа перемножаемых критериев (параллельно с ростом показателя мультипликативности), к сожалению, растет коррелированность их откликов. Именно это обстоятельство, видимо, и ограничивает снижение вероятностей при попытках увеличения числа мультипликативно объединяемых первичных критериев.

Заключение

Все известные статистические критерии могут быть разделены на два класса. В рассматриваемом случае все три критерия относятся к одному классу. Они похожи друг на друга по отношению к точке равновероятных ошибок разделяемых данных $P_1 = P_2 = P_{EE}$. Распределения нормальных данных малых выборок для критерия Херста, Фрацини, Мурота-Такеучи располагаются всегда справа от точки $P_1 = P_2 = P_{EE}$ (см. непрерывные графики на рис. 1–3, 5, 6). Распределения равномерных данных для этих критериев располагаются всегда слева от точки $P_1 = P_2 = P_{EE}$ (см. графики с точками на рис. 1–3, 5, 6). Именно это и позволяет объединять критерии мультипликативно.

С одной стороны, мультипликативное объединение уже известных статистических критериев позволяет синтезировать достаточно много новых критериев. Однако при попытках идти этим путем растет коррелированность новых данных, что является негативным фактором. В целом решать задачу синтеза новых статистических критериев путем мультипликативного объединения старых критериев нельзя без учета роста корреляционных связей между новыми критериями.

Библиографический список

1. ГОСТ Р 52633.5-2011. Защита информации. Техника защиты информации. Автоматическое обучение нейросетевых преобразователей биометрия-код доступа. М.: Стандартинформ, 2018. IV, 15 с.
2. Мандельброт Б., Хадсон З.Л. (НЕ)послушные рынки. Фрактальная революция в финансах. Москва, Санкт-Петербург, Киев: Изд-во «Вильямс», 2006. 408 с.
3. Р 50.1.037-2002. Прикладная статистика. Правила проверки согласия опытного распределения с теоретическим. Часть I. Критерии типа χ^2 . М.: Госстандарт России, 2001. 140 с.
4. Р 50.1.037-2002 Прикладная статистика. Правила проверки согласия опытного распределения с теоретическим. Часть II. Непараметрические критерии. М.: Госстандарт России, 2002. 123 с.

5. Иванов А.И., Куприянов Е.Н., Туреев С.В. Нейросетевое обобщение классических статистических критериев для обработки малых выборок биометрических данных // Надежность. 2019. № 2. С. 22–27. DOI: 10.21683/1729-2646-2019-19-2-22-27

6. Иванов А.И., Банных А.Г., Безяев А.В. Искусственные молекулы, собранные из искусственных нейронов, воспроизводящих работу классических статистических критериев // Вестник пермского университета. Серия: Математика. Механика. Информатика. 2020. № 1 (48). С. 26-32.

7. Кобзарь А.И. Прикладная математическая статистика. Для инженеров и научных работников. М.: ФИЗМАТЛИТ, 2006. 816 с.

8. Морелос-Сарагоса Р. Искусство помехоустойчивого кодирования М.: Техносфера, 2007. 320 с.

9. Иванов А.И., Банных А.Г., Серикова Ю.И. Учет влияния корреляционных связей через их усреднение по модулю при нейросетевом обобщении статистических критериев для малых выборок // Надежность. 2020. № 20(2). С. 28-34. DOI: 10.21683/1729-2646-2020-20-2-28-34

Сведения об авторах

Александр Иванович Иванов – доктор технических наук, доцент, ведущий научный сотрудник лаборатории биометрических и нейросетевых технологий АО «Пензенский научно-исследовательский электротехнический институт». Адрес: ул. Советская 9, г. Пенза, Российская Федерация, 440026, тел. (841-2)59-33-10, e-mail: ivan@pniei.penza.ru

Евгений Николаевич Куприянов – аспирант кафедры «Технические средства информационной безопасности» ФГБОУ ВО «Пензенский государственный университет», Адрес: ул. Красная, 40, Пенза, Российская Федерация, 440026, e-mail: tsib@pnzgu.ru

Вклад авторов в статью

Иванов А.И., Куприянов Е.Н. Совместно предложили использовать перемножение результатов вычислений по известным статистическим критериям в рамках гипотезы монотонного повышения качества решений, принимаемых с ростом числа перемножаемых компонент (критериев).

Куприянов Е.Н. Проведение численного эксперимента, обнаружившего отсутствие монотонности снижения вероятности ошибок первого и второго рода по мере увеличения перемножаемых при синтезе компонент.

Конфликт интересов

Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.

Разработка методики восстановления данных на запоминающих устройствах

Василий С. Замолоцких^{1*}, Валентина Г. Сидоренко¹

¹Российский университет транспорта, Москва, Российская Федерация

*netaonh11@gmail.com



Василий С.
Замолоцких



Валентина Г.
Сидоренко

Резюме. Цель. Развитие цифровых технологий обуславливает необходимость в оцифровке данных и их последующем хранении на электронных носителях. Вне зависимости от способа хранения информации информация представляет собой ценность, а ее утрата может повлечь за собой ущерб. Существует ряд профилактических мер (применение аппаратной и логической избыточности разных видов), чтобы предотвратить эту утрату. В том случае если профилактические мероприятия в силу причин и обстоятельств не обеспечили защиту данных и доступ к ним был потерян, возникает потребность в их полном и своевременном восстановлении. Исходя из этого, возникает необходимость в создании алгоритма восстановления информации, который учтет аппаратные особенности современных накопителей, их логическое устройство, а также специфику хранимых на нем данных. **Методы.** Имеется два подхода к восстановлению информации: универсальный и персональный. Универсальный предусматривает использование минимального количества программ и средств, которые работают со всеми объектами. Персональный подход обуславливает использование большого количества программ и средств, которые работают с конкретными проблемами, связанными с утратой доступа к информации. За счет этого достигается быстрое действие и высокое качество восстановления по сравнению с универсальным подходом. Кроме того, персональные программы, как правило, дешевле универсальных. Использование универсальных средств восстановления информации не дает высокого результата в случае их применения для большого количества вариантов аварийных событий. Одной утилиты может быть недостаточно для решения всех проблем, вызванных инцидентами. Готового шаблона, следуя которому можно получить приемлемый результат, тоже не существует. Помимо использования персонального программного обеспечения существуют дополнительные альтернативы универсальному подходу — это программы для ручного восстановления данных и программно-аппаратные комплексы. В случае незначительных логических сбоев (повреждение главной загрузочной записи) применяется программное обеспечение для ручного восстановления информации. В случае критических аппаратных проблем с накопителем применяются программно-аппаратные комплексы. **Результаты.** Создана методика восстановления данных на запоминающих устройствах разных типов, включающая в себя универсальный и персональный подходы к восстановлению информации, использование программного обеспечения для ручного восстановления данных, а также применение программно-аппаратных комплексов. Данная методика позволяет восстанавливать данные популярных расширений с распространенных файловых систем и накопителей, предусмотрено взаимодействие с RAID-массивами всех уровней. Произведен отбор программ из восьми выделенных множеств методом анализа иерархий с приоритетом критерия результативности. Проведен ряд тестовых испытаний данной методики. Для проведения тестирования выполнена эмуляция инцидентов, связанных с утратой доступа к данным. Дана экономическая оценка стоимости устранения различных инцидентов с использованием разработанной методики. **Выводы.** На основе полученных результатов тестирования сформулированы выводы об эффективности персонального подхода к восстановлению информации.

Ключевые слова: накопитель информации, организация данных, метод анализа иерархий.

Для цитирования: Замолоцких В.С., Сидоренко В.С. Разработка методики восстановления данных на запоминающих устройствах // Надежность. 2022. №1. С. 56-62. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2022-22-1-56-62>

Поступила 21.01.2022 г. / После доработки 03.02.2022 г. / К печати 18.03.2022 г.

Введение

Данные имеют первостепенное значение, и в определенных случаях их стоимость превышает стоимость накопителей, на которых они хранятся. Цена восстановления также может быть выше стоимости накопителей. Поэтому очень важно грамотно оценить информацию и определить, нуждается ли она в восстановлении, выгодно ли это с экономической точки зрения. Данная оценка, а также причина утраты доступа к информации помогут выбрать метод восстановления информации на запоминающих устройствах, описанный в данной статье.

Существует несколько определений восстановления данных. Восстановление данных – последовательность действий, направленных на извлечение информации с запоминающего устройства в случае, когда эта информация не может быть прочитана обычным способом [1].

Восстановление данных – это последовательность действий, при котором осуществляется доступ к поврежденной или нечитаемой информации, и она переносится на другое устройство [2]. Их основное отличие друг от друга состоит в том, что во втором определении напрямую указывается на необходимость переноса восстановленных данных на другое (имеется ввиду – исправное) устройство.

1. Организация данных на накопителях

Создание методики восстановления данных предусматривает анализ причин потери информации. Для классификации последних необходимо учитывать то, каким образом данные организованы на накопителе. Организация данных рассматривается с двух сторон, аппаратной и логической.

Аппаратная организация данных зависит от типа накопителя, его физической составляющей. Для накопителя на жестких магнитных дисках (НЖМД) они заносятся на магнитные пластины, которые располагаются в гермоблоке диска [3]. У полупроводниковых накопителей данные хранятся на плавающих затворах, которые используются в одноименных транзисторах. В состав полупроводниковых накопителей входят внешний интерфейс (в случае периферийного подключения к компьютеру), контроллер и ячейки памяти. [1]. В оптических накопителях считывающий луч проходит сквозь поликарбонатную основу, попадает на информационный слой и отражается. [4, 5].

Аппаратная организация данных оказывает влияние на причины потери информации.

1.2. Логическая организация

Логическая организация универсальна и не зависит от типа накопителя. Она представляет собой иерархию: диск, раздел, каталог, файл [4]. В первом секторе диска записывается *MBR* (главная загрузочная запись), которая необходима для загрузки операционной системы. Строи-

ние раздела зависит от объема накопителя. В накопителях объемом свыше 2 ТБ используется *GUID* (технология уникального идентификатора). В структуре файла имеется основной заголовок, который хранит сигнатуру файла. Программы для восстановления файлов используют данную запись для обнаружения файлов на накопителях.

2. Причины потери информации

Причины потери информации представлены на рис. 1 [6]. Основываясь на информации об организации данных, можно выделить 3 группы причин потери информации: аппаратные, логические и человеческий фактор (рис. 2).

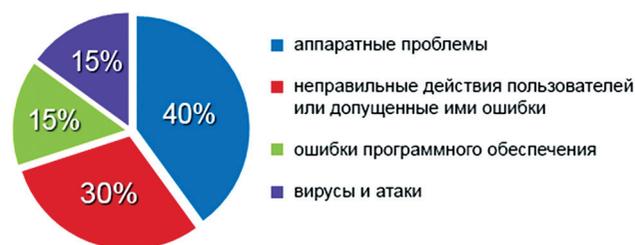


Рис. 1. Распределение причин потерь информации

3. Алгоритм восстановления информации на запоминающих устройствах

Основываясь на анализе физической и логической организации данных на накопителях, а также причин потери информации, авторы создали алгоритм восстановления данных на запоминающих устройствах (рис. 3). Он основан на использовании аппаратной и логической избыточности организации данных, а также использовании аналогов накопителей. Аппаратная избыточность реализуется путем копирования служебных данных, резервирования и виртуализации, а логическая – добавления сигнатуры в заголовок файла. Аналоги исправных накопителей удобно использовать для восстановления данных ручным способом.

Выбор направления восстановления зависит от степени повреждения служебной информации, включающей в себя данные файловых таблиц, в которых находятся адреса файлов. Если они сильно повреждены, то основной упор делается на анализ битовых последовательностей, иначе говоря, на сигнатурный поиск. Стоит отметить, что данный метод самый популярный и большинство программ используют именно его, что, впрочем, не отменяет использование ими же служебной информации для восстановления данных. Ручное восстановление осуществляется при помощи шестнадцатеричных и дисковых редакторов. В случае восстановления служебных данных удобно использовать дисковый редактор, т.к. он представляет накопитель в виде образа, разбитого на сектора. Сигнатурный поиск можно осуществлять, используя окно поиска, занося в него сигнатуру файла [4].



Рис. 2. Причины потери информации

4. Отбор программного обеспечения посредством метода анализа иерархий

Для того чтобы алгоритм был работоспособен, его необходимо оснастить программным обеспечением (ПО). Имеющееся на рынке ПО, которое может быть задействовано при реализации этапов разработанного алгоритма, было разделено на 8 групп. В каждой из групп был выполнен выбор программ методом анализа иерархий (МАИ) [7] с приоритетом критерия результативности (табл. 1).

МАИ позволяет осуществлять попарное сравнение объектов, а также принимать решение, опираясь на критерии, характерные для объектов. Выбор этого метода обусловлен следующими преимуществами [8]: возможность попарного сравнения критериев, что облегчает вычисления, т.к. нет необходимости «держать в поле зрения» все критерии, которых может быть много;

наличие вербально-числовой шкалы, которая упрощает оценивание, т.к. сопоставляет числа с удобными для восприятия логическими сравнительными конструкциями; встроенная в метод оценка качества эксперта (отношение согласованности).

Формулы (1)-(3) позволяют провести оценку объектов по характерным для них критериям.

$$CPГЕОМ_x = \sqrt[n]{x_1 \times x_2 \times \dots \times x_n}, \quad (1)$$

где $CPГЕОМ_x$ – среднее геометрическое значение суждений x (по строке);

x – положительное число;

n – количество чисел x .

$$СУММ_a = \sum_{i=1}^n a_i, \quad (2)$$

где $СУММ_a$ – результат суммы чисел a ;

a_i – число с порядковым номером i ;

n – количество чисел a .



Рис. 3. Алгоритм восстановления информации

$$BEKTOP_x = \frac{CPГEOM_x}{СУММ_{CPГEOM_x}}, \quad (3)$$

где $BEKTOP_x$ – значение вектора приоритета критерия/ПО x ;

$CPГEOM_x$ – среднее геометрическое значение чисел x ;

$СУММ_{CPГEOM_x}$ – сумма средних геометрических значений x .

Итоговая оценка будет получена после применения формулы 4:

$$ГЛОБВЕКТОР_x = \sum_{i=1}^n BEKTOP_{критерий_i} \times BEKTOP_{ПО_i}, \quad (4)$$

где $ГЛОБВЕКТОР_x$ – значение глобального вектора приоритета ПО x ;

n – количество критериев;

$BEKTOP_{критерий_i}$ – значение вектор-приоритета критерия с порядковым номером i ;

$BEKTOP_{ПО_i}$ – значение вектор-приоритета ПО с порядковым номером i .

Группа формул (5)-(7) необходима для расчета отношения согласованности (OC), которое определяет корректность суждений. Согласно рекомендациям, оно не должно превышать 10%, эта рекомендация была выполнена.

Табл. 1. Исходные данные и результаты работы МАИ

№ п/п	Тип ПО	Количество рассмотренных вариантов ПО	Победитель
1	Тестирование накопителей	5	R.tester
2	Создание побайтовых копий накопителей	5	Active Disk Image
3	Ручное восстановление данных	7	Acronis Disk Director
4	Универсальное	13	Hetman Partition Recovery
5	Восстановление информации с RAID-массивов	3	RS RAID Retrieve
6	Восстановление удаленных файлов	4	Active Undelete
7	Восстановление поврежденных файлов	12	RS File Repair, пакет ПО Recovery Toolbox
8	Персональное	25	Recuva, EasyRecovery

Табл. 2 . Оценка критериев МАИ

Критерий	Результативность	Универсальность по типу накопителей	Цена	Дополнительные возможности	Вектор-приоритет	Среднее геометрическое	ИС	ОС МАИ, %
Результативность	1,0	3,0	4,0	4,0	0,5285	2,6	0,03	3,52
Универсальность по типу накопителей	0,3	1,0	2,0	3,0	0,2388	1,2		
Цена	0,3	0,5	1,0	2,0	0,1420	0,7		
Дополнительные возможности	0,3	0,3	0,5	1,0	0,0907	0,5		
Сумма	1,8	4,8	7,5	10,0	1	5,0		

Табл. 3. Оценка ПО согласно критерию результативности

	Everest Ultimate Edition/AIDA 64	Victoria	MHDD	R.testер	HDDScan	Вектор-приоритет	Среднее геометрическое	ИС	ОС МАИ, %
Everest Ultimate Edition/AIDA 64	1,0	2,0	2,0	1,0	2,0	0,2857	1,5	0,00	0,00
Victoria	0,5	1,0	1,0	0,5	1,0	0,1429	0,8		
MHDD	0,5	1,0	1,0	0,5	1,0	0,1429	0,8		
R.testер	1,0	2,0	2,0	1,0	2,0	0,2857	1,5		
HDDScan	0,5	1,0	1,0	0,5	1,0	0,1429	0,8		
Сумма	3,5	7,0	7,0	3,5	7,0	1,0000	5,3		



Рис. 4. Методика восстановления информации

$$\text{НОРМ}_x = \text{СУММ}_x \times \text{ВЕКТОР}_x, \quad (5)$$
 где НОРМ_x – нормализованный вектор суждения x ;
 СУММ_x – сумма значений суждений x (по столбцу);
 ВЕКТОР_x – значение вектор-приоритета критерия/ПО x .

$$\text{ИС} = \frac{\text{СУММ}_{\text{НОРМ}} - n}{n - 1}, \quad (6)$$

где ИС – индекс согласованности оценок критериев/оценок ПО;

$\text{СУММ}_{\text{НОРМ}}$ – сумма нормированных векторов суждений;

n – количество критериев или ПО.

$$\text{ОС} = \frac{\text{ИС}}{\text{СЛУЧСОГЛ}} \times 100\%, \quad (7)$$

где ОС – отношение согласованности;

ИС – индекс согласованности;

СЛУЧСОГЛ – мера случайной согласованности.

Рассмотрим суть МАИ на примере выбора ПО для тестирования накопителей. В начале оцениваются критерии, характерные для тестирующих программ

(табл. 2). Далее программы оцениваются по каждому из критериев, например, по результативности (табл. 3).

5. Методика восстановления данных

В результате получилась следующая методика восстановления данных на запоминающих устройствах (рис. 4).

Отдельной группой идут программно-аппаратные комплексы, которые рекомендуется использовать в случае значительных аппаратных проблем накопителей. ПО для ручного восстановления информации необходимо использовать в случае незначительных логических сбоев. Универсальный подход к восстановлению данных реализован с использованием ПО *Hetman Partition Recovery*, а персональный – совокупностью программ в нижней части рис. 4.

6. Тестирование методики

Тестирование разработанной методики проводилось путем решения инцидентов, связанных с утратой до-

Табл. 4. Модели инцидентов

№ инцидента	Накопитель	Файловая система	Причины инцидента	Проявление инцидента
1	НЖМД	<i>NTFS</i>	Удар по НЖМД во время работы	Повреждение БМГ
2	<i>SSD</i>	<i>NTFS</i>	Электрический пробой	Повреждение контроллера
3	Флеш-диск	<i>NTFS</i>	Удаление <i>MBR</i> (замена значений на 0)	Флеш-диск не определяется системой
4	Флеш-диск	<i>NTFS</i>	Удаление файлов на уровне ФС	Файлы недоступны
5	Флеш-диск	<i>NTFS</i>	Значения основных заголовков файлов заменены на 0	Файлы не читаемы
6	НЖМД	<i>NTFS</i>	Несоответствие <i>MFT</i> и битовой карты (значения, соответствующие адресам файлов в <i>MFT</i> заменены на 0)	Файлы недоступны
7	<i>SSD</i>	<i>APFS</i>	Замена значений на 0: загрузочного блока контейнера, заголовков диска, а также удаление файлов на уровне ФС	Диск определяется некорректно

Табл. 5. Экономические модели вариантов применения разработанной методики восстановления данных

№ экономической модели	№ инцидента	Используемые средства	Стоимость технического оснащения, руб.	Стоимость эксплуатации, руб.
1	1	ПО <i>R.tester</i> , Программно-аппаратный комплекс <i>PC-3000 Express</i>	191 900	4 841,58
2	2	ПО <i>R.tester</i> , Программно-аппаратный комплекс <i>NAND Flash Reader</i>	238 243,18	4 024,94
3	3	ПО <i>R.tester</i> , ПО <i>Active Disc Image</i> , ПО <i>Acronis Disk Director</i>	54 709,82	8 494,19
4	-	ПО <i>R.tester</i> , ПО <i>Active Disc Image</i> , ПО <i>RS RAID Retrieve</i>	59 318,13	3 298,1
5	4	ПО <i>R.tester</i> , ПО <i>Active Disc Image</i> , ПО <i>Active Undelete</i>	53 264,11	4 068,11
6	5	ПО <i>R.tester</i> , ПО <i>Active Disc Image</i> , ПО <i>RS File Repair</i>	52 938,13	2 869,55
7	5	ПО <i>R.tester</i> , ПО <i>Active Disc Image</i> , ПО <i>Recovery Toolbox</i>	53 770,84	2 869,55
8	-	ПО <i>R.tester</i> , ПО <i>Active Disc Image</i> , ПО <i>EasyRecovery</i>	57 115,37	2 896,34
9	6	ПО <i>R.tester</i> , ПО <i>Active Disc Image</i> , ПО <i>Recuva</i>	52 619,13	3 298,1
10	7	ПО <i>R.tester</i> , ПО <i>Active Disc Image</i> , ПО <i>Hetman Partition Recovery</i>	54 818,13	4 101,62

ступа к данным (табл. 4). 1-й и 2-й инциденты предусматривают использование программно-аппаратных комплексов, 3-й инцидент – ПО для ручного восстановления информации. В 4-6-м инцидентах использовалось персональное ПО для восстановления информации, а в 7-м – универсальное.

Все инциденты были успешно решены. Персональное ПО дало самый высокий по скорости результат, что позволяет рекомендовать его для восстановления информации в большинстве случаев.

В табл. 5 приведено соответствие экономических моделей, которые отражают варианты применения методики восстановления данных к инцидентам, на которых тестировалась разработанная методика. В стоимость технического оснащения входят стоимости оборудования и программ. Стоимость эксплуатации зависит от затраченного времени и электроэнергии. Благодаря быстрой работе персонального ПО (экономические модели 4-9) наблюдается экономия денежных средств при эксплуатации.

Заключение

Согласно проведенным работам и исследованиям была создана методика восстановления информации на запоминающих устройствах (см. рис. 4).

Согласно результатам тестирования и расчетам экономических моделей авторами статьи рекомендуется использование персонального ПО для восстановления информации.

Библиографический список

1. Словари и энциклопедии на Академике. Восстановление данных. [Электронный ресурс]. URL: <https://dic.academic.ru/dic.nsf/ruwiki/1369930> (дата обращения: 02.09.2021).
2. Storelab. Что такое восстановление данных? [Электронный ресурс]. URL: <https://storelab-rc.ru/vosstanovlenie-dannih.html> (дата обращения: 02.09.2021).
3. YouTube. Как работает жесткий диск. Что внутри HDD и SSHD. [Электронный ресурс]. URL: <https://www.youtube.com/watch?v=77Ugghti1b0> (дата обращения: 13.09.2021).

youtube.com/watch?v=77Ugghti1b0 (дата обращения: 13.09.2021).

4. Сенкевич Г.Е. Искусство восстановления данных. СПб.: БХВ-Петербург, 2011. 304с.

5. L-pro. Диск формата DVD. [Электронный ресурс]. URL: <http://l-pro.com/uslugi/tirazhirovanie-cd-dvd-diskov/disk-formata-dvd> (дата обращения: 07.09.2021).

6. CNews. Утрата информации ведет к потере бизнеса. [Электронный ресурс]. URL: https://www.cnews.ru/reviews/itinfrastruktura_predpriyatiya_2013/interviews/aleksandr_frolikov (дата обращения: 26.11.2021).

7. Саати Т. Принятие решений. Метод анализа иерархий. М.: Радио и связь, 1989. 316 с.

8. Коробов В.Б., Тутьгин А.Г. Преимущества и недостатки метода анализа иерархий // Известия РГПУ им. А.И. Герцена. 2010. № 122. URL: <https://cyberleninka.ru/article/n/preimuschestva-i-nedostatki-metoda-analiza-ierarhiy> (дата обращения: 20.01.2022).

Сведения об авторах

Василий Сергеевич Замолоцких – обучающийся, Российский университет транспорта, Москва, Российская Федерация, e-mail: netaonh11@gmail.com.

Валентина Геннадьевна Сидоренко – доктор технических наук, профессор, профессор кафедры «Управление и защита информации», Российский университет транспорта, Москва, Российская Федерация, e-mail: valenfalk@mail.ru

Вклад авторов в статью

Замолоцких В.С. Разработка методики восстановления информации на запоминающих устройствах, составление тестирующих моделей инцидентов, тестирование и анализ результатов, формирование выводов.

Сидоренко В.Г. Анализ методов и принципов восстановления информации, обзор методов восстановления информации на запоминающих устройствах.

Конфликт интересов

Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.



GNEDENKO FORUM

INTERNATIONAL GROUP ON RELIABILITY

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

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

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

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

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

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

Начиная с января 2006 года, Форум выпускает свой ежеквартальный журнал *Reliability: Theory & Applications* (www.gnedenko.net/RTA). Журнал зарегистрирован в Библиотеке Конгресса США (ISSN 1932-2321) и публикует статьи, критические обзоры, воспоминания, информацию и библиографии на теоретические и прикладные аспекты надёжности, безопасности, живучести, технического обслуживания и методы анализа и управления рисками.

С 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>

ТРЕБОВАНИЯ РЕДАКЦИИ ПО ОФОРМЛЕНИЮ СТАТЕЙ В ЖУРНАЛАХ ИЗДАТЕЛЬСКОЙ ГРУППЫ IDT PUBLISHERS

Требования к формату статьи

Статья представляется в редакцию в электронном формате, в виде файла, созданного в текстовом редакторе MS Word из пакета Microsoft Office (файл с расширением *.doc или *.docx). Текст набирается черным шрифтом на листе формата А4 с полями: левое, верхнее, нижнее – 2 см; правое – 1,5 или 2 см. Минимальный объем статьи – 5 страниц, максимальный (может быть увеличен по согласованию с редакцией) – 12 страниц. При этом статья включает структурные элементы, описание которых представлено ниже.

Структура материала статьи

Представленные ниже структурные элементы статьи отделяются друг от друга *пустой строкой*. Отдельные примеры оформления, как это должно выглядеть в тексте, выделены *синим шрифтом*.

1) Название статьи

Название статьи представляется на русском и английском языках. Название статьи на русском языке должно соответствовать содержанию статьи. Англоязычное название должно быть грамотно с точки зрения английского языка, при этом по смыслу полностью соответствовать русскоязычному названию.

Оформление: Текст названия набирается шрифтом Times New Roman, 12 пт, межстрочный интервал 1,5 строки, выравнивание по ширине, без абзацного отступа слева. Начертание шрифта «полужирный». Точка в конце не ставится.

Пример:

Повышение надежности электронных компонентов
The Increasing of dependability of electronic components

2) Фамилия И.О. автора (авторов)

Данный структурный элемент для каждого автора включает:

- на русском языке – его фамилию и инициалы, после которых указывается сноска в виде цифры, набранной верхним индексом (надстрочным), которая ссылается на указание места работы автора. У фамилии автора, который будет контактировать с редакцией, также верхним индексом (после цифры) указывается символ «*»;

- на английском языке – его фамилию, имя и отчество в формате «Имя, инициал отчества, фамилия» (Ivan I. Ivanov). Фамилию на английском языке необходимо указывать в соответствии с заграничным паспортом или так, как она была указана в ранее опубликованных статьях. Если автор не имеет заграничного

паспорта и/или публикаций, для транслитерации фамилии и имени необходимо использовать стандарт BSI.

Оформление: Текст ФИО набирается шрифтом Times New Roman, 12 пт, межстрочный интервал 1,5 строки, выравнивание по ширине, без абзацного отступа слева. Начертание шрифта «полужирный». ФИО разделяются запятой, точка в конце не ставится.

Пример:

Иванова А.А.¹, Петров В.В.^{2*}

Anna A. Ivanova, Victor V. Petrov

3) Место работы автора (авторов)

Место работы авторов приводится на русском языке, перед указанием места набирается верхним индексом (надстрочным) соответствующая цифра сноски, указывающая на имя автора.

Оформление: Текст места работы набирается шрифтом Times New Roman, 12 пт, межстрочный интервал 1,5 строки, выравнивание по ширине, без абзацного отступа слева. Начертание шрифта «обычный». Каждое место работы – с новой строки, точки в конце не ставятся.

Пример:

¹Московский государственный университет, Российская Федерация, Москва

²Санкт-Петербургский институт теплоэнергетики, Российская Федерация, Санкт-Петербург

4) Адрес электронной почты автора, который будет вести переписку с редакцией

Оформление: Текст адреса набирается шрифтом Times New Roman, 12 пт, межстрочный интервал 1,5 строки, выравнивание по ширине, без абзацного отступа слева. Начертание шрифта «обычный», все символы – строчные. Перед адресом набирается символ сноски «*». Точка в конце не ставится.

Пример:

*petrov_vv@aaa.ru

5) Резюме статьи

Данный структурный элемент включает структурированную аннотацию статьи объемом не менее 350 слов и не более 400 слов. Резюме представляется на русском и английском языках. Резюме должно содержать (желательно в явной форме) следующие разделы: Цель; Методы; Результаты; Выводы (на англ. яз.: Objective, Methods, Results, Conclusion). В резюме статьи не следует включать впервые введенные термины, аббревиатуры (за исключением общеизвестных), ссылки на литературу.

Оформление: Текст резюме набирается шрифтом Times New Roman, 12 пт, междустрочный интервал 1,5 строки, выравнивание по ширине, без абзацного отступа слева. Начертание шрифта «обычный», кроме слов «**Резюме.**», «**Цель.**», «**Методы.**», «**Выводы.**» («**Objective.**», «**Methods.**», «**Results.**», «**Conclusion.**»), которые (вместе с точкой) должны иметь начертание шрифта «полужирный». Текст резюме на отдельные абзацы не разделяется (набирается в один абзац).

Пример (на рус. яз.):

Резюме. Цель. Предложить подход ... с учетом современных методик. **Методы.** В статье применяются методы математического анализа, ..., теории вероятностей. **Результаты.** С использованием предложенного метода получено... **Заключение.** Предлагаемый в статье подход позволяет...

6) Ключевые слова

Указывается 5-7 слов по теме статьи. Желательно, чтобы ключевые слова дополняли резюме (аннотацию) и название статьи. Ключевые слова указываются на русском и английском языках.

Оформление: Текст набирается шрифтом Times New Roman, 12 пт, междустрочный интервал 1,5 строки, выравнивание по ширине, без абзацного отступа слева. Начертание шрифта «обычный», кроме слов «**Ключевые слова:**» («**Keywords:**») которые (вместе с двоеточием) должны иметь начертание «полужирный». Текст на отдельные абзацы не разделяется (набирается в один абзац). В конце ставится точка.

Пример (на рус. яз.):

Ключевые слова: надежность, функциональная безопасность, технические системы, управление рисками, производственная эффективность.

7) Текст статьи

Рекомендуется структурировать текст статьи в виде следующих разделов: Введение, Обзор источников, Методы, Результаты, Обсуждение, Заключение (или выводы). Рисунки и таблицы включаются в текст статьи (положение рисунков должно быть «в тексте», а не «за текстом» или «перед текстом»; без «обтекания текстом»).

Оформление:

Заголовки разделов набираются шрифтом Times New Roman, 12 пт, междустрочный интервал 1,5 строки, выравнивание по ширине, с абзацным отступом слева 1,25 см. Начертание шрифта «полужирный». Заголовки разделов (кроме введения и заключения (выводов)) могут иметь нумерацию арабскими цифрами с точкой после номера раздела. Номер с точкой отделяются от заголовка неразрывным пробелом (Ctrl+Shift+Spacebar).

Текст разделов набирается шрифтом Times New Roman, 12 пт, междустрочный интервал 1,5 строки, выравнивание по ширине, с абзацным отступом слева 1,25 см. Начертание шрифта «обычный» Текст разде-

лов разделяется на отдельные абзацы. Абзацный отступ не применяется для абзаца, следующего за формулой и содержащего пояснения к формуле, например: где n – количество изделий.

Пример:

1. Состояние вопроса повышения надежности электронных компонентов

Проведенный анализ отечественной и зарубежной литературы по теме исследования показал, что...

Рисунки (фотографии, скриншоты) должны быть хорошего качества, пригодные для печати. Разрешение рисунка – не хуже 300 dpi. Если рисунок представляет собой схему, диаграмму, чертеж и т.п., то желательно вставлять такой рисунок в текст в редактируемом формате (MS Visio). Все рисунки должны иметь подрисовочные подписи. Рисунки нумеруются арабскими цифрами, по порядку следования в тексте. Если рисунок в тексте один, то он не нумеруется. Отсылки на рисунки оформляются следующим образом: «На рис. 3 указано, что ...» или «Указано, что ... (см. рис. 3)». Сокращение «рис.» и номер рисунка (если он есть) всегда разделяются неразрывным пробелом (Ctrl+Shift+Spacebar). Подрисовочная подпись включает порядковый номер рисунка и его название. Располагается на следующей строке после рисунка и выравнивается по центру:

Рис. 2. Описание жизненно важных процессов

Точка после подрисовочной подписи не ставится. При выравнивании по центру абзацный отступ всегда должен отсутствовать! Все обозначения, приведенные на рисунках, необходимо пояснять в основном или подрисовочном тексте. Недопустимы отличия в обозначениях на рисунках и в тексте (включая различие прямых/наклонных символов). При проблемах с версткой рисунков, вставленных в текст, авторы должны по запросу редакции предоставить данные рисунки в графическом формате, в виде файлов с расширениями *.tiff, *.png, *.gif, *.jpg, *.eps.

Таблицы должны быть хорошего качества, пригодные для печати. Таблицы должны быть пригодны для редактирования (а не отсканированные или в виде рисунков). Все таблицы должны иметь заголовки. Таблицы нумеруются арабскими цифрами, по порядку следования в тексте. Если таблица в тексте одна, то она не нумеруется. Отсылки на таблицы оформляются следующим образом: «В табл. 3 указано, что ...» или «Указано, что ... (см. табл. 3)». Сокращение «табл.» и номер таблицы (если он есть) всегда разделяются неразрывным пробелом (Ctrl+Shift+Spacebar). Заголовок таблицы включает порядковый номер таблицы и ее название. Располагается на строке, предшествующей таблице и выравнивается по центру:

Табл. 2. Описание жизненно важных процессов

Точка после заголовка таблицы не ставится. При выравнивании по центру абзацный отступ всегда должен отсутствовать! Все обозначения (символы), приведен-

ные в таблицах, необходимо пояснять в основном тексте. Недопустимы отличия в обозначениях в таблице и в тексте (включая различие прямых/наклонных символов).

Математические обозначения в тексте набираются заглавными и строчными буквами латинского, греческого и русского алфавитов. Латинские символы всегда набираются наклонным шрифтом (курсивом), кроме обозначений функций, таких как \sin , \cos , \max , \min и т.п., которые набираются прямым шрифтом. Греческие и русские символы всегда набираются прямым шрифтом. Размер шрифта основного текста и математических обозначений (включая формулы) должен быть одинаков; верхние и нижние индексы масштабируются в MS Word автоматически.

Формулы могут быть включены непосредственно в текст, например:

Пусть $y = a \cdot x + b$, тогда...

либо набираться в отдельной строке, с выравниванием по центру, например:

$$y = a \cdot x + b.$$

При наборе формул как в тексте, так и в отдельной строке, знаки препинания должны ставиться по обычным правилам – точка, если формулой заканчивается предложение; запятая (или отсутствие знака препинания), если предложение после формулы продолжается. Для разделения формулы и текста рекомендуется для строки с формулой устанавливать вертикальные отступы (6 пт перед, 6 пт после). Если в тексте статьи делается отсылка на формулу, то такая формула обязательно набирается отдельной строкой, по правому краю которой указывается номер формулы в круглых скобках, например:

$$y = a \cdot x + b. \quad (1)$$

Если формула набирается в отдельной строке и имеет номер, то данная строка выравнивается по правому краю, а формула и номер разделяются знаком табуляции; позиция табуляции (в см) выбирается таким образом, чтобы формула располагалась примерно по центру. Формулы, на которые в тексте делаются отсылки, нумеруются арабскими цифрами, по порядку следования в тексте.

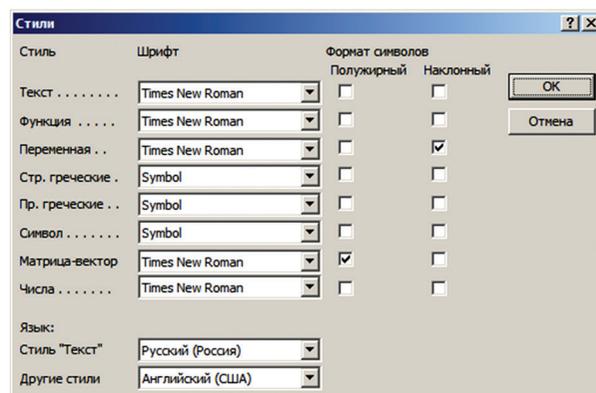
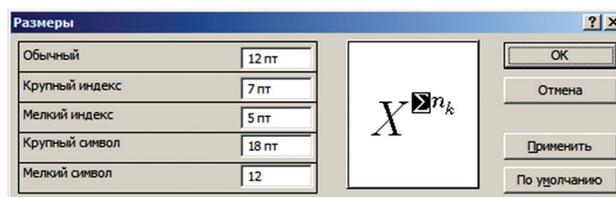
Простые формулы следует набирать без применения формульного редактора (использовать в MS Word русские и латинские буквы, а также меню «Вставка» + «Символ», если требуются греческие буквы и математические операторы), с соблюдением требуемого наклона для латинских символов, например:

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

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

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

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



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

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

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

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

8) Благодарности

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

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

Оформление:

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

9) Библиографический список

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

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

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

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

В описании каждого источника должны быть представлены все авторы.

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

Оформление:

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

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

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

10) Сведения об авторах

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

Оформление:

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

11) Вклад авторов в статью

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

Оформление:

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

12) Конфликт интересов

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

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

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

Оформление:

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

ЖУРНАЛ ИЗДАЕТСЯ ПРИ УЧАСТИИ И ПОДДЕРЖКЕ

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



АО «НИИАС» – ведущее предприятие ОАО «РЖД» в области создания комплексов и систем обеспечения безопасности движения, управления движением, геоинформационного обеспечения, мониторинга состояния подвижного состава и инфраструктуры железных дорог



Цели:

- эффективность,
- безопасность
- надежность перевозок



Основные направления деятельности

- Интеллектуальные системы управления
- Технологии управления перевозками и транспортного обслуживания
- Системы автоматики и телемеханики
- Центры автоматизированного управления
- Информационные системы
- Геоинформационные системы и спутниковые технологии
- Системы транспортной безопасности
- Системы управления инфраструктурой
- Системы управления топливно-энергетическими ресурсами
- Испытания, сертификация и экспертиза
- Информационная безопасность
- Нормативно-правовое обеспечение

