ЖУРНАЛ ВКЛЮЧЕН В ПЕРЕЧЕНЬ ВЕДУЩИХ ЖУРНАЛОВ И ИЗДАНИЙ ВЫСШЕЙ АТТЕСТАЦИОННОЙ КОМИССИИ (ВАК)

ISSN 1729-2646

РЕДАКЦИОННАЯ КОЛЛЕГИЯ

Главный редактор:

Шубинский Игорь Борисович – доктор технических наук, профессор, Эксперт Научного совета при Совете Безопасности РФ, генеральный директор ЗАО «ИБТранс» (Москва, Россия)

Заместители главного редактора:

Шебе Хендрик – доктор физико-математических наук, главный эксперт по надежности, эксплуатационной готовности, ремонтопригодности и безопасности, TÜV Rheinland InterTraffic (Кёльн, Германия)

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

Ответственный секретарь:

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

Технический редактор:

Новожилов Евгений Олегович – кандидат технических наук, начальник отдела системного анализа Отделения управления рисками сложных технических систем ОАО «НИИАС» (Москва, Россия)

Председатель редакционного совета:

Розенберг Игорь Наумович – доктор технических наук, профессор, Генеральный директор ОАО «НИИАС» (Москва, Россия)

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, Россия)

РЕДАКЦИОННЫЙ СОВЕТ:

Бочков Александр Владимирович – кандидат технических наук, заместитель директора центра анализа рисков Научно-исследовательского института экономики и организации управления в газовой промышленности, ООО «НИИгазэкономика» (Москва, Россия)

Бочков Константин Афанасьевич – доктор технических наук, профессор, проректор по научной работе УО «Белорусский государственный университет транспорта» (Гомель, Белоруссия)

Гапанович Валентин Александрович – кандидат технических наук, старший вице-президент ОАО «РЖД», главный инженер (Москва, Россия)

Дзиркал Эрнест Вальтерович – кандидат технических наук, заместитель директора Ассоциации по безопасности машин и оборудования «ТЕСТ-СДМ» (Москва, Россия)

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

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

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

Лецкий Эдуард Константинович – доктор технических наук, профессор, заведующий кафедрой «Автоматизированные системы управления» ФГБОУ ВПО «Московский государственный университет путей сообщения» (Москва, Россия)

Нетес Виктор Александрович – доктор технических наук, профессор ФГОБУ ВПО «Московский технический университет связи и информатики (МТУСИ)» (Москва, Россия)

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

Уткин Лев Владимирович – доктор технических наук, профессор, профессор кафедры Телематики Санкт-Петербургского политехнического университета Петра Великого (Санкт-Петербург, Россия)

Юркевич Евгений Викторович – доктор технических наук, профессор, заведующий лабораторией Института проблем управления им. В.А. Трапезникова РАН (Москва, Россия)

Язов Юрий Константинович – доктор технических наук, профессор, главный научный сотрудник Федерального автономного учреждения «Государственный научно-исследовательский испытательный институт Федеральной службы по техническому и экспортному контролю» (Воронеж, Россия)

УЧРЕДИТЕЛЬ ЖУРНАЛА:
ООО «Журнал «Надежность»

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

Официальный печатный орган Российской академии надежности

Издатель журнала
ООО «Журнал «Надежность»
Директор
Калинина И.В.
Адрес: 109029, г. Москва,
ул. Нижегородская, д. 27, стр. 1, оф. 209
ООО «Журнал «Надежность»
www.dependability.ru
Отпечатано в ОАО «Областная типография «Печатный двор». 432049, г. Ульяновск, ул. Пушкарева, 27. Тираж 500 экз. Заказ

Подписано в печать 08.07.2016
Объем , Тираж 500, Заказ №
Формат 60x90/8, Бумага глянец

Статьи рецензируются.
Статьи опубликованы в авторской редакции.
Мнение членов редакционного совета может не совпадать с точкой зрения авторов публикаций.
Перепечатка материалов допускается только с письменного разрешения редакции. Рукописи не возвращаются.

ЖУРНАЛ ИЗДАЕТСЯ ПРИ УЧАСТИИ И ПОДДЕРЖКЕ ОТКРЫТОГО АКЦИОНЕРНОГО ОБЩЕСТВА «НАУЧНО-ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ И ПРОЕКТНО-КОНСТРУКТОРСКИЙ ИНСТИТУТ ИНФОРМАТИЗАЦИИ, АВТОМАТИЗАЦИИ И СВЯЗИ НА ЖЕЛЕЗНОДОРОЖНОМ ТРАНСПОРТЕ» (ОАО «НИИАС») И ООО «ИЗДАТЕЛЬСКИЙ ДОМ «ТЕХНОЛОГИИ»

СОДЕРЖАНИЕ

Структурная надежность. Теория и практика

Черкесов Г.Н., Недосекин А.О. Описание подхода к оценке живучести сложных структур при многоразовых воздействиях высокой точности 3

Володарский В.А. О тригонометрических распределениях для описания отказов технических устройств..... 16

Ермоленко В.А., Витчук П.В. Особенности расчета показателей надежности грузоподъемных машин 20

Толстов А.С., Пантюхов Д.В. Подход к обеспечению требований к безотказности сложных систем на основе параметрической оптимизации схем надёжности 26

Функциональная надежность. Теория и практика

Журбин С.А., Казаков Г.В. Геометрический метод оперативного управления распределенным решением информационно-расчетных задач в вычислительных сетях 31

Карманов А.В., Росляков Д.А., Телюк А.С. Определение вероятности обеспечения номинального режима работы магистрального продуктопровода с учетом процесса старения перекачивающих агрегатов 39

Ахметов Б.Б., Иванов А.И. Оценка качества малой выборки биометрических данных с использованием более экономичной формы хи-квадрат критерия 43

Функциональная безопасность. Теория и практика

Гапанович В.А., Шубинский И.Б., Замышляев А.М. Метод оценки рисков системы из разнотипных элементов 49

Некрологи..... 54

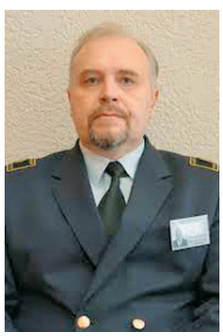
Надежность № 2 2016
Dependability no.2 2016

Оригинальная статья
УДК 681.3.06+519(076.1)
DOI:10.21683/1729-2640-2016-16-2-3-15

Описание подхода к оценке живучести сложных структур при многоразовых воздействиях высокой точности

Геннадий Н. Черкесов, Санкт-Петербургский политехнический университет Петра Великого, Санкт-Петербург, Россия, e-mail: gennady.cherkesov@gmail.com
Алексей О. Недосекин, Национальный минерально-сырьевой университет «Горный», Санкт-Петербург, Россия, e-mail: apostolfoma@gmail.com

Геннадий Н. Черкесов



Алексей О. Недосекин

Резюме. Цель. *Рассматриваются основные понятия и определения, показатели живучести, методы оценки живучести в различных внешних и внутренних условиях применения технических систем. В том числе, обозреваются наработки в области структурной живучести, полученные 30 лет назад, в рамках советской научной школы. Делается попытка преодолеть различное понимание технической живучести, которое к сегодняшнему моменту сложилось по ряду отраслевых направлений – в судостроении, авиации, сетях связи, в системах энергетики, в оборонном ведомстве. Также рассматривается вопрос об установлении отношений преемственности между свойством технической живучести и свойством глобальной системной устойчивости. Техническая живучесть понимается в двух базовых значениях: а) как свойство системы сопротивляться негативным внешним воздействиям (НВ); б) как свойство системы восстанавливать свою работоспособность после отказа или аварии, вызванных внешними причинами. В работе рассматривается связь между структурной живучестью, когда логика работоспособности системы бинарна и описывается логической функцией работоспособности, и функциональной живучестью, когда работа системы описывается критерием функциональной эффективности. Тогда отказ системы – это падение уровня её эффективности ниже заранее предустановленного значения.* ***Методы.*** *Техническая система рассматривается как управляемая кибернетическая система, которой приданы специализированные средства обеспечения живучести (СОЖ). В анализе использованы логико-вероятностные методы и результаты комбинаторной теории случайных размещений. Предполагается: а) НВ являются точечными и однократными (за одно воздействие поражается ровно один элемент); б) каждый элемент системы обладает бинарной логикой (работоспособность – отказ) и нулевой стойкостью, то есть гарантированно поражается за одно воздействие. В последующем, данное допущение обобщается на случай r-кратного НВ и L-стойких элементов. Также в работе рассматриваются варианты неточечных моделей, когда часть системы или система в целом подвергаются групповому поражению специализированного типа. Рассмотрены варианты сочетания свойств надёжности и живучести, когда анализу подвергаются одновременно отказы по внутренним и по внешним причинам.* ***Результаты.*** *Воспроизведены различные варианты законов поражения и функций живучести технических систем. Выявлено, что в основе этих распределений лежат простые и обобщённые числа Моргана, а также числа Стирлинга второго рода, которые могут быть восстановлены на основе простейших рекуррентных соотношений. Если допущения математической модели обобщаются на случай n r-кратных НВ и L-стойких элементов, то обобщённые числа Моргана, участвующие в оценке закона поражения, определяются на основе теории случайных размещений, в ходе n-кратного дифференцирования производящего полинома. В этом случае установить рекуррентное соотношение между обобщёнными числами Моргана не представляется возможным. Показано, что при однородных допущениях к модели живучести (равностойкие элементы системы, равновероятные НВ) в ядре соотношений для функции живучести системы, вне зависимости от закона поражения, находится вектор структурной избыточности F(u), где u – число поражённых элементов, F (u) – число работоспособных состояний технической системы при u отказах.* ***Выводы:*** *точечные модели живучести являются превосходным инструментом для экспресс-анализа структурно-сложных систем и для получения приближённых оценок функций живучести. Простейшие допущения структурной живучести могут быть обобщены на случай, когда логика работоспособности системы не является бинарной, но обуславливается уровнем эффективности функционирования системы. В этом случае надо говорить о функциональной живучести. Вычислительная трудность PNP задачи оценки живучести не позволяет решать её путём простейшего перебора состояний технической системы и вариантов НВ, необходимо искать пути отхода от полного перебора, в том числе за счёт преобразования функции работоспособности системы и её декомпозиции. Проектирование и внедрение свойства живучести в техническую систему должно проходить с оглядкой на то, как такое свойство обеспечено в биологических и социальных системах.*

Ключевые слова: *живучесть, витальность, устойчивость, риск, неблагоприятное воздействие, запас живучести, закон уязвимости, функция живучести.*

Формат цитирования: *Черкесов Г.Н., Недосекин А.О. Описание подхода к оценке живучести сложных структур при многоразовых воздействиях высокой точности // Надежность. 2016. №2. С. 3-15. DOI:10.21683/1729-2640-2016-16-2-3-15*

1. Введение

Понятие «живучесть» применительно к техническим системам, в частности к кораблю, впервые ввел в рассмотрение русский адмирал и ученый Степан Осипович Макаров. Началом разработки учения о живучести корабля следует считать его статью «Броненосная лодка «Русалка», опубликованную в 1870 г. в «Морском сборнике» (№№ 3, 5, 6), в которой рассматривался ряд мероприятий по обеспечению непотопляемости корабля [1]. В 1875 г. он же в статье «Непотопляемость судов» («Морской сборник», № 6, 1875 г.) сформулировал основной принцип проектирования корабля, обеспечивающий предотвращение сформулировано понятие «непотопляемость» как «способность оставаться на воде, имея подводные пробоины, есть одно из главных боевых качеств каждого судна». В 1876 г. С.О. Макаров публикует статьи «Средства против потопления судов» («Морской сборник» № 1, 1876) и «О содержании в исправности непроницаемых переборок и водоотливных приспособлений» («Морской сборник» № 7, 1876). В 1894 г. С.О. Макаров опубликовал в «Морском сборнике» № 6 работу «Разбор элементов, составляющих боевую силу судов», в которой он уточнил понятие о непотопляемости, определив ее как «способность судна оставаться плавать на воде и не терять своих боевых качеств от подводных пробоин».

В 1897 г. С.О. Макаров публикует свои работы «Рассуждения по вопросам морской тактики» («Морской сборник», №№ 1, 2, 3, 4, 7), в которых он формулирует, наконец, понятие «живучести» как «способности судна продолжать бой, имея повреждения в различных боевых частях». При этом оговаривая, что недостаток в стойкости к внешним разрушающим воздействиям компенсируется приданием кораблю свойства живучести [14].

Академик А.Н. Крылов дал самое краткое и весьма меткое определение общего смысла термина «живучесть», определив его как «выносливость к повреждениям». Во всех определениях положительным является то, что живучесть рассматривается как свойство корабля в целом, которое достигается структурной организацией и целенаправленным поведением его функциональных комплексов технических средств.

В настоящее время понятие живучести широко используется в ряде отраслей техники, в том числе в транспортных системах (авиации, железнодорожном, автомобильном транспорте), судостроении, энергетике, строительстве, в вычислительных системах и в сетях связи, в отраслях промышленности оборонного назначения [9, 13, 14]. Возобновление системно-научного интереса к технической живучести в 80-х годах прошлого века в СССР было обусловлено развёртыванием широкого фронта работ по закрытой тематике, связанной с обеспечением обороноспособности страны. В «перестроечные времена» все эти работы были свёрнуты, и сейчас мы наблюдаем некий ренессанс в связи с резким обострением международной обстановки. При этом оказывается важным не только поднять работы по технической живучести на прежнюю высоту, но и по-новому взглянуть на «живучесть» как на комплексное

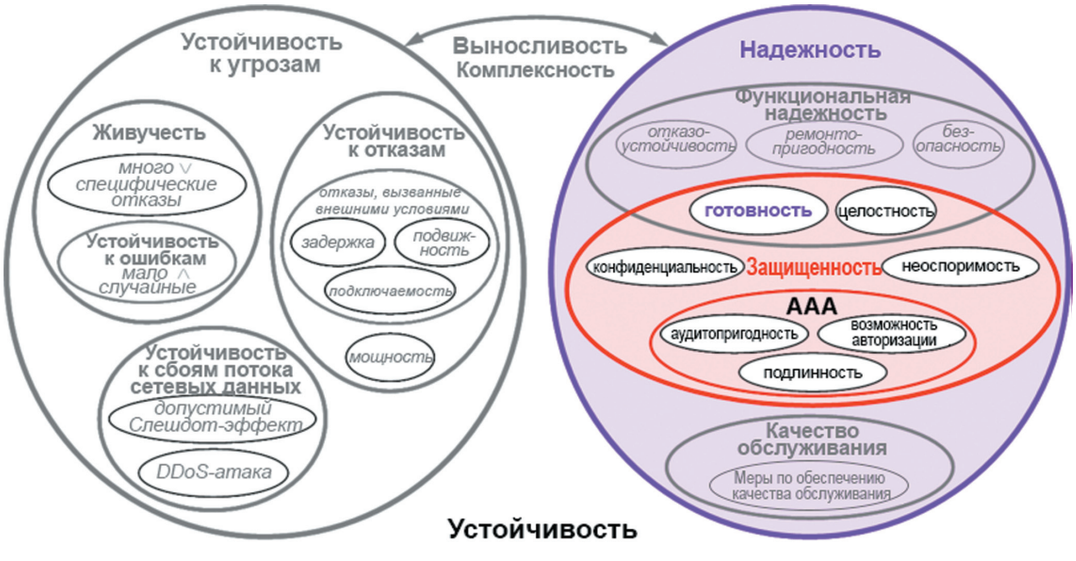


Рис. 1. Классификация устойчивости применительно к компьютерным сетям. Источник: [18]

свойство системы, уяснить для себя, что система в плане живучести наследует от существ, традиционно считающихся живыми. Попытка провести такое сопоставление делается в работе [15], где живучесть в широком смысле названа витальностью, а проекция витальности на социальные, экономические и технические системы названа цивилизационной готовностью, мобилизационной устойчивостью и живучестью соответственно.

Вопросы живучести рассматриваются и в зарубежной литературе. Примерно до 1997 года в обзорах чаще присутствует категория «survivability». Но затем центр внимания смещается в область исследования более общих свойств, нежели живучесть, и речь заходит об устойчивости (**resilience**). Сначала появился доклад президентской комиссии 1997 года по защите наиболее ответственных инфраструктурных систем [16]. А затем сформировался особый спрос государства США на устойчивость в связи с огромным ущербом, нанесённым событием 9/11 и ураганом «Катрина». Стало ясно, что в устойчивость надо вкладывать деньги и весьма существенные. Потому что альтернатива – не инвестировать в устойчивость – обходится кратно дороже. И получается, что инвестиции в устойчивость – это бизнес, обладающей невероятной доходностью (сотни процентов годовых).

Поэтому, например, в [17] говорится так: *«Понятие устойчивости привлекает внимание как знаменатель выйти за рамки живучести и даже преуспевания в вызывающих условиях* **…** *Устойчивость является эмерджентным свойством, связанным со способностью организации продолжать свою миссию, несмотря на разрушения, через бдительность, обеспеченную ресурсами ловкость, эластичные инфраструктуры и восстанавливаемость.... Поэтому устойчивость представляет собой сочетание технических конструктивных особенностей, таких, как отказоустойчивость и надежность, с организационными особенностями, такими, как бдительность, тренинг и децентрализованное принятие решений»*.

А в [18] приводится вот такая отраслевая классификация свойства resilience (рисунок 1).

Из приведенной классификации видно, что устойчивость воспринимается как глобальное свойство, которое поглощает свойства надёжности (во всех смыслах), живучести, безопасности, операционного совершенства. Такой взгляд ещё надлежащим образом не осмыслен российской отраслевой наукой, и вряд ли он будет усвоен без критического разбора и естественного сопротивления. Мы не собираемся пока включаться в полемику по этому поводу, но обращаем внимание читателя на следующий парадокс. Очень многие компании и отдельные эксперты исследуют техническую живучесть и учитывают её в проектах. Однако практически отсутствует единая система понятий, показателей живучести, условий функционирования, при которых должна проявляться живучесть и требования к живучести, то есть как раз то, что составляет ядро соответствующей теории. Нет и единства в осмыслении наиболее эффективных средств обеспечения живучести для различных классов систем и определенных сценариях внешнего воздействия на структуру и алгоритмы функционирования. Для полноты картины состояния разработок в области живучести следует упомянуть о полном отсутствии государственных стандартов, отражающих вопросы терминологии, показателей живучести, классификации, методов обеспечения и рекомендации по порядку проектирования систем по критериям живучести.

Нам следует также держать в уме, что вопросы технической живучести нужно рассматривать не локально, а в контексте более общего спроса на мобилизационную устойчивость государства и страны в целом [15, 19, 21, 22]. В условиях сжатия инвестиционных возможностей государства оборонные бюджеты будут подвергаться секвестированию, и в проекты будут закладываться только те специфические свойства, которые будут обладать свойством экономической эффективности в широком смысле. В плане технической живучести (равно как и надёжности) – право на жизнь будут иметь только те проектные реализации, которые доказали оптимальную пропорцию между силой обеспечиваемого свойства и затратами на реализацию этого свойства, причём найден оптимум по критерию отдачи на инвестированный капитал. Т.е. нужно со временем научиться не только оценивать свойство живучести, но и подключать к этой оценке экономические и финансовые измерители. Тридцать лет назад об этом можно было не задумываться (оборонных денег не считали); но сейчас совсем другая эпоха.

В данной статье излагаются актуальные вопросы проектирования систем по критериям технической живучести, которые могут рассматриваться как возможные направления развития теории живучести как общетехнической дисциплины. Основная наработка в этой части была сделана ещё 30 лет назад, и здесь она воспроизводится. Однако есть и ряд новых обстоятельств, которые могут повлиять на новое раскрытие темы живучести, повлиять на характер развития соответствующей научной дисциплины, и об этом мы тоже говорим в настоящей работе.

2. Основные понятия и их определения

Существует несколько отраслевых определений и общетехническое определение понятия живучесть. В ГОСТ 19176–80 [1] живучесть системы управления техническими средствами корабля определена как составляющая комплексного свойства качества функционирования системы управления, которая проявляется при частичных повреждениях аппаратуры и линий связи. Живучесть **заключается** в сохранении работоспособности корабельного оборудования, непосредственно не подвергшегося аварийным воздействиям внешней среды, в безаварийности комплекса технических

средств при нарушениях в работе системы управления. В [3, с.194] живучесть судна определена как способность противостоять стихийным силам ветра и волн, пожаров, оружию противника, а при повреждениях сохранять и восстанавливать полностью или частично мореходность и боевые качества. Живучесть судна обеспечивается рациональностью конструкции и оборудования судна, в том числе расположением непроницаемых перегородок, люков, горловин, дверей, иллюминаторов, системами сигнализации, автоматическими защитными устройствами. Отметим, что в данном определении указаны **условия**, когда проявляется живучесть (стихийные силы ветра и волн, пожары, оружие), **стадии** развития процесса и **степень тяжести** неблагоприятных воздействий (противостоять возникновению повреждений, при повреждениях сохранять мореходность и боевые качества, а при их потере восстанавливать их полностью или частично). Указаны и способы обеспечения живучести (ограничение неблагоприятных последствий, рациональная конструкция, непроницаемые перегородки, оповещение и управление: системы сигнализации, защитные устройства). Такая развитая структура определения может быть повторена и для других отраслей техники.

В электроэнергетике [4] под живучестью понимается свойство объекта противостоять возмущениям, не допуская их каскадного развития с массовым нарушением питания потребителей. Здесь следует обратить внимание на требование к системе, заключающееся в том, что она должна противостоять переводу ее частей в нерабочее состояние вследствие технологически связанных отказов, вызванных нарушением внешних условий функционирования. В [6] приводится такой пример нарушения условий функционирования при отказе элементов системы. При выведении в ремонт одной из двух линий электропередач 220 кВ произошло отключение энергоблока конденсационной электростанции из-за повреждения котла. Другая линия электропередачи перегрузилась, в результате перегорел провод в некачественно выполненном контактном соединении. После отключения и этой линии электропередачи под действием релейной защиты, сработала автоматика ликвидации асинхронного режима и отключила линии электропередачи 110 кВ. Затем из-за снижения частоты сработали автоматы частотной разгрузки и устройства отделения агрегатов ТЭЦ и т.д. В результате был нарушен нормальный режим питания целого района в течение 15 ч. Эффект «домино» в системе вызван последовательным нарушением условий функционирования, приводящим к отключению питания потребителей.

В вычислительных системах [2] с живучестью связывается отсутствие потерь любой задачи (функции) при потере определенного ресурса под влиянием внешних неблагоприятных воздействий.

Попытка дать общетехническое определение живучести сделана в работе [9]. В ней живучесть определяется как свойство системы сохранять и восстанавливать способность к выполнению основных функций в заданном объеме в течение заданной наработки при изменении структуры системы и (или) алгоритмов и условий ее функционирования вследствие непредусмотренных регламентом нормальной работы внешних неблагоприятных воздействий (НВ). Основные функции и заданная наработка могут определяться как для одного, так и для нескольких, различных по тяжести НВ. Данное определение допускает **учет различных последствий НВ**, влияющих на выполнение задания, в том числе:

- потерю работоспособности элементов и связей между ними вследствие их физического разрушения или нарушения целостности;
- изменение (ухудшение) их технических характеристик (скорости, производительности, пропускной способности и пр.);
- искажение алгоритмов функционирования;
- уменьшение структурной избыточности, уровня запасов продукции;
- ухудшение безотказности элементов, управляемости системы;
- изменение внешних условий функционирования (резкое уменьшение или увеличение нагрузки, перераспределения нагрузки, изменение динамических характеристик нагрузки).

Возможны и более тяжелые последствия НВ: неустранимая потеря работоспособности, авария с возможным частичным или полным разрушением системы

3. Эволюция состояний системы после неблагоприятных воздействий

В результате НВ возникают первичные последствия, выражающиеся в нарушении работоспособности элементов или функциональных связей, в искажении алгоритмов функционирования [9].

Система, обладающая свойством живучести, проявляет его в свойстве постепенной **деградации**, возникающем благодаря введению как пассивных, так и активных средств обеспечения живучести (СОЖ). Информация о первичных последствиях поступает к СОЖ, включающим в себя средства контроля работоспособности, средства аварийной защиты, средства реконфигурации и управления. Действие СОЖ оказывает влияние на развитие первичных последствий. В зависимости от интенсивности процессов, конкретных внешних условий, эффективности СОЖ. Система, в конечном счете, переходит в одно из возможных устойчивых состояний. По своей природе этот переходный процесс является стохастическим.

В приведенном в разделе 2 примере после прохождения нескольких промежуточных состояний система перешла в устойчивое состояние, в котором оказались отключенными энергоблоки конденсационной электростанции и были отделены агрегаты ТЭЦ. После перехода в новое состояние выполняется оценка первичных последствий, в результате которой состояние системы

относят к одному из трех классов: работоспособное, неработоспособное (или неаварийное), аварийное. По результатам этой классификации проводится оценка живучести по состоянию системы. При работоспособном состоянии система возвращается к выполнению задания немедленно. Если состояние неработоспособное, то система может вернуться к выполнению задания после некоторых процедур восстановления. Перевод системы в новое устойчивое состояние не завершает борьбы за живучесть, так как при дальнейшем функционировании до выполнения задания могут проявляться вторичные последствия НВ.

Вторичные последствия – более отдаленные, но не менее опасные, чем первичные. Они связаны с неуправляемыми или плохо управляемыми тепловыми, электрическими и другими процессами (развитие пожара, охлаждение помещений в системе теплоснабжения и пр.). Скорость развития вторичных последствий и конечный результат также существенно зависят от работы СОЖ в борьбе за живучесть. По истечении некоторого установленного времени проводится оценка результатов выполнения задания с четырьмя возможными исходами. Таким образом, в процессе борьбы за живучесть можно выделить три этапа. На первом этапе идет борьба за предотвращение аварии, на втором – борьба за сохранение работоспособности системы, на третьем этапе – борьба за успешное выполнение задания, несмотря на первичные и вторичные последствия НВ. Соответственно этому выделяют и две задачи оценки и обеспечения живучести.

В общую схему (рисунок 2) укладываются траектории эволюции состояний системы при различных по интенсивности и тяжести последствий неблагоприятных воздействиях, однако, лишь в тех случаях, когда воздействие однократное. Схема существенно усложняется, когда воздействия – многократные, а процессы развития последствий различных НВ накладываются друг на друга. Вместе с тем, во всех возможных схемах существенную роль играет «эффект гонок»: процессы развития последствий НВ и процессы борьбы за живучесть протекают во времени. И поэтому тяжесть последствий НВ, состояния системы и, в конечном счете, ее судьба во многом определяются возможностями СОЖ, их оперативностью и эффективностью. Наличие у СОЖ некоторого запаса по производительности создает благоприятные условия для своевременного принятия решения, позволяющего ограничить вторичные последствия НВ и сохранить работоспособность системы хотя бы с несколько худшими техническими характеристиками. В связи с этим важно подчеркнуть следующее: борьба за живучесть происходит часто в условиях острого дефицита времени. И поэтому модели живучести должны быть динамическими. Эффект гонок можно не учитывать и использовать статические модели в двух крайних случаях, когда скорости протекания состязающихся процессов существенно различны.

В первом случае СОЖ успевает отработать свои алгоритмы и сделать необходимые отключения, включения и переключения еще до того, как начнут возникать технологически связанные отказы. **Во втором случае** СОЖ не успевает вмешаться в быстропротекающие процессы развития первичных последствий НВ, и переход в новое устойчивое состояние происходит без участи СОЖ. И лишь позже средства борьбы за живучесть окажут влияние на вторичные последствия НВ и процессы восстановления. В обоих случаях уменьшается и роль стохастических факторов, так как конечное состояние системы можно уверенно установить по характеристикам системы и НВ.

4. Факторы и сценарии, учитываемые в моделях живучести

Все факторы, определяющие живучесть систем, можно разбить на три группы по функциональному признаку: 1) факторы, характеризующие неблагоприятные

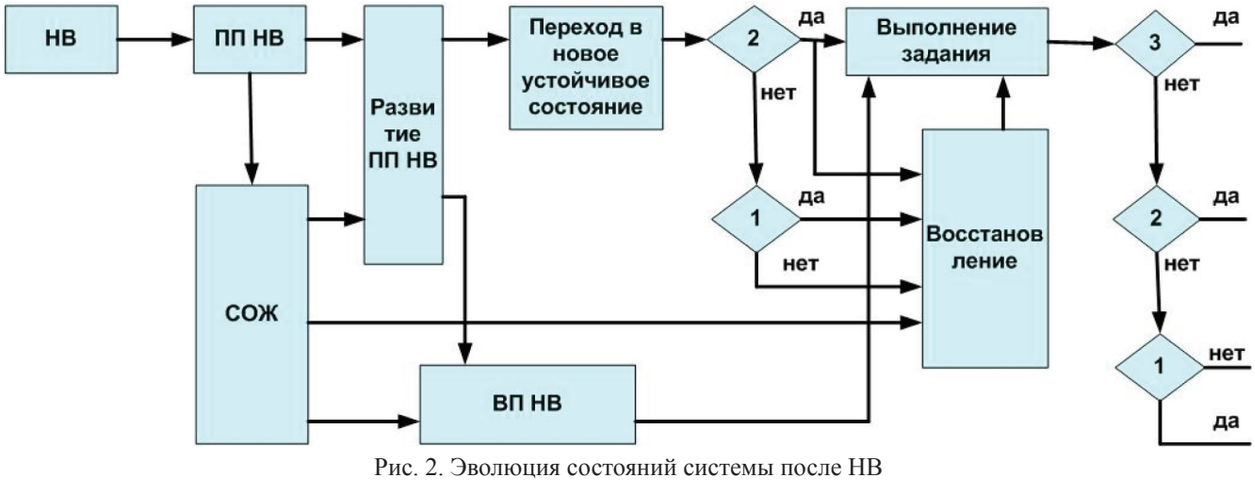


Рис. 2. Эволюция состояний системы после НВ
(ПП – первичные последствия, ВП – вторичные последствия, СОЖ – средства обеспечения живучести,
1 – авария; 2 – работоспособно; 3 – выполнение задания)

воздействия; 2) **факторы**, характеризующие систему и отдельные ее элементы с точки зрения живучести; 3) факторы, характеризующие **внешние средства** обеспечения живучести.

В первую группу входят область действия НВ (точка, замкнутая фигура на плоскости, в пространстве), количество **поражающих** факторов и их характеристики, продолжительность действия НВ (**импульсные** и с **конечной** продолжительностью), интенсивность НВ, стратегия применения многократных НВ, внутренние и внешние источники НВ, которые требуют создания средств борьбы за живучесть.

Вторую группу образуют:

1) факторы, характеризующие систему и отдельные ее элементы с точки зрения живучести (стойкость элементов, топология системы и ее элементов, устойчивость к развитию последствий НВ определенного типа, скорость протекания процессов, вызванных НВ; безотказность элементов);

2) факторы, характеризующие **внутренние СОЖ** (своевременное оповещение об опасности появления НВ; противоаварийная защита; резервирование; факторы локализации и устранения вторичных последствий НВ; факторы восстановления технических характеристик, определяющих живучесть: огнестойкость, прочность и пр.).

В третью группу входят факторы, характеризующие **внешние средства** обеспечения живучести и выполняющие функции спасательных служб и мобильного централизованного резервирования, используемого на время выполнения восстановительных работ.

Из комбинации допущений о действующих факторах возникают сценарии воздействия на систему и борьбы за живучесть. Например, может рассматриваться сценарий многократного неблагоприятного воздействия импульсного типа с одним поражающим фактором высокой интенсивности (с гарантией поражения) и высокой точности при наличии в системе структуры определенного класса при отсутствии СОЖ. В альтернативных сценариях могут рассматриваться ненулевые стойкости элементов; неординарные потоки НВ, допускающие поражение сразу нескольких элементов; развитие воздействия во времени, позволяющее использовать противодействие и анализировать эффект гонок; наличие резерва времени, достаточного для вероятного восстановления работоспособность с помощью внешних СОЖ и последующего выполнения заданных работ и др.

Сценарии существенно усложняются, если рассматривать многосерийные НВ со стратегией не только защиты системы от НВ, но и влияния на количество и интенсивность воздействий в режиме антагонистической, деловой игры и эффективного противодействия партнеру по игре.

Понятие модели живучести – более узкое и конкретное, чем понятие сценария борьбы за живучесть. И каждому сценарию можно сопоставить, вообще говоря, множество моделей. Модель живучести не только предполагает количественную оценку, но и имеет расчет и последующее сравнение с требованиями в качестве одной из главных целей разработки как при проектировании, так и при эксплуатации ответственных систем. Для расчета, сравнения и анализа необходимы показатели живучести.

5. Показатели живучести

Предложения по показателям живучести в технической литературе впервые появились в 70-80-х годах прошлого столетия [2-7] и в наиболее развернутой форме в работе [9]. С целью систематизации их полезно классифицировать по двум признакам. **По первому признаку** показатели разделяются на две группы: показатели, используемые для оценки живучести по состоянию системы и по результатам выполнения задания. Показатели первой группы оценивают свойство системы сохранять работоспособность после НВ. Показатели второй группы оценивают способность не только противостоять НВ, но и в дальнейшем, несмотря на НВ, успешно выполнить установленное задание. **По второму признаку** показатели подразделяются на аддитивные и минимаксные. Они отличаются друг от друга по способу сведения векторного показателя к скалярному. К числу аддитивных относят и вероятностные показатели, основанные на формуле полной вероятности.

5.1. Показатели живучести по состоянию системы

Обозначим через A_n событие, состоящее в n-разовом появлении НВ, а через F – логическую функцию работоспособности системы, принимающую значение 1, если система работоспособна, и 0, если неработоспособна. Тогда условный закон уязвимости

$$Q(n) = P\{F = 0 \mid A_n\} \qquad (1)$$

есть вероятность потери работоспособности системы при условии n-разовом НВ.

Выживаемость системы при n-разовом НВ

$$R(n) = P\{F = 1 \mid A_n\}. \qquad (2)$$

Запас живучести (d-живучесть)

$$d = C - 1 \qquad (3)$$

есть критическое число дефектов C, уменьшенное на единицу. Дефект – это единица измерения ущерба, нанесенного системе неблагоприятным воздействием. Это может быть один элемент, удаленный из системы в результате НВ, определенная номинальная мощность в системе энергетики, потерянная для потребителей в результате НВ и т.д. Критическим называют минимальное число дефектов, появление которых приводит к потере работоспособности.

Максимальный запас живучести (*m*-живучесть)

$$m = \max_{(i)}(m_i) \qquad (4)$$

есть максимальное число дефектов, которое еще может выдержать система без потери работоспособности.

Среднее число неблагоприятных воздействий, приводящих к потере работоспособности

$$\overline{\omega} = \sum_{n=0}^{\infty} R(n) \qquad (5)$$

есть математическое ожидание числа НВ, задаваемого распределением (1).

Средний запас живучести

$$\overline{d} = \overline{\omega} - 1. \qquad (6)$$

Эта величина не отрицательна, так как $\overline{\omega} \geq 1$. Это следует из (5), поскольку $R(0) = 1$. Показатели (1), (2), (5) и (6) являются вероятностными, (3) и (4) – детерминированными.

К детерминированным показателям относится и показатель K^A_S – минимальное количество пораженных элементов с суммарным ущербом для системы не менее A, предложенный в [6]. Пусть некоторая система состоит из n_S объектов, S – номер варианта системы. При однократном неблагоприятном воздействии на i-й элемент возникает ущерб величины C^S_i. Элементы располагаются в порядке убывания ущерба $C^s_1 > C^s_2 > ... > C^s n_s$. Установим пороговое допустимое значение ущерба A и предположим, что при многократном НВ воздействию подвергаются различные элементы, и в первую очередь элементы с наибольшим ущербом. Причем ущерб для системы в целом получается сложением ущербов отдельных элементов. Тогда K^A_S определяется по формуле

$$K^A_S = \min_{(C_S > A)} K_S, C_S = \sum_{i=0}^{K_S} C^S_i. \qquad (7)$$

Здесь K_S – количество дефектных или потерянных элементов в результате НВ в структуре S.

Также можно существенно усилить модельное представление о живучести, вводя в модель НВ и его последствий следующие дополнительные характеристики:

r – **кратность** НВ – количество одновременно поражаемых элементов или узлов за одно НВ. В этом случае по результату одного НВ в системе наблюдается одновременно r дефектов. Такой подход характерен для территориально-распределённых систем, в которых разовое НВ вызывает множественные последствия (например, стихийное бедствие или военный удар);

L – **стойкость** элемента структуры к поражающему воздействию. Это целое число НВ, которое выдерживает элемент без потери работоспособности. В более общем случае, следует замещать детерминированный L-критерий стойкости функцией стойкости, которая может иметь вероятностную или нечётко-множественную природу. Мы говорим о стойкости, когда живучесть элемента системы обеспечивается внешними СОЖ, например за счёт мероприятий оборонного характера (ПВО, подземные фортификационные сооружения и т.д.). Для рассматриваемых здесь моделей $L = 0$.

5.2. Показатели живучести по результатам выполнения задания

Пусть теперь система, имеющая базовую структуру S_0, выполняет некоторое задание в течение времени t. В результате НВ в системе может возникнуть новая структура S_i, одна из множества работоспособных структур $S^{\text{Р}}=\{S_i,\ i=1,\ldots,N_{\text{Р}}\}$ или неработоспособных структур $S^{\text{НР}} = \{S_i,\ i = N_{\text{Р}}+1,\ldots, N\}$. После n-разового НВ система с новой структурой должна приступить к выполнению установленного задания и выполнить его за время t. Оценка живучести по результатам выполнения задания проводится с помощью следующих показателей.

Условная функция живучести

$$G_i(t) = G(t \mid S_i) = P(t \mid S_i) / P(t \mid S_0) \qquad (8)$$

есть отношение вероятностей выполнения задания системой для двух случаев: для базовой S_0 и новой S_i структур. При этом не исключается, что для новой структуры S_i задание будет сформулировано иначе, чем для S_0 . Однако при этом должно выполняться условие $G_i(t) < 1$. При наличии восстановления могут рассматриваться и неработоспособные структуры ($i > N_{\text{Р}}$), так как и для них может быть $P(t/S_i) > 0$. В отсутствие восстановления $P(t/S_i) = 0$ при $i > N_{\text{Р}}$.

Функция выживаемости системы при n-разовом воздействии (событие A_n):

$$G(t,n) = G(t \mid A_n) = \sum_{k=1}^{N} P_n(k) G_k(t) \qquad (9)$$

есть усредненная по всем возможным структурам функция живучести; $P_n(k)$ – вероятность возникновения структуры S_k после n-разового НВ.

Безусловная функция живучести

$$G(t) = \sum_{n=1}^{\infty} P(A_n) G(t \mid A_n) = \sum_{k=1}^{N} P(S_k) G_k(t) \qquad (10)$$

есть усредненная по всем возможным событиям A_n функция выживаемости системы. Вероятность $P(S_к)$ определяется по формуле

$$P(S_k) = \sum_{n=1}^{\infty} P(A_n) P_n(k). \qquad (11)$$

Показатели (9) и (10) относятся к классу аддитивных и обеспечивают свертку векторного показателя $\{G_k(t),\ k = 1,\ \ldots,\ N\}$ в скалярный. При отсутствии уверенной информации о вероятностях $P_n(k)$ и $P(S_k)$ они могут заменяться на весовые коэффициенты α_k и β_k, назначаемые экспертно. Если же и это сделать затруд-

нительно, то необходимо переходить к минимаксным показателям.

Последовательность $G(t, n)$ является убывающей функцией n и изменяется от 1 при $n = 0$ до 0 при $n \to \infty$. Поэтому среднее число НВ, приводящее к невыполнению задания, определяется по формуле

$$\overline{\omega}(t) = \sum_{n=1}^{\infty} n(G_i(t, n-1) - G(t, n)) = \sum_{n=0}^{\infty} G(t, n). \quad (12)$$

При $t = 0$ или $\lambda_i = 0$ (элементы идеально надежны) формулы (9) и (12) переходят соответственно в (2) и (5). В самом деле, при $t = 0$ функция $G_k(0) = 1$ для $k \le N_\text{р}$ и $G_k(0) = 1$ для $k > N_\text{р}$. Из (9) имеем функцию выживаемости при нулевой длительности задания:

$$G(0 \mid A_n) = \sum_{k=1}^{N_\partial} P_n(k) = R(n), \quad (13)$$

а из(10) получим безусловную функцию живучести при нулевой длительности задания

$$G(0) = R = \sum_{n=1}^{\infty} P(A_n) R(n).$$

Показатели (8) – (13) можно обобщить и на случай ветвящихся и многополюсных структур. Для этого в (8) вероятность выполнения задания надо заменить на некоторый показатель качества $E(S)$. Так, для системы с ветвящейся структурой функционирования в интервале времени t может быть выражено функционалом

$$E(t, S) = \varphi\,(P(t/S)), \quad (14)$$

где $P(t/S) = \{P_m(t/S),\ m=0, \ldots, M\}$ – распределение числа неработоспособных ветвей в момент времени t при условии, что в начальный момент система имела структуру S. Тогда условная функция живучести определяется формулой

$$G_i(t) = G(t/S_i) = E(t, S_i) / E(t, S_0). \quad (15)$$

При $M = 1$ получим $E(t/S) = P(t/S)$, и формула (15) переходит в (8). Другие показатели находим по формулам (9) – (12).

6. Модели живучести

Модель живучести сложной системы представляет собой на самом деле совокупность весьма большого числа частных моделей различного назначения, использующих для описания процессов как детерминированные, так и вероятностные методы (рисунок 3).

Модель НВ. По области действия можно различать точечные и пространственные модели. В точечных моделях предполагается, что НВ точно поражает один или несколько элементов. В последнем случае область действия НВ – группа точек, в которых расположены элементы системы. Поэтому число элементов в системе всегда больше, чем число точек в области действия НВ. Для каждого элемента или группы элементов

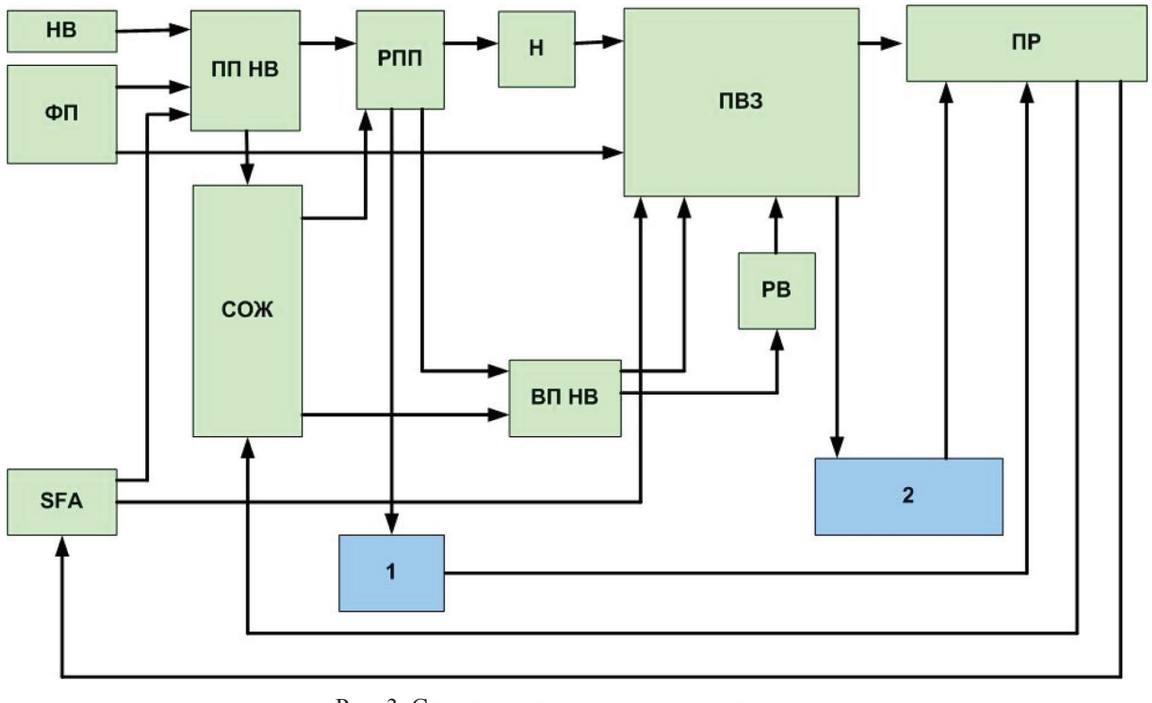


Рис. 3. Структурная схема модели живучести
(1 – оценка живучести по состоянию системы, 2 – оценка живучести по результатам выполнения задания);
ФП – физические процессы, РПП – развитие первичных последствий, Н – надежность, ПВЗ – процесс выполнения задания, ПР – принятие решения, ВПНВ – вторичные последствия НВ, РВ – развитие вторичных последствий, SFA – структура, функция, алгоритм)

задается вероятность попадания в область действия НВ. При одноточечной области задают распределение $\{\alpha_i, i = 1, \ldots, N\}$, где N – число элементов системы, α_i – вероятность того, что i-й элемент попадет в область действия НВ. Одним из возможных распределений является равномерное распределение $\alpha_i = 1/N$. Для многоточечной области задается распределение $\{\beta_i = P(X = i), i = 1, \ldots, N\}$, где β_i – вероятность того, что в область действия попадает ровно i элементов. В моделях можно использовать, например, усеченное биноминальное распределение

$$\beta_i = C_N^i p^i (1-p)^{N-i} / (1-p^N), i = 1...N \qquad (16)$$

или усеченное пуассоновское распределение

$$\beta_i = \frac{a^i}{i!} / \sum_{k=1}^{N} \frac{a^k}{k!}, i = 1...N; a = -\ln(Np).$$

В пространственных моделях задается двухмерное распределение декартовых координат эпицентра НВ $p_2(x_0, y_0)$ и распределение радиуса круга $p_0(r_0)$, в котором действует НВ.

По типу закону распределения интенсивности НВ можно различать НВ с бесконечной интенсивностью, с постоянной интенсивностью I по всей площади области действия и с убывающей от эпицентра по определенному закону $I(r,\varphi)$ интенсивностью, в частности, по закону Релея:

$$I(r,\varphi) = I_0 \exp(-r^2 / ar_0^2), \qquad (17)$$

где I_0 – максимальная интенсивность в эпицентре, r_0 – радиус круга – области действия НВ, a – постоянный параметр, r и φ – полярные координаты точки при расположении начала координат в эпицентре.

По продолжительности действия можно различать импульсные НВ (нулевая длительность), с постоянной τ и случайной длительностью T, задаваемой распределением $F_T(t)=P(T < t)$. При постоянной длительности амплитуда возмущений I_0 может задаваться как функция времени, например, с помощью формул:

$$I_0(t) = I_0^0(1 - t/\tau);\ I_0(t) = I_0^0 \exp(-t^2 / b\tau^2). \qquad (18)$$

где $b = 0{,}3 \div 0{,}5$ – параметр. Аналогичные зависимости задаются и при случайной длительности, только тогда в (18) τ заменяется на случайную величину T.

При многократном НВ наиболее простыми стратегиями выбора характеристик очередного НВ являются стратегия независимых НВ (стратегия 1) и стратегия с исключением пораженных элементов из области действия очередного НВ (стратегия 2). По совокупности отмеченных характеристик можно создать различные модели. Некоторые из них приведены в таблице 2.

Модель системы. *SFA*-модель [10] дает описание технической и функционально-алгоритмической структуры системы, в том числе моделей функционирования и характеристик элементов, топологии системы, маршрутов информационных, материальных и энергетических потоков, функциональной и структурной иерархии, дерева целей функционирования.

Рассмотрим более подробно четыре характеристики модели: размеры элементов, их надежность, стойкость и топологию системы. По своим размерам элементы могут быть точечными, линейными, плоскими с границей в виде произвольного контура, объемные с границей в виде односвязной поверхности. По уровню надежности элементов целесообразно различать модели с идеально надежными элементами и модели с ограниченной надежностью элементов. Первый случай является идеализацией, используемой при оценке живучести по состоянию системы. По уровню стойкости можно различать элементы с нулевой и ненулевой стойкостью. Первый случай является идеализацией, предназначенной для того, чтобы в модели живучести считать неработоспособными все элементы, попавшие в область действия НВ. Во втором случае вероятность нарушения работоспособности зависит от интенсивности НВ и размера той Части площади (или объема) элемента, которая попала в область действия НВ.

По топологии системы будем различать модели с произвольной и заданной топологией. Модель первого типа можно использовать при точечных элементах и точечных

Таблица 2

Факторы	Модель Н В						
	1	2	3	4	5	6	7
Область действия	точка	точка	группа точек	группа точек	площадь	площадь	площадь
Интенсивность	∞	∞	∞	∞	∞	I_0	I_0
Продолжительность действия	0	0	0	0	0	τ	τ
Стратегия	1	2	1	2	1	1	2

Таблица 3

Факторы	Модель системы				
	1	2	3	4	5
Тип элемента	Точка	Точка	Точка	Точка	Площадь
Стойкость	0	0	0	0	0
Топология системы i	произвол.	произвол.	задан.	задан.	задан.

НВ. При пространственных НВ и плоских или объемных элементах используется модель второго типа.

Варианты сочетаний трех характеристик приводят к моделям системы, представленным в таблице 3.

Модель физических процессов (ФП). Эта модель используется для анализа переходных процессов в системе после НВ. Она дает описание траектории процесса функционирования, получаемой вследствие собственного движения.

Модель первичных последствий (ПП). НВ получается путем взаимодействия модели ФП с моделью НВ. В модель ФП вводят возмущения, связанные с НВ, и рассматриваются детерминированные переходные процессы, возникшие под влиянием собственных движений и вынужденных движений, вызванных возмущениями, но без учета управляющих воздействий со стороны СОЖ.

Модель СОЖ отражает характеристики средств контроля, аварийной защиты, реконфигурации и управления. Алгоритмы принятия решений о борьбе за живучесть, входящие в эту модель, формируют управляющие воздействия, направленные не изменение структуры и параметров системы и на использование внутренних резервов, созданных для работы в экстремальных ситуациях. В данной модели должны быть учтены характеристики и внешних СОЖ.

Модель развития первичных последствий (РПП) НВ получается в результате сочетания модели ПП и модели СОЖ и позволяет найти траекторию управляемого переходного процесса с учетом действий СОЖ. Конечной целью анализа модели РПП является определение нового устойчивого состояния системы. Поскольку некоторые характеристики СОЖ являются вероятностными, результаты анализа модели РПП также могут быть представлены в вероятностной форме.

Модель надежности (Н) содержит информацию о безотказности и ремонтопригодности элементов, системе технического обслуживания, о реакции системы на отдельные отказы элементов, о влиянии различных поражающих факторов НВ на безотказность элементов. Эта модель применяется при оценке живучести по результатам выполнения задания.

Модель вторичных последствий (ВП) НВ отражает те отдаленные последствия НВ, которые могут возникать в системе вследствие сокращения объема выполняемых функций и ухудшения технических характеристик. К числу вторичных последствий можно отнести увеличение времени выполнения функций, скорости старения и износа элементов, дополнительное размножение ошибок в информационных системах, повышенный расход энергии и материалов для выполнения тех же функций и другие последствия, приводящие к сокращению оставшихся после НВ резервов в системе и дальнейшему ухудшению технических характеристик.

Модель восстановления (В) содержит описание аварийных ресурсов, правил и способов их использования в экстремальных ситуациях с целью восстановления технической и функционально-алгоритмической структуры той части системы, которая занята в выполнении установленного задания. Ее можно трактовать как модель развития системы после окончания НВ.

Модель процессов выполнения задания (ПВЗ) получается в результате объединения пяти моделей (*SFA*, ФП, Н, В, ВП). Анализ этой модели позволяет оценить живучесть по результатам выполнения задания.

При разработке системы в помощь проектировщику полезно дать также модель принятия решения (ПР) о способах повышения живучести, если оценки показывают ее неудовлетворительный уровень. Модель позволяет выработать советы проектировщикам по изменению структуры и параметров системы, а также по дополнительному развитию СОЖ.

7. Методики расчета и анализа живучести

При описании элементов полагаем, что каждый элемент может находиться в одном из трех состояний: e_0 – элемент работоспособен и включен в работу; e_1 – элемент работоспособен и отключен от системы по различным причинам; e_2 – элемент неработоспособен. Переходы из состояния в состояние определяются четырьмя группами факторов: естественными отказами элементов, восстановлением работоспособности, переключениями при срабатывании средств аварийной защиты и реконфигурации, действиями внешних возмущений. Связи между элементами определены и стационарны во времени, так что в любой момент времени состояние элемента можно установить по состоянию работоспособности этого элемента и состоянию других элементов. Признаки работоспособности системы неизменны во времени и позволяют однозначно определить состояние системы по совокупности состояний ее элементов.

Для расчета показателей живучести можно применять одну из следующих методик: методику 1 на основе логико-вероятностного метода или методику 2 на основе результатов теории случайных размещений, в том числе с использованием чисел **Моргана и Стирлинга**.

7.1. Методика расчета на основе логико-вероятностного метода

Рассмотрим основные этапы **методики анализа живучести системы на основе логико-вероятностной модели.**

Этап I. Описание состояний элементов. Для каждого элемента вводятся две логические переменные: x_i – индикатор работоспособности i-го элемента ($x_i = 1$, если он работоспособен, и $x_i = 0$ в противоположном случае), y_i – индикатор состояния работоспособного элемента ($y_i = 1$, если элемент работает, $y_i = 0$ в противоположном случае). Для отражения воздействия возмущений на элементы вводятся также индикаторы z_{ij} ($z_{ij} = 1$, если возмущение j-го типа действует на i-й элемент, $z_{ij} = 0$ в противоположном случае) и z_i – логическая сумма по

всем типам возмущений. Затем вводятся индикаторы трех состояний элемента:

$$u_{i0} = 1[e_0] = x_i y_i \overline{z_i};\ u_{i1} = 1[e_1] = x_i \overline{y_i z_i};$$

$$u_{i2} = 1[e_2] = \overline{x_i} \vee x_i z_i. \qquad (19)$$

Этап 2. Составление логических зависимостей. На основе предварительного анализа динамических моделей физических процессов с учетом действий средств аварийной защиты, реконфигураций и управления составляются логические уравнения относительно неизвестных состояний работоспособных элементов:

$$y_i = f_{yi}(x_k, y_j, z_k, k = 1,\ldots,N; j \in M_i),\ i = 1,\ldots,N, \quad (20)$$

где N – число элементов в системе, M_i – множество элементов, смежных с i-м элементом. Совокупность выражений типа (20) образует замкнутую систему логических уравнений, представляемую в векторной форме в виде

$$Y = f_Y(X, Y, Z) \qquad (21)$$

Достоинством этой записи является то, что при описании состояния работоспособного элемента используется лишь непосредственное его окружение, и нет необходимости рассматривать всю систему. В дальнейшем из этих частных и достаточно простых зависимостей удается найти с помощью математических методов явную зависимость состояния работоспособного элемента от работоспособности остальных элементов и характеристик НВ.

Работоспособность системы определяется работоспособностью ее элементов и зависимостями (21). Для многих систем основным является состояние сравнительно небольшой группы выходных элементов. Однако из-за наличия опосредованных связей, отраженных в (21), работоспособность системы определяется состоянием и всех других элементов. Для однофункциональной системы логическая функция работоспособности (ЛФРС) записывается в виде

$$F = f(X, Y, Z) \qquad (22)$$

В многофункциональной системе зависимость вида (22) составляется для каждой функции отдельно. Если требуется одновременное выполнение всех функций, то

$$F = \underset{(i)}{\&} f_i(x, y, z). \qquad (23)$$

где f_i – логическая функция – индикатор выполнения i-й функции системы. Излагаемый здесь метод описания состояний системы не требует комбинаторного перебора всех состояний элементов, а функции f_i находятся формально из систем логических уравнений.

Этап 3. Решение систем логических уравнений. Система уравнений (21) является линейной и может быть приведена к виду:

$$y_i = a_i \vee a_{i1} y_1 \vee a_{i2} y_2 \vee \ldots \vee a_{iN} y_N;\ a_{ii} = 0, \qquad (24)$$

где a_i и a_{ij} – коэффициенты, выражаемые явно через x_i и z_i. Существуют различные способы решения систем логических уравнений, в том числе метод определителей, метод подстановки, матричный метод и др. С методом определителей и его применением к задачам надежности можно ознакомиться по работе [11]. Решение (24) вида $Y = g_Y(X, Z)$ следует подставить в (22) или (23) и получить явное выражение

$$F = f(X, g_Y(X, Z), Z) = g(X, Z). \qquad (25)$$

Решение системы логических уравнений надо проводить многократно: один раз для базовой структуры S_0, когда все $z_{ij} = 0$, и еще столько раз, сколько различных видов возмущений. Перебирая все варианты при однократном и многократных воздействиях, удается получить полный набор работоспособных структур в системе. Функция (25) допускает, таким образом, анализ d- и m-живучести путем перебора вектора состояний элементов.

Этап 4. Вероятностное описание элементов и внешних возмущений. Каждый элемент представлен в вероятностной модели вероятностью $p_i = P(x_i = 1)$ того, что в данный или в произвольный момент времени элемент работоспособен. При появлении возмущения $z_{ij} = 1$ стойкость i-го элемента к j-му возмущению может быть учтена с помощью вероятностей α_{ij} того, что элемент сохранит работоспособность при появлении возмущения. Кроме того, задаются вероятности попадания элемента в область действия j-го фактора НВ.

Этап 5. Преобразование ЛФРС к форме перехода к замещению. Согласно [8] можно различать формы перехода к полному и частичному замещению. Формами перехода к полному замещению являются совершенная дизъюнктивная нормальная форма, бесповторная форма в базисе «конъюнкция-отрицание», дизъюнкция ортогональных бесповторных форм. После приведения к одной из этих форм проводится одношаговое замещение логических переменных и логических операций на вероятности и арифметические операции. Если такие преобразования трудно выполнить из-за их большой сложности, можно воспользоваться формой перехода к частичному замещению. Существующие разновидности этих форм и правила преобразования к ним приведены в [8].

Этап 6. Запись смешанной формы. Замещение бесповторных переменных в преобразованной ЛФРС является частичным замещением, в результате которого некоторые логические переменные и операции замещаются на вероятности и арифметические операции, а другие, остальные переменные и операции переходят в показатели степени арифметических выражений. Полученная таким образом форма называется смешанной

формой, так как содержит одновременно логические переменные и вероятности и две группы операций: логические и арифметические. Способы и алгоритмы перехода к смешанной форме даны в [11].

Этап 7. Определение показателей живучести. С помощью многошаговой процедуры замещения логических переменных в смешанных формах, составленных для базовой структуры S_0 и других работоспособных структур S_i, находят вероятности $P(t/S_0)$ и $P(t/S_i)$, а затем по формуле (8) – условную функцию живучести $G_i(t)$. Далее по формулам (9) – (12) – функцию выживаемости, безусловную функцию живучести, среднее число НВ.

Для систем с ветвящейся структурой после этапа 6 требуется выполнить еще три этапа (этапы 8, 9 и 10) и только затем вернуться к этапу 7.

Этап 8. Составление производящего полинома распределения вероятностей состояния одной i-ой ветви [11]:

$$\Phi_i(z, X) = 1 + (z-1)Q(X), \qquad (26)$$

где $Q(X) = P\{F(X) = 0\}$ – смешанная форма, X – вектор незамещенных логических переменных.

Этап 9. Составление производящего полинома для системы. При изотропной структуре полином (26) возводится в степень, равную коэффициенту разветвления на нижнем ярусе ветвящейся структуры, затем проводится замещение логически переменных, относящихся к следующему ярусу, далее снова возведение в степень, замещение и т.д. В результате многошаговой процедуры получается полином, коэффициенты которого выражают вероятности того, что неработоспособно определенное количество ветвей. Если структура неизотропна, то возведение в степень заменяется перемножением полиномов.

Этап 10. Определение показателей живучести. На этапе 9 находятся распределения $P(t/S_0)$ и $P(t/S_i)$, затем вычисляются скалярные показатели $\varphi(P(t/S_0))$ и $\varphi(P(t/S_i))$, затем по формулам (9) – (15) находят $G_i(t)$, $G(t,n)$, $G(t)$ и другие показатели живучести.

7.2. Оценка живучести по состоянию системы на основе теории случайных размещений

Пусть двухполюсная система содержит k подсистем и всего N точечных элементов с произвольными соединениями между ними и имеет ЛФРС

$$F = f(X),\ X = \{x_1, x_2, \ldots, x_N\}$$

Система подвергается воздействию потока n независимых точечных НВ с равновероятным поражением каждого элемента при появлении НВ. Считаем, что стойкость элементов равна 0, а интенсивность НВ достаточна, чтобы гарантировать переход в неработоспособное состояние элемента, попавшего в область действия НВ. Оценку живучести проведем по показателям (2) – (6).

Выживаемость системы при n-кратном НВ можно представить в виде

$$R(n) = \sum_{X \in X_1} P(X \mid A_n) = P\{F = 1 \mid A_n\}, \qquad (27)$$

где X_1 – подмножество векторов X, соответствующих работоспособным состояниям системы. Вероятность $P(X / A_n)$ находят по формуле:

$$P(X \mid A_n) = \sum_{\vec{n} \in M_n} P(\vec{n}) P(X \mid \vec{n}), \qquad (28)$$

где $\vec{n} = (n_1, n_2, \ldots, n_k)$ – вектор числа НВ, приходящихся на k подсистем, M_n – множество векторов, удовлетворяющих условию $n_1 + n_2 + \ldots + n_k = n$. Вероятность

$$P(\vec{n}) = \frac{n!}{n_1!\, n_2! \ldots n_k!} \gamma_1^{n_1} \gamma_2^{n_2} \ldots \gamma_k^{n_k}, \qquad (29)$$

где γ_i – вероятность того, что i-я подсистема входит в область действия НВ. В частности, здесь может быть $k = N$. При равновероятном поражении элементов формулы (27) – (29) можно уточнить.

Представив ЛФРС в виде ортогональной дизъюнктивной нормальной формы

$$F = \bigvee_{i=1}^{m} Q_i, \qquad (30)$$

запишем (27) в виде

$$R(n) = \sum_{i=1}^{m} P(Q_i = 1 \mid A_n). \qquad (31)$$

Для импликант, содержащих $l_i = 0$, 1 или 2 отрицания, можно записать формулы в (31) в явном виде:

$$P(Q_1 = 1 \mid A_n) = (1 - s_1 / N)^n, l_1 = 0, n \geq 1, \qquad (32)$$

$$P(Q_i = 1 \mid A_n) = \sum_{j=1}^{n} C_n^j (1 - s_i / N)^{n-j} / N^j, l_i = 1, n \geq 1,$$

$$P(Q_i = 1 \mid A_n) = \sum_{k=2}^{n} \sum_{j=1}^{k-1} C_k^j (1 - s_i / N)^{n-k} / N^n, l_i = 2, n \geq 2,$$

где s_i – число букв в импликанте Q_i. Эти формулы являются частным случаем (29) при $k = 2$ и различных значениях n_1 и n_2.

7.3. Оценка живучести по состоянию системы на основе комбинаторного метода

По базовой структуре S_0 определяются все возможные работоспособные структуры S_i, $i = 1, \ldots, N_p$. Тогда:

$$R(n) = \sum_{j=1}^{N_p} r_j(n) / N^n = r_n / N^n, \qquad (33)$$

где $r_j(n)$ – число случаев, в которых возникает структура S_j при n-кратном НВ. Это число определяется по формуле

$$r_j(n) = \sum_{(k)} L_{nk} B_{kj}, \quad (34)$$

где L_{nk} – число перестановок из n элементов k типов, B_{kj} – число различных векторов X с k нулями, приводящих к структуре S_j. Поскольку параметры d и m из формул (3) и (4) обычно невелики, не представляет особого труда найти B_{kj} простым перебором векторов. Максимальное число испытываемых векторов равно mN, а практически оно значительно меньше.

Числа L_{nk} – это так называемые числа **Моргана**. Они связаны с т.н. числами **Стирлинга второго рода** соотношением

$$L_{nk} = k!\, S_{nk}, \quad (35)$$

где S_{nk} могут быть найдены с помощью рекуррентного соотношения

$$S_{nk} = S_{n-1,k-1} + k\, S_{n-1,k};\ S_{nk} = 0 \text{ при } n < k;\ S_{nn} = 1. \quad (36)$$

Но числа L_{nk} могут быть вычислены и непосредственно по формуле:

$$L_{nk} = \sum_{i=1}^{k} C_k^i i^n (-1)^{k+i}. \quad (37)$$

Результат данного параграфа получен нами ещё в 1987 году. В продолжение исследований были также получены расчётные соотношения для случая r-кратных НВ и систем с L-стойкими элементами **[20]**.

Библиографический список

1. ГОСТ 19176-80. Системы управления техническими средствами корабля. Термины и определения.

2. Словарь по кибернетике. Под ред. В.М. Глушкова. – Киев: Главная ред. Укр. сов. энциклопедии, 1979.

3. Большая советская энциклопедия, том 9. – М.: Советская энциклопедия, 1972. – 570 с.

4. Надежность систем энергетики: Терминология. Сборник рекомендуемых терминов. – Вып.95. – М.: Наука, 1980. – 42 с.

5. Горшков В.В. Логико-вероятностный метод расчета живучести сложных систем. – АН УкрССР, Кибернетика, 1982, №1. – С.104-107.

6. Руденко Ю.Н., Ушаков И.А. Надежность систем энергетики. – М.: Наука, 1986. – 252 с.

7. Волик Б.Г., Рябинин И.А. Эффективность, надежность и живучесть управляющих систем // Автоматика и телемеханика. – 1984. – № 12.

8. Рябинин И.А., Черкесов Г.Н. Логико-вероятностные методы исследования надежности структурно-сложных систем. – М.: Радио и связь, 1981. – 238 с.

9. Черкесов Г.Н. Методы и модели оценки живучести сложных систем. – М.: Знание, 1987. – 55 с. – Также на сайте: http://www.gcherkesov.com/articles/article02.pdf .

10. Черкесов Г.Н. Надежность аппаратно-программных комплексов. – СПб: Питер, 2005. – 480 с.

11. Руденко Ю.Н., Ушаков И.А., Черкесов Г.Н. Надежность систем энергетики и их оборудования. Справочник в 4-х томах под общей редакцией Ю.Н. Руденко. Том 1. Справочник по общим моделям анализа и синтеза надежности систем энергетики. – М.: Госатомиздат, 1994. – 474 с..

12. Боднер В.А. Системы управления летательными аппаратами. – М.: Машиностроение, 1973. – 240 с.

13. Рябинин И.А. Три кита ВМФ: Надежность, живучесть, безопасность. – Новочеркасск: Темп, 2006. – 116 с.

14. Симаков И.П., Мерзляков В.А. Выбор функционально-алгоритмической структуры систем управления движением корабля по критериям отказобезопасности и надежности – Судостроительная промышленность. Серия «Автоматика и телемеханика», вып. 5, 1987, с. 52 – 60.

15. Недосекин А.О. О проявлении свойства «витальность» в технических, экономических и социальных системах. – На сайте: http://an.ifel.ru/docs/Vitality_110416.pdf .

16. Marsh T. (ed.). Critical Foundations: Protecting America's Infrastructures. Technical report, President's Commission on Critical Infrastructure Protection, October 1997.

17. Muller G., Koslowski T. and Accorsi R. Resilience – a New Research Field in Business Information Systems? – On site: http://www2.informatik.uni-freiburg.de/~accorsi/papers/bis13.pdf.

18. Инициатива ResiliNets (Канзасский университет и университет Ланкастер, США). – На сайте: https://wiki.ittc.ku.edu/resilinets/Main_Page.

19. Недосекин А.О., Рейшахрит Е.И. Мобилизационная экономика по-русски. – СПб: СПбГГУ, 2013. – Также на сайте: http://an.ifel.ru/docs/Mob_AN_ER.pdf .

20. Недосекин А.О. Применение теории случайных размещений к анализу живучести технических систем // Кибернетика АН УССР. 1991. №6.

21. Недосекин А.О., Черкесов Г.Н. Оценка живучести энергосистемы в условиях забастовок // Надёжность и контроль качества, 1992, № 11. – С. 51 – 62.

22. Nedosekin A.O., Abdoulaeva Z.I. Mobilized economy fuzzy model // Proceedings of International Conference on Soft Computing and Measurements, SCM 2015, 7190479, pp. 267-268.

СВЕДЕНИЯ ОБ АВТОРАХ

Геннадий Н. Черкесов – доктор технических наук, профессор, профессор Санкт-Петербургского политехнического университета Петра Великого, Санкт-Петербург, Россия, e-mail: gennady.cherkesov@gmail.com

Алексей О. Недосекин – доктор экономических наук, кандидат технических наук, академик МАНЭБ, профессор Национального минерально-сырьевого университета «Горный», Санкт-Петербург, Россия, e-mail: apostolfoma@gmail.com

О тригонометрических распределениях для описания отказов технических устройств

Владислав А. Володарский, *кафедра систем обеспечения движения, Красноярский институт железнодорожного транспорта, Красноярск, Россия, e-mail: volodarsky.vladislav@yandex.ru*

Владислав А. Володарский

Резюме. Цель статьи *– предложить и исследовать нетрадиционные тригонометрические распределения для описания постепенных отказов технических устройств. При оценённом значении наработки на отказ предложено два следующих метода приближенного описания показателей надежности. Во-первых, поскольку параметр потока отказов при времени эксплуатации равном наработке на отказ приближается к своему стационарному значению, равному обратной величине наработки на отказ, предложено аппроксимировать зависимость параметра потока отказов от времени эксплуатации кусочно-линейной функцией. Остальные показатели надежности получены с использованием преобразования Лапласа. Например, вероятность безотказной работы может быть описана функцией косинуса, а интенсивность отказов – функцией тангенса. Во-вторых, предложено аппроксимировать зависимость плотности вероятности отказов в зависимости от времени эксплуатации функцией синуса. Остальные показатели надежности получены с использованием преобразования Лапласа. Например, вероятность безотказной работы может быть описана функцией косинуса в квадрате, а интенсивность отказов – двойной функцией тангенса. В результате выполненных исследований сделан вывод, что поскольку интенсивность отказов предложенных распределений является возрастающей от времени эксплуатации, а коэффициент вариации менее единицы, они могут быть использованы для описания постепенных отказов технических устройств. Как видно из полученных результатов показатели надежности при этих распределениях выражены элементарными функциями, что может упростить проведение расчетов показателей надежности систем при различном соединении составляющих их элементов.*

Ключевые слова: *вероятность безотказной работы, интенсивность отказов, распределение косинуса, распределение косинуса квадрат.*

Формат цитирования: *Володарский В.А. О тригонометрических распределениях для описания отказов технических устройств // Надежность. 2016. №2. С. 16-19 . DOI: 10.21683/1729-2640-2016-16-2-16-19*

1. Исходные положения

В настоящее время расчеты показателей надежности технических устройств (ТУ) проводятся, как правило, в предположении о постоянной интенсивности отказов составляющих их элементов. Это соответствует случаю, когда элементы подвержены только внезапным отказам из-за внешних воздействий. Постепенные отказы элементов, связанные с внутренними процессами износа и старения, при этом не учитываются. Последнее не соответствует реальной действительности. Например, в [1, 2] подробно описаны деградационные процессы, которые вызывают износ и старение элементов железнодорожных систем электроснабжения, автоматики, телемеханики и связи. Подобные процессы приводят к постепенным отказам элементов и описываются в теории надежности классом распределений, имеющим возрастающую функцию интенсивности отказов, т. е. так называемых ВФИ-распределений [3]. Элементы с постепенными отказами назовем элементами стареющего типа.

Путем сбора и обработки информации об отказах, восстанавливаемых в процессе эксплуатации элементов указанных систем, получены только оценки постоянных значений параметра потока отказов ω [1] или наработки на отказ как $T = 1/\omega$ [2]. Однако это не означает, что интенсивность отказов элементов стареющего типа является постоянной величиной.

Согласно определению, параметр потока отказов есть отношение числа отказавших изделий за интервал времени $n(dt)$ к числу испытуемых изделий за этот интервал dt при условии, что отказавшие изделия заменяются исправными (новыми или отремонтированными), то есть $\omega(t) = n(dt)/Ndt$, где N – число испытуемых изделий, которое остается постоянным. Из теории надежности известно, что параметр потока отказов при любом виде распределения со временем эксплуатации стремится к стационарному значению равному $\omega = 1/T$. Это и проявляется при сборе статистических данных об отказах ТУ в реальных условиях эксплуатации.

Согласно определению, интенсивность отказов есть отношение числа отказавших изделий за интервал времени $n(dt)$ к среднему числу изделий $N_{ср}$, исправно проработавших в данный интервал времени dt, то есть $\lambda(t) = n(dt)/N_{ср}dt$. При этом $N_{ср}$ из-за отказов изделий с каждым интервалом уменьшается, а $\lambda(t)$ элементов стареющего типа возрастает.

Поскольку законы распределения наработки на отказ элементов стареющего типа, как правило, не известны, задачу расчета показателей надежности ТУ приходится решать в условия неопределенности.

Цель статьи – предложить и исследовать нетрадиционные тригонометрические распределения для описания постепенных отказов технических устройств.

Когда удается оценить только значение наработки на отказ, например, из выражения $T = 1/\omega$, то можно предложить два следующих метода приближенного описания показателей надежности ТУ.

2. Распределение косинуса

Во-первых, поскольку параметр потока отказов при $t = T$ приближается к своему стационарному значению, равному $1/T$, предлагается аппроксимировать зависимость $\omega(t)$ кусочно-линейной функцией вида [4]:

$$\text{при } t < T\ \omega(t) = t/T^2;\ \text{при } t \geq T\ \omega(t) = 1/T. \qquad (1)$$

Остальные показатели определяются с использованием преобразования Лапласа. Плотность распределения $f(t)$ найдем из уравнения, связывающего ее в операторной форме с параметром потока отказов $f(s) = \omega(s)/(1+\omega(s))$ как

$$f(t) = (1/T)\sin(t/T). \qquad (2)$$

Тогда вероятность безотказной работы $P(t)$ и интенсивность отказов $\lambda(t)$ определяются из уравнений:

$$P(t) = 1 - \int_0^t f(t)dt = \cos(t/T), \qquad (3)$$

$$\lambda(t) = f(t)/P(t) = (1/T)\mathrm{tg}(t/T). \qquad (4)$$

Аргумент t/T в формулах для определения показателей надежности измеряется в радианах. Назовем полученное распределение распределением косинуса, область определения которого лежит в интервале $0 < t/T < \pi/2$.

Несобственный интеграл от плотности распределения в пределах области определения распределения согласно [5] должен равняться единице. Проверяем

$$\int_0^{\pi T/2} (1/T)\sin(t/T)dt = 1.$$

Коэффициент вариации распределения определяется из выражения

$$V = \mu_2^{0,5}/\mu_1, \qquad (5)$$

где μ_1 – первый начальный момент;

μ_2 – второй центральный момент;

$$\mu_1 = \int_0^{\pi T/2} tf(t)dt = \int_0^{\pi T/2} (t/T)\sin(t/T)dt = T,$$

$$\mu_2 = \int_0^{\pi T/2} (t-\mu_1)^2 f(t)dt =$$

$$= \int_0^{\pi T/2} (t-T)^2 (t/T)\sin(t/T)dt = (\pi-3)T^2.$$

Подставив значения μ_1 и μ_2 в выражение (5), получим $V = 0{,}376$.

Поскольку интенсивность отказов этого распределения согласно (4) является монотонно возрастающей функцией времени, а значение коэффициента вариации менее единицы, оно относится к классу ВФИ-распределений и может использоваться для описания постепенных отказов ТУ. В статье [4] определены коэффициенты асимметрии и эксцесса и отмечено, что распределение косинуса может быть представлено в области Пирсона точкой с координатами $p^2 = 0{,}18$ и $\beta = 2{,}23$. Показано, что согласно [3] функция косинуса является также распределением с возрастающей средней интенсивностью отказов, распределением типа «новое лучше использованного» и распределением типа «новое в среднем лучше использованного».

С использованием уравнений (1), (2), (3) и (4) определены зависимости показателей надежности от относительного времени эксплуатации t/T предлагаемого распределения. Результаты вычислений сведены в таблицу 1.

Таблица 1

t/T	0	0,2	0,4	0,6	0,8	1,0	1,2	1,4	$\pi/2$
$Tf(t)$	0	0,20	0,39	0,56	0,72	0,84	0,93	0,98	1,0
$T\lambda(t)$	0	0,20	0,42	0,68	1,03	1,56	2,57	5,80	∞
$T\omega(t)$	0	0,20	0,40	0,60	0,80	1,0	1,0	1,0	1,0
$P(t)$	1	0,98	0,92	0,83	0,70	0,54	0,36	0,17	0

3. Распределение косинуса квадрат

Во-вторых, предлагается аппроксимировать зависимость плотности вероятности $f(t)$ отказов технических устройств в зависимости от времени эксплуатации t функцией синуса вида

$$f(t) = (1/T)\sin(2t/T) \qquad (6)$$

с областью определения $0 < t < \pi T/2$.

Несобственный интеграл от плотности распределения в пределах области определения распределения согласно [5] должен равняться единице. Проверяем

$$\int_0^{\pi T/2} (1/T)\sin(2t/T)dt = 1.$$

Учитывая, что $\sin(2t/T) = 2\sin(t/T)\cos(t/T)$, представим выражение (6) в виде

$$f(t) = (2/T)\sin(t/T)\cos(t/T). \qquad (6а)$$

Вероятность безотказной работы $P(t)$ с учетом (6) определяется из выражения

$$P(t) = 1 - \int_0^t f(t)dt = \left(1 + \cos(2t/T)\right)/2. \qquad (7)$$

Учитывая, что $\cos(2t/T) = \cos^2(t/T) - \sin^2(t/T)$, представим выражение (7) в виде

$$P(t) = \cos^2(t/T). \qquad (7а)$$

Назовем полученное распределение распределением косинуса квадрат.

Интенсивность отказов $\lambda(t)$ с учетом (6а) и (7а) определяется как

$$\lambda(t) = f(t)/P(t) = (2t/T)\,\mathrm{tg}(t/T). \qquad (8)$$

Параметр потока отказов $\omega(t)$ определяется через преобразование Лапласа вида $\omega(s) = f(s)/(1 - f(s))$ с учетом (6) как

$$\omega(s) = \left(\sqrt{2}/T\right)\sin\left(\sqrt{2}\cdot t/T\right). \qquad (9)$$

Коэффициент вариации определяется с использованием выражения (5).

$$\mu_1 = \int_0^{\pi T/2} tf(t)dt = \int_0^{\pi T/2} (t/T)\sin(2t/T)dt = \pi T/4,$$

$$\mu_2 = \int_0^{\pi T/2} (t-\mu_1)^2 f(t)dt =$$

$$\int_0^{\pi T/2} \left(t - \frac{\pi T}{4}\right)^2 \sin(2t/T)dt = \left(\frac{\pi^2}{16} - 0{,}5\right)T^2.$$

Подставив значения μ_1 и μ_2 в выражение (5), получим $V = 0{,}435$.

С использованием уравнений (6), (7а), (8) и (9) определены зависимости показателей надежности от относительного времени эксплуатации t/T предлагаемого распределения. Результаты вычисления сведены в таблицу 2 и представлены на рисунках 1 и 2.

Таблица 2

t/T	0	0,2	0,4	0,6	π/4	1,0	1,2	1,4	π/2
$Tf(t)$	0	0,39	0,72	0,93	1,0	0,91	0,68	0,33	0
$T\lambda(t)$	0	0,40	0,84	1,36	2,0	3,12	5,14	11,6	∞
$T\omega(t)$	0	0,39	0,76	1,06	1,26	1,40	1,39	1,30	1,10
$P(t)$	1,0	0,96	0,85	0,68	0,50	0,29	0,13	0,03	0

Как видно из формулы (8) и рисунка 1 интенсивность отказов со временем эксплуатации монотонно возрастает и, учитывая, что значение коэффициента вариации менее единицы, предлагаемое распределение относится к классу ВФИ-распределений и может

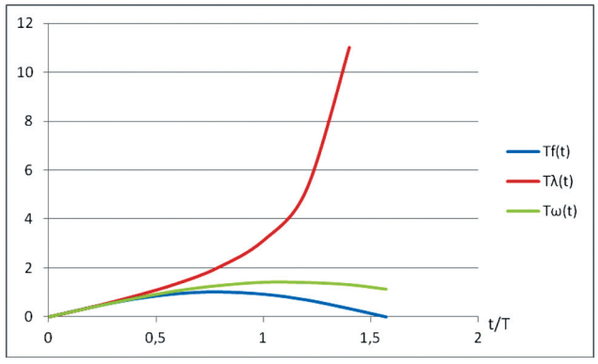


Рис. 1

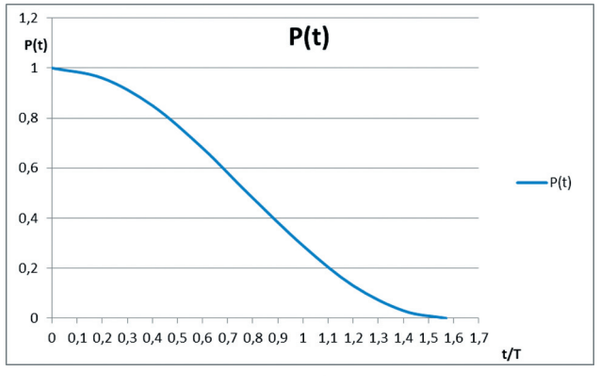


Рис. 2

использоваться для описания постепенных отказов элементов ТУ. Из рисунка 1 также видно, что параметр потока отказов стремится к значению, равному $1/T$. Это подтверждает известное положение теории надежности, что при любом распределении параметр потока отказов со временем эксплуатации стремится к установившемуся значению, обратному значению наработки на отказ.

Как видно из рисунка 2, вероятность безотказной работы ТУ со временем эксплуатации снижается и при значении $t = \pi T/2$ приближается к нулевому значению. Причем кривая $P(t)$ сначала выпукла вверх, а затем – вниз.

Для сравнения на рисунках 3 – 5 представлены построенные с использованием данных таблиц 1 и 2 кривые плотности распределения, интенсивности отказов и параметра потока отказов распределений косинуса (обозначены синим цветом 1) и косинуса квадрат (обозначены красным цветом 2). Как видно из формул (4), (8) и рисунка 4, интенсивность отказов при распределении косинуса квадрат возрастает с течением времени эксплуатации в два раза быстрее, чем при распределении косинуса.

Заключение

В случае, когда определена только наработка на отказ и известно, что элементы технических устройств подвержены износу и старению, для описания их постепенных отказов в условиях неопределенности целесообразно использовать предлагаемые распределения косинуса и косинуса квадрат. Как видно из полученных

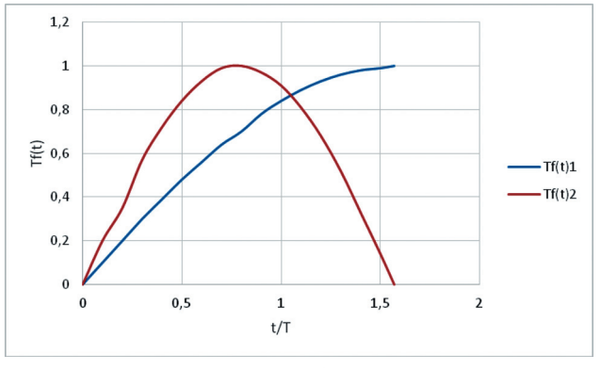


Рис. 3

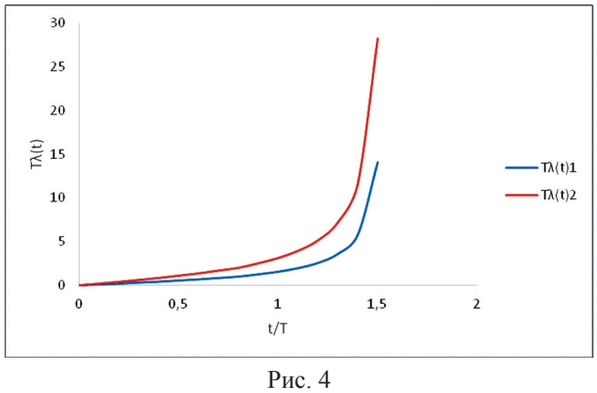


Рис. 4

результатов, показатели надежности при этих распределениях выражены элементарными функциями, что может упростить проведение расчетов показателей надежности систем при различном соединении составляющих их элементов.

Библиографический список

1. Сапожников В.В., Сапожников Вл.В., Шаманов В.И. Надёжность систем железнодорожной автоматики, телемеханики и связи. – М.: Маршрут, 2003. – 263 с.

2. Ефимов А.В., Галкин А.Г. Надёжность и диагностика систем электроснабжения. – М.: УМК МПС России, 2000. – 512 с.

3. Барлоу Р., Прошан Ф. Статистическая теория надежности и испытания на безотказность. – М.: Наука, 1984.–328 с.

4. Володарский В.А. Аппроксимация распределения вероятности безотказной работы функцией косинуса // Надежность и контроль качества. – 1988. – № 8. – С. 18-22.

5. Гмурман В.Е. Теория вероятностей и математическая статистика. – М.: Высшая школа, 2000. – 479 с.

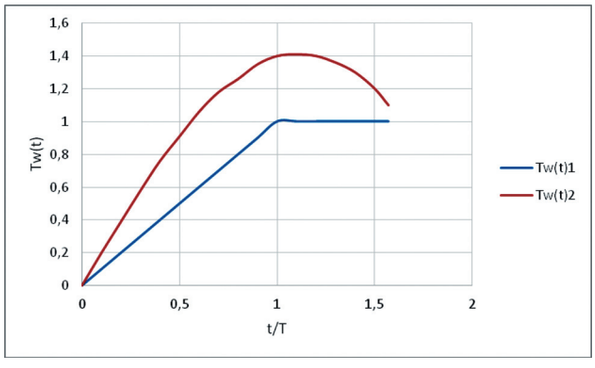


Рис. 5

Сведения об авторе

Владислав А. Володарский – кандидат технических наук, профессор, старший научный сотрудник кафедры систем обеспечения движения Красноярского института железнодорожного транспорта, Красноярск, Россия, тел. +7 (391) 221 60 72,

e-mail: volodarsky.vladislav@yandex.ru

Особенности расчета показателей надежности грузоподъемных машин

Владимир А. Ермоленко, *Калужский филиал ФГБОУ ВПО «Московский государственный технический университет им. Н.Э. Баумана», Калуга, Россия, e-mail: tvermolenko@rambler.ru*
Павел В. Витчук, *Калужский филиал ФГБОУ ВПО «Московский государственный технический университет им. Н.Э. Баумана» Калуга, Россия, e-mail: zzzVentor@ya.ru*

Владимир А. Ермоленко

Павел В. Витчук

Резюме. Цель. *При проектировании грузоподъемных машин в целом и их механизмов желательно, кроме детерминированных расчетов по запасам прочности, выполнить вероятностный расчет основных показателей надежности. Теоретический подход к расчету основных показателей надежности грузоподъемных машин изложен В.И. Брауде. На практике расчет показателей надежности грузоподъемных машин обычно затруднен, поскольку сведения о значениях отдельных показателей, приводимые в имеющихся литературных источниках, неполны и противоречивы. Это обуславливает необходимость использования усредненных показателей надежности и введения в расчет различных допущений. При этом результаты расчета оказываются весьма приближенными. В тоже время ориентировочный расчет показателей надежности позволяет принять решение о рациональности использования той или иной компоновочной схемы грузоподъемной машины и/или ее структурной единицы.* ***Методы.*** *Для демонстрации логических рассуждений, которые могут быть использованы при расчете показателей надежности грузоподъемных машин, в статье приведен пример расчета вероятности безотказной работы механизма подъема мостового крана, выполненного по «развернутой» схеме и состоящего из девяти элементов: трехфазного асинхронного электродвигателя с короткозамкнутым ротором; цилиндрического двухступенчатого редуктора; тормоза колодочного с замыканием от цилиндрической пружины и размыканием от короткоходового электромагнита переменного тока; муфты упругой втулочно-пальцевой (с тормозным шкивом); грузового барабана; оси (или вала) барабана; опор барабана; грузового каната и его крепления; крюковой подвески. Структурно элементы механизма подъема соединены последовательно, то есть при отказе любого элемента нарушается работоспособное состояние механизма (происходит отказ).* ***Результаты.*** *Известный опыт эксплуатации грузоподъемных машин показывает, что наиболее вероятными отказами элементов механизма подъема являются: межвитковое замыкание обмоток электродвигателя; износ подшипников и зубьев шестерен редуктора; межвитковое замыкание катушки электромагнита тормоза; задир тормозного шкива полумуфты и износ колодок тормоза; усталостное разрушение грузового барабана и корпуса подшипника, встроенного в барабан; усталостное разрушение оси (вала) грузового барабана; износ подшипников, встроенных в грузовой барабан; износ (обрыв) проволок и прядей грузового каната; износ крюка и заедание и износ подшипника крюковой подвески. Поэтому справочные данные, используемые при проведении расчета, обычно описывают вероятность проявления или интенсивность именно этих отказов. При проведении расчета использованы следующие допущения: постепенные (износовые) отказы не учтены, так как они предупреждаются за время технического обслуживания и ремонта; отказы, связанные с нарушением норм безопасной эксплуатации, были отнесены не к отказам непосредственного грузоподъемных машин, а к отказам других систем. Для наглядности элементы, составляющие механизм подъема, выбирали из каталога со значительным «с запасом» и без учета режима нагружения.* ***Выводы.*** *В результате расчета было получено, что неучет различных силовых факторов (например, недогрузка редуктора по крутящему моменту) может привести к избыточной надежности крана в целом, его механизмов и их структурных единиц.*

Ключевые слова: *вероятность безотказной работы, грузоподъемные машины, механизм подъема, мостовой кран, показатели надежности, проектирование, расчет.*

Формат цитирования: *Ермоленко В.А., Витчук П.В. Особенности расчета показателей надежности грузоподъемных машин // Надежность. 2016. №2. С. 20-25 .DOI:10.21683/1729-2640-2016-16-2-20-25*

Расчет показателей надежности грузоподъемных машин в целом и их элементов затруднен тем, что сведения о значениях этих показателей, приводимые в литературных источниках [1–3 и др.] неполны и противоречивы. Для определения отсутствующих значений приходится использовать усредненные показатели, вводить допущения. При этом результаты расчетов оказываются весьма приближенными.

Значения времени, для которого рассчитывают вероятность безотказной работы, можно принимать

Таблица 1. Соответствие режимов работы кранов в целом для зарубежных стандартов

ISO 4301/1	PN-79 M-06503 (Польша)	BS 466-84 (Великобритания)	SFS 4300-79 (Финляндия)	DIN 15018 (Германия)	B 4004-1 (Австрия)
A1	1	A1	1	B1	T1
			2		
A2		A2	3	B2	T2
A3		A3	4	B3	T3
A4	2	A4			
A5	3	A5	5	B4	T4
A6	4	A6			
A7	5	A7	6	B5	T5
A8	6	A8		B6	T6

Таблица 2. Соответствие режимов работы крановых механизмов для зарубежных стандартов

ISO 4301/1	СТ СЭВ 2077-80	CSN 27009 (Чехия)	BS 466-84 (Великобритания)	SFS 4020-80 (Финляндия)	DIN 15018 (Германия)	FEM 9.661
M1	1		M3	ImB	IEm	IDm
					IDm	
M2					ICm	ICm
M3					IBm	IBm
M4	2		M4	ImA	IAm	IAm
M5	3		M5	2m	2m	2m
M6	4		M6	3m	3m	3m
M7	5		M7	4m	4m	4m
M8	6		M8	5m	5m	5m

t = 1 год. Количество часов работы механизма за 1 год определяют [4]:

$$t = 8760 \cdot K_{ИГ} \cdot K_{ИС} \cdot ПВ, \text{ час}, \quad (1)$$

где $K_{ИГ}$ и $K_{ИС}$ – коэффициенты использования календарного времени года и суток соответственно; ПВ – продолжительность включения.

Для некоторых подъемно-транспортных, строительных и дорожных машин в целом значения этих коэффициентов приведены в [4]. Для кранового электрооборудования значения коэффициентов $K_{ИГ}$ и $K_{ИС}$ даны в [2] и [5].

По данным ВНИИПТМАШ [5] для режимов работы Л; С; Т; ВТ расчетное время работы крановых электродвигателей не более 250; 1000; 3000; 4000 час/год соответственно. Режимы работы Л; С; Т; ВТ даны по устаревшим Правилам Госгортехнадзора от 30.12.1969. Соответствие между режимами работы кранов и крановых механизмов по Правилам Госгортехнадзора, ГОСТ 25835-83, ГОСТ 25546-82 и ISO 4301/1 приведено в [10]. Соответствие между режимами работы кранов в целом и их механизмов для различных зарубежных стандартов даны в табл. 1 и 2.

Теоретический подход к расчету основных показателей надежности грузоподъемных машин изложен В.И. Брауде [6]. Остановимся на практической стороне вопроса. В качестве основного показателя надежности объекта стандарты предусматривают вероятность безотказной работы. Поэтому особенности расчета показателей надежности грузоподъемных машин рассмотрим на примере расчета вероятности безотказной работы механизма подъема груза мостового крана (рисунок 1), который состоит из 9 элементов [7]. Структурно элементы механизма подъема соединены последовательно, то есть при отказе любого элемента нарушается работоспособное состояние механизма (происходит отказ).

1. Электродвигатель. Из справочника [2] известно, что для электродвигателей серии 4А вероятность безотказной работы равна 0,9 при 10000 час наработки.

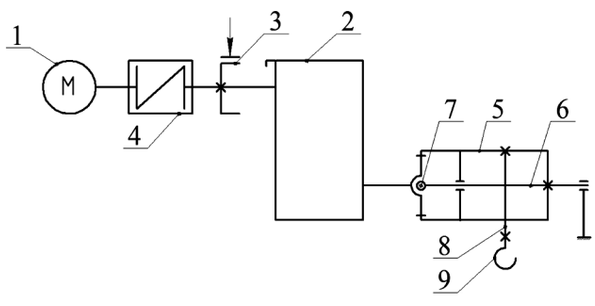


Рис. 1. Кинематическая схема механизма подъема мостового крана: *1 – электродвигатель; 2 – редуктор; 3 – тормоз колодочный с электромагнитом; 4 – муфта типа МУВП (с тормозным шкивом); 5 – барабан; 6 – ось (или вал) барабана; 7 – опоры барабана; 8 – грузовой канат; 9 – крюковая подвеска*

В предположении об экспоненциальном законе распределения:

$$P\left(10^4\right)=\exp\left(-\frac{10^4}{T_1}\right)=0,9,$$

где T_1 – средняя наработка на отказ электродвигателя, час.

$$T_1=\frac{10^4}{\ln 0,9}=\frac{10^4}{(-0,105)}=9,5\cdot 10^4.$$

2. Редуктор. Согласно данным ВНИИПТМАШ [5] параметр потока отказов ω_2=0,2 за 1 тыс. час. Тогда среднее значение наработки редуктора на отказ:

$$T_2=\frac{1}{\omega_2}=\frac{1000}{0,2}=5\cdot 10^3 \text{ час.}$$

Если при расчете редуктора не был учтен режим нагружения, то, как правило, имеется недогрузка редуктора по эквивалентному крутящему моменту, то есть имеем более высокое значение наработки на отказ:

$$T_2^{/}=T_2/\mathrm{K}_Q,$$

где K_Q – коэффициент эквивалентной нагрузки [8].

$$K_Q=\sqrt[m]{\sum\left(\frac{Q_i}{Q_H}\right)^m\frac{t_i}{t}}, \qquad (2)$$

где Q_i – случайное значение массы поднимаемого груза (определяют по графикам нагрузки для соответствующего режима работы); t_i – время работы с грузами Q_i; t – суммарное время; m – показатель степени кривой выносливости.

При расчете рабочих поверхностей зубьев шестерен редукторов на контактную выносливость m=3 [9]. Если неизвестен график нагрузки, то можно воспользоваться допущением: универсальные краны поднимают 15% грузов номинальной массы и 85% грузов массой 0,5 $Q_\text{Н}$ [10]. Тогда по формуле (2) имеем:

$$K_Q=\sqrt[3]{1^3\cdot 0,15+0,5^3\cdot 0,85}\approx 0,63.$$

Теперь, с учетом эквивалентной нагрузки, получаем более высокое значение средней наработки на отказ редуктора:

$$T_2^{/}=T_2/0,63.$$

Если при расчете редуктора был учтен режим нагружения, то вычисления по формуле (2) не проводят, то есть $T_2^{/}=T_2$.

При компоновке механизма подъема применяют унифицированные и нормализованные сборочные единицы [11]. Поэтому редуктор из каталога обычно выбирают с запасом мощности, то есть имеется его недогрузка по мощности и, как следствие, более высокое значение наработки на отказ:

$$T_2^{//}=T_2^{/}\left(\frac{N_\text{К}}{N_\text{Н}}\right)^3, \qquad (3)$$

где $N_\text{К}$ и $N_\text{Н}$ – мощность редуктора по каталогу и номинальная соответственно.

Пусть при проектировании были получены значения $N_\text{К}$ = 10 кВт; $N_\text{Н}$ = 5 кВт, тогда:

$$T_2^{//}=T_2^{/}\cdot\left(\frac{10}{5}\right)^3=8T_2^{/}.$$

Окончательно имеем наработку на отказ редуктора:

$$T_2^{//}=T_2^{/}\cdot\frac{8}{0,63}=12,7\cdot T_2=12,7\cdot 5000=6,35\cdot 10^4 \text{ час.}$$

На первый взгляд такая наработка на отказ редуктора представляется невероятной – около 7 лет непрерывной работы. Но надо помнить, что имеем почти 4-х кратную недогрузку редуктора, кроме того предполагается идеальное соблюдение графика технического обслуживания (включая систематическую замену масла и манжетных уплотнений). Стареющих деталей в редукторе нет.

3. Тормоз. Из справочника [2] известно, что тормозные электромагниты типа МО допускают до 600 включений в час. Однако учитывая их ограниченную износостойкость, применение этого вида привода следует ограничить частотами включений не более 300 1/час – для электромагнитов МО 100Б и не более 150 1/час – для электромагнитов МО 200Б. При этих режимах работы и колебаниях напряжения сети в пределах 85…105% от номинального электромагниты имеют вероятность безотказной работы около 0,95 за один год эксплуатации. С большой долей вероятности можно предположить, что значение вероятности безотказной работы электромагнита дано для режима работы «Т» (МО 100Б) и для режима работы «С» (МО 200Б) в связи с ограничением по частотам включений, а также для максимального значения тормозного момента M_{Tmax}, для которого имеем максимальное усилие затяжки пружины и тока в катушке электромагнита.

Время работы электромагнита в год по формуле (1):
для МО 100Б: t=2,3·10^3 час;
для МО 200Б: t=0,6·10^3 час.

В предположении об экспоненциальном законе распределения:

для МО 100Б:

$$P\left(2,3\cdot 10^3\right)=\exp\left(-\frac{2,3\cdot 10^3}{T_3}\right)=0,95\Rightarrow T_3=44,8\cdot 10^3 \text{ час;}$$

для МО 200Б:

$$P\left(0,6\cdot 10^3\right)=\exp\left(-\frac{0,6\cdot 10^3}{T_3}\right)=0,95\Rightarrow T_3=11,7\cdot 10^3.$$

Наиболее вероятные отказы – это пробои межвитковой изоляции катушки электромагнита. Они возникают в результате старения изоляции, появления трещин, осыпания лака и ткани. Этому способствуют нагрев и вибрация катушки. Если тормоз настраивают на меньший тормозной момент $M_{\text{Т}}$, то усилие пружины уменьшится, ток катушки, ее нагрев и вибрация также уменьшатся, а наработка на отказ катушки увеличится в соответствии с квадратичной зависимостью [2]:

$$T_3^{/} = T_3 \left(M_{\text{T}_{\max}} / M_{\text{T}} \right)^2. \qquad (4)$$

Пусть (гипотетически) $M_{\text{Tmax}}=2M_{\text{T}}$, тогда:

$$T_3^{/} = T_3 \left(2M_{\text{T}} / M_{\text{T}} \right)^2 = 4T_3.$$

Это значит, что имеем средние значения наработки на отказ:

для МО 100Б: $T_3^{/} = 4 \cdot 44{,}8 \cdot 10^3 \approx 18 \cdot 10^4$ час;

для МО 200Б: $T_3^{/} = 4 \cdot 11{,}7 \cdot 10^3 \approx 4{,}7 \cdot 10^4$ час.

В дальнейший расчет введем последнее из двух значений.

4. Муфта МУВП с тормозным шкивом и колодками тормоза. Полагаем, что при соблюдении графика технического обслуживания производят периодическую замену изношенных втулок муфты и колодок тормоза. Задир тормозного шкива, приводящий к преждевременному износу колодок, считаем внезапным отказом, вероятность которого распределена по экспоненциальному закону с параметром T_4 [6]. Условно считаем муфту и фрикционную пару равнобезотказными катушке электромагнита:

$$T_4 \approx T_3 = 4{,}7 \cdot 10^4 \text{ час}.$$

5. Барабан. Считаем, что отказ подшипника барабана и крепления каната возможен только в момент испытаний крана при подъеме груза массой $Q=1{,}25Q_{\text{Н}}$ [11]. Поэтому перечисленные детали считают в эксплуатации почти безотказными:

$$P_5(1 \text{ год}) \approx 0{,}99.$$

6. Ось (или вал) барабана. Расчет оси или вала барабана ведут в следующем порядке [12]:

6.1. Ось или вал рассчитывают на усталость, определяют значение коэффициента запаса прочности n_{t} в опасном сечении при времени работы t=1 год. Пусть получен n_1=2.

6.2. Обосновывают значение коэффициентов вариации предела выносливости детали V_{-1g}. Последний обусловлен рассеянием масштабного фактора, коэффициентов концентрации напряжений, межплавочным рассеянием химсостава стали. Можно принять V_{-1g}=0,1.

6.3. Обосновывают коэффициент вариации эквивалентной амплитуды цикла V_a. Он обусловлен отличием режимов эксплуатации крана от расчетных. Можно принять V_a=0,3.

6.4. Определяют вероятность усталостного разрушения оси в опасном сечении:

$$F(t) = F_0 \left(\frac{1 - n_t}{\sqrt{n_t^2 \cdot V_{-1g}^2 + V_a^2}} \right), \qquad (5)$$

где $F_0(x)$ – функция нормального распределения [13].

$$F_6(1 \text{ год}) = F_0 \left(\frac{1 - 2}{\sqrt{2^2 \cdot 0{,}1^2 + 0{,}3^2}} \right) =$$

$$= F_0(-2{,}77) \approx 0{,}002.$$

Так как имеем два опасных сечения (в опорах), удвоим полученное значение. В других сечениях коэффициент запаса прочности выше, но некоторая вероятность разрушения все же имеется, поэтому увеличим значение вероятности разрушения еще в 2 раза:

$$F_6(1 \text{ год}) = 2 \cdot 2 \cdot 0{,}002 = 0{,}008 \approx 0{,}01,$$

$$P_6(1 \text{ год}) = 1 - F_6(1 \text{ год}) = 1 - 0{,}01 = 0{,}99.$$

7. Подшипник оси барабана. При расчете подшипника на долговечность в расчет идет календарное время работы, откуда по формуле (1) находят число, а затем число циклов нагружения (ресурс), далее, с учетом эквивалентной нагрузки выбирают подшипник [8, 14].

При таком расчете α% подшипников превысят заданный ресурс, то есть вероятность безотказной работы выбранного подшипника в течение T лет более α.

Пусть α=0,9, T_7=10 лет. Требуется определить вероятность отказа подшипника, отработавшего 1 год, но рассчитанного на 10 лет работы.

Доля использованного ресурса составляет 0,1 от расчетного ресурса:

$$\gamma = t / T_7 = 0{,}1.$$

Если подшипник взят с запасом по грузоподъемности $C_{\text{Д}}$, то его ресурс увеличивается в соответствии с кубической зависимостью, так как показатель степени кривой выносливости подшипника m=3 [14].

Пусть $C_{\text{Д}}$=1860, а по каталогу имеем $C_{\text{Д}}^{/}$=1400, тогда:

$$T_7^{/} = \left(\frac{C_{\text{Д}}}{C_{\text{Д}}^{/}} \right)^3 T_7 = \left(\frac{1860}{1400} \right)^3 T_7 = 1{,}33 T_7.$$

Отношение $T_7 / T_7^{/}$ в 1,33 раза меньше, чем t/T_7=0,1, то есть:

$$\gamma^{/} = \frac{0{,}1}{1{,}33} = 0{,}07.$$

Вероятность безотказной работы подшипников определяют по закону Вейбулла [15]:

Таблица 3. Результаты расчета показателей надежности механизма подъема мостового крана

	Элемент	Наиболее вероятные отказы	Проявление отказа	P_i или T_i
1	Электродвигатель	Межвитковое замыкание обмоток	Нагрев, запах	$T_1=9{,}5\cdot10^4$ час
2	Редуктор	Износ подшипников и зубьев шестерен	Шум, вибрация	$T_2=6{,}35\cdot10^4$ час
3	Электромагнит тормоза	Межвитковое замыкание катушки	Не растормаживается шкив	$T_3=4{,}7\cdot10^4$ час
4	МУВП и колодки тормоза	Задир шкива износ колодок	Увеличен тормозной путь	$T_4=4{,}7\cdot10^4$ час
5	Барабан, корпус подшипника	Усталостное разрушение	Стук	$P_5=0{,}99$
6	Ось барабана	Усталостное разрушение	Стук и заклинивание барабана	$P_6=0{,}99$
7	Подшипник оси барабана и шарнир	Износ	Шум, вибрации	$P_7=0{,}99$
8	Канат	Обрыв пряди	Образование петли	$P_8=0{,}99$
9	Крюковая подвеска	Износ, заедание подшипников	Шум, стопорение	$P_9=0{,}99$

$$P_7^{/}\left(T_{7\gamma^{/}}\right)=\exp\left(-\frac{\gamma^{/}}{5{,}35}\right)^{1{,}34}=\exp\left(-\frac{0{,}07}{5{,}35}\right)^{1{,}34}=0{,}997.$$

На оси барабана имеется шарнир 7 на правом конце оси (рисунок 1). Внутреннее и наружное кольцо шарнира не имеют относительного вращения, так как барабан 5 и ось барабана 6 вращаются с одинаковой скоростью. Не вращающийся подшипник считают менее надежным. Примем для него $P_7^{//}=0{,}995$. Окончательно имеем вероятность безотказной работы подшипника оси барабана и шарнира:

$$P_7^{///}=P_7^{/}P_7^{//}=0{,}997\cdot0{,}995=0{,}992\approx0{,}99.$$

8. Канат с креплениями. При подконтрольной эксплуатации обрывы проволок каната подсчитывают и фиксируют в журнале [16]. По достижении браковочного числа обрывов каната его меняют. В таком случае, при отсутствии нарушения правил [16] отказы каната считают маловероятными. Примем:

$$P_8(1\text{ год})\approx0{,}99.$$

9. Крюковая подвеска. Она обычно имеет многократный запас прочности, подвергается испытаниям и является почти безотказной. Примем:

$$P_9(1\text{ год})\approx0{,}99.$$

Все данные, полученные в результате приведенных выше рассуждений и расчетов, сведены в табл. 3.

10. Расчет вероятности безотказной работы механизма подъема в целом

Наработка на отказ элементов 1…4, соединенных последовательно:

$$\frac{1}{T}=\frac{1}{9{,}5\cdot10^4}+\frac{1}{6{,}35\cdot10^4}+\frac{1}{4{,}7\cdot10^4}=0{,}47\cdot10^4\ 1/\text{час}$$

$$\Rightarrow T=2{,}1\cdot10^4\text{ час}.$$

По формуле (1) определим время работы механизма подъема при режиме работы «Т»:

$$t=8760\cdot1\cdot0{,}66\cdot0{,}4=2{,}3\cdot10^3\text{ час}.$$

Вероятность безотказной работы элементов 1…4, соединенных последовательно:

$$P_{1\ldots4}(t)=P_{1\ldots4}(1\text{ год})=P_{1\ldots4}\left(2{,}3\cdot10^3\text{ час}\right)=$$

$$=\exp\left(-\frac{2{,}3\cdot10^3}{2{,}1\cdot10^4}\right)=0{,}853.$$

Тогда вероятность безотказной работы механизма подъема:

$$P_{\text{МП}}=0{,}853\cdot0{,}99^5\approx0{,}85.$$

Для оценки уровня безотказности крана в целом воспользуемся соображением, что кран имеет обычно 3 механизма (подъема груза, передвижения тележки и передвижения крана), металлоконструкцию и аппаратуру управления, то есть 5 систем, соединенных последовательно. Полагая (в целях упрощения) их равнобезотказными имеем вероятность отказа крана в течение 1 года:

$$P_{\text{К}}(1\text{ год})=\text{P}_{5\text{ мех}}(1\text{ год})=0{,}85^5=0{,}443.$$

Тогда средняя наработка крана в целом на отказ:

$$P_{\text{К}}(1\text{ год})=\exp\left(-\frac{2{,}3\cdot10^3}{T_{\text{К}}}\right)=0{,}443\Rightarrow$$

$$\Rightarrow T_{\text{К}}=-\frac{2{,}3\cdot10^3}{\ln(0{,}443)}\approx2{,}83\cdot10^3.$$

Параметр потока отказов крана в целом составит:

$$\omega_{\text{К}}=\frac{t}{T_{\text{К}}}=\frac{2{,}3\cdot10^3}{2{,}83\cdot10^3}\approx0{,}81\ 1/\text{год}.$$

Для мостовых крюковых электрических кранов общего назначения грузоподъемностью до 50 т в режиме работы «Т» параметр потока внезапных отказов согласно [17] составляет $12 \cdot 10^{-3}$ 1/час, то есть допускается 12 отказов крана на 1000 часов или 28 отказов в год. Полученное нами значение ω_K=0,81<28 то есть не более 1 отказа в год, что более, чем приемлемо.

Выводы

1. Вероятность безотказной работы рассмотренного механизма подъема в течении 1 года эксплуатации составляет 0,85.

2. Кран в целом будет иметь не более одного отказа в год. Это значительно меньше допускаемого значения, поэтому считаем показатель безотказности механизма подъема достаточно высоким.

3. Расчетная вероятность безотказной работы крана столь высока по ряду причин:

Она определялась по механизму подъема – самому безотказному из механизмов, затем результат распространялся на весь кран;

Элементы составляющие механизм подъема выбирали из каталога «с запасом»;

Постепенные (износовые) отказы не учитывали так как они предупреждаются за время технического обслуживания и ремонта;

Отказы, связанные с нарушением [16] относятся не к отказам кранов, а к отказам других систем.

Библиографический список

1. Расчеты крановых механизмов и их деталей. Издание 4-е: В 2т. Под ред. Р.А. Лалаянца – М.: ВНИИПТМАШ, 1993. Т.1. 187 с.

2. Крановое электрооборудование. Справочник / Ю.В. Алексеев, А.П. Богословский, Е.М. Певзнер и др. Под ред. А.А. Рабиновича – М.: «Энергия» 1979. 240 с.

3. Приводы машин. Справочник / В.В. Длоугий, Т.И. Муха, А.П. Цупиков, Б.В. Януш. Под ред. В.В. Длоугого. Издание 2-е., перераб. и доп. – Л.: Машиностроение, 1982. 383 с.

4. Волков Д.П., Николаев С.Н. Надежность строительных машин. – М.: Высшая школа, 1979.

5. Расчеты крановых механизмов и их деталей. Издание 4-е: В 2т. Под ред. Р.А. Лалаянца – М.: ВНИИПТМАШ, 1993.Т.2. 163 с.

6. Брауде В.И., Семенов Л.Н. Надежность подъемно-транспортных машин. –Л.: Машиностроение. 1986. 183 с.

7. Ермоленко В.А. Расчет механизмов грузоподъемных машин. – М.: Изд-во МГТУ им. Н.Э. Баумана, 2013. 92 с.

8. Дунаев П.Ф., Леликов О.П. Детали машин. Курсовое проектирование. – М.: Изд-во МГТУ им. Н.Э. Баумана, 2004. 560 с.

9. Буланже А.В., Палочкина Н.В., Часовников Л.Д. Методические указания по расчету зубчатых передач и коробок скоростей по курсу «Детали машин». – М.: Изд-во МГТУ им. Н. Э. Баумана, 1990. 66 с.

10. РД 10-112-1-4. Рекомендации по экспертному обследованию грузоподъемных машин. Общие положения. М.: ОАО НТЦ Промышленная безопасность, 2006. 135 с.

11. Александров М.П. Грузоподъемные машины. – М.: Изд-во МГТУ им. Н.Э. Баумана – Высшая школа, 2000. 552 с.

12. Р 50-83-88. Рекомендации. Расчеты на прочность валов и осей. – М.: Издательство стандартов, 1989. 71 с.

13. Таблицы математической статистики./ Большев Л.Н., Смирнов Н.В. – М.: Наука. 1983. 416с.

14. Фомин М.В. Расчеты опор с подшипниками качения. – М.: Изд-во МГТУ им. Н.Э. Баумана, 2001. 98 с.

15. Проников А.С. Параметрическая надёжность машин / А.С. Проников. – М.: Изд-во МГТУ им. Н.Э. Баумана, 2002. 560 с.

16. Правила устройства и безопасной эксплуатации грузоподъемных кранов. М.: ПИО ОБТ. 2000. 301 с.

17. РТМ 24.090.23-76. Нормы надежности мостовых, козловых и портальных кранов. Руководящие технические материалы –М.: Издательство НИИИНФОРМТЯЖМАШ, 1978. 5 с.

Сведения об авторах

Владимир А. Ермоленко, доцент кафедры «Детали машин и подъемно-транспортное оборудование», Калужский филиал ФГБОУ ВПО «Московский государственный технический университет им. Н.Э. Баумана», Калуга, Россия, e-mail: tvermolenko@rambler.ru

Павел В. Витчук, доцент кафедры «Детали машин и подъемно-транспортное оборудование», Калужский филиал ФГБОУ ВПО «Московский государственный технический университет им. Н.Э. Баумана», Калуга, Россия, e-mail: zzzVentor@ya.ru

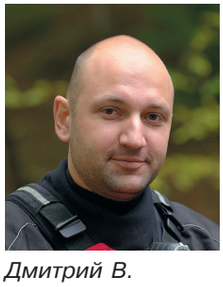
Надежность № 2 2016
Dependability no.2 2016

Оригинальная статья
УДК 004.942
DOI:10.21683/1729-2640-2016-16-2-26-30

Подход к обеспечению требований к безотказности сложных систем на основе параметрической оптимизации схем надёжности

Александр С. Толстов, *Научно-исследовательский испытательный институт Академии ФСО России, Орёл, Россия, e-mail: A.Dick2001@yandex.ru*
Дмитрий В. Пантюхов, *Научно-исследовательский испытательный институт Академии ФСО России, Орёл, Россия, e-mail: gospamme@yandex.ru*

Александр С. Толстов



Дмитрий В. Пантюхов

Резюме. Цель. *Обеспечение требований к показателям надёжности сложных технических изделий и систем является одной из приоритетных задач, решаемых в ходе их разработки и испытаний. Целесообразно на этапе проектирования определять значения параметров элементов схемы сложных систем, оптимально обеспечивающих выполнение требований к безотказности системы.* ***Методы.*** *Параметрическая оптимизация статистической модели схемы надёжности практически невозможна вследствие существенной нестационарности процессов при оценке вероятности безотказной работы системы. В статье представлено решение указанной задачи на основе пошагового определения количества модельных экспериментов, необходимого для устойчивой работы алгоритма параметрической оптимизации. Определение количества модельных экспериментов осуществляется с использованием разработанных формул, определяющих взаимосвязь оценки вероятности безотказной работы и интенсивности ошибки оценки и позволяющих минимизировать влияние нестационарности случайных процессов при оценке вероятности безотказной работы.* ***Результаты.*** *Работоспособность предложенного подхода к осуществлению параметрической оптимизация статистической модели схемы надёжности показана на примере оценки оптимальных параметров варианта схемы надёжности системы. Показано, что использование предложенных подходов обеспечивает сходимость поискового алгоритма и требуемую точность оценки параметров схемы надёжности системы.* ***Выводы.*** *Приведенные в статье результаты показывает экономическую и техническую целесообразность определения оптимальных значений параметров безотказности элементов системы на этапе ее проектирования. В случае отсутствия элементов с расчетными характеристиками безотказности, обеспечение требуемой надёжности системы возможно либо путём осуществления специальных технических мер по резервированию и (или) созданию соответствующей системы технического обслуживания и ремонта.*

Ключевые слова: *надёжность, модель надёжности, схема надёжности, безотказная работа, оптимизация, алгоритм оптимизации, сходимость поискового алгоритма.*

Формат цитирования: *Толстов А.С., Пантюхов Д.В. Подход к обеспечению требований к безотказности сложных систем на основе параметрической оптимизации схем надежности // Надежность. 2016. №2. С. 26-30 DOI: 10.21683/1729-2640-2016-16-2-26-30*

Обеспечение требований к показателям надёжности сложных технических изделий и систем является одной из приоритетных задач, решаемых в ходе их разработки и испытаний. При необходимости повышение надёжности системы возможно либо путём повышения уровня безотказности элементов системы, либо путем осуществления технических мер по их резервированию и (или) созданию системы технического обслуживания и ремонта [1]. Принятие технических мер приводит к повышению стоимости системы. Поэтому выбор принимаемых мер целесообразно осуществлять с использованием критерия эффективность/стоимость. При этом под эффективностью принимаемой меры понимается получаемый прирост показателя надежности системы, под стоимостью – соответствующий прирост стоимости системы.

Наличие такого инструмента, как модель надёжности системы, позволяет формализовать решение задачи выработки рекомендаций по обеспечению требуемой надёжности исследуемой системы. В [1] предложено решение указанной задачи на основе разработки поисковых алгоритмов оптимального синтеза схем надежности систем с резервированием. Без потери общности далее рассмотрен вариант конфигурации системы бесперебойного электропитания (СБЭП), схема надежности которой представлена на рисунке 1 [1].

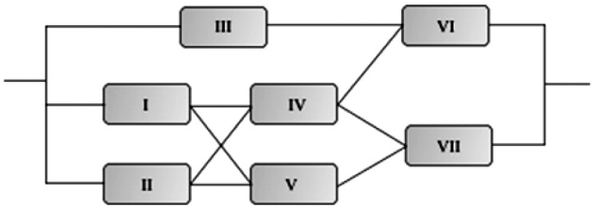


Рис. 1. Вариант схемы надёжности СБЭП с резервированием

В настоящей статье рассмотрен подход к обеспечению требований к безотказности сложных систем на основе параметрической оптимизации схем надёжности.

Состояние системы определяется состоянием ее элементов и логикой их взаимосвязей в схеме. Формула для определения состояния (*исправна* – 1, *неисправна* – 0) системы на рисунке 1 имеет следующий вид (состояния элементов схемы обозначены символом ***S*** (state) с соответствующими индексами):

$$S_\Sigma = \{[(S_1 \vee S_2) \wedge S_4 \vee S_3] \wedge S_6\} \vee \vee[(S_1 \vee S_2) \wedge (S_4 \vee S_5) \wedge S_7]. \quad (1)$$

Логическая формула для вычисления состояния системы определяется ее структурой, не зависит от вида закона распределения вероятности исправного состояния элементов и ее составление не вызывает затруднений. Получение аналитического решения возможно для схем надёжности с несложной структурой, поэтому для анализа сложных систем используют методы статистического моделирования на ЭВМ. Функционирование модели надежности системы, построенной на основе логической формулы при известных показателях безотказности элементов системы организуется следующим образом. На *i*-м шаге моделирования, соответствующем моменту времени t_i производится N модельных экспериментов, в каждом из которых в соответствии с (1) определяется состояние системы, $S_{\Sigma ij}$. Оценка вероятности безотказной работы системы $\hat{P}_i$ получается путем усреднения результатов N модельных экспериментов:

$$\hat{P}_i = \frac{1}{N}\sum_{j=1}^{N} S_{\Sigma_{i,j}}, \quad (2)$$

Получаемая оценка вероятности безотказной работы системы соответствует результатам аналитических расчетов $P(t)$ и содержит ошибку оценки $\Delta P(t)$:

$$\hat{P}(t) = P(t) + \Delta P(t). \quad (3)$$

Среднее квадратическое отклонение (СКО) ошибки оценки $\sigma_{\Delta P}(t)$ определяется количеством модельных экспериментов N и СКО потока событий S_Σ:

$$\sigma_{\Delta P}(t) = \frac{\sigma_S(t)}{\sqrt{N}} \quad (4)$$

Результаты статистического моделирования по оценке $\hat{P}_i$ (2) и СКО $\sigma_S(t)$ потока событий S_Σ при экспоненциальном законе распределения приведены на рисунке 2. При моделировании принято среднее время безотказной работы элементов $T_{бр}$ = 5000 час, N = 10000.

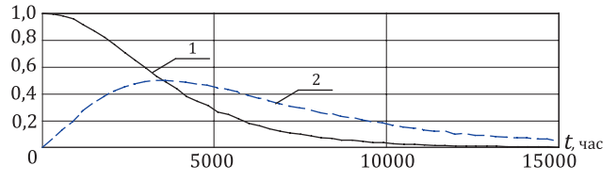


Рис. 2. Зависимость оценки вероятности безотказной работы $\hat{P}(t)$ (1) и СКО потока состояний системы $\sigma_S(t)$ (2) от времени

Характер процессов $\hat{P}(t)$ и $\sigma_S(t)$, предопределенность их значений в ряде точек на оси времени указывают на возможную функциональную взаимозависимость $\sigma_S(t)$ и $\hat{P}(t)$, которую можно определить графоаналитическим методом. График зависимости $\sigma_S = f(\hat{P})$, построенный в соответствии с рисунком 2, показан на рисунке 3. Подходящей функцией регрессии $\sigma_S = f(\hat{P})$ для зависимости на рисунке 3 является уравнение окружности вида $\sigma_S^2 + (\hat{P}\text{-}0{,}5)^2 = 0{,}5^2$. Относительно искомой переменной σ_S это уравнение принимает вид:

$$\sigma_s = \sqrt{0{,}25 - (\hat{P} - 0{,}5)^2} \quad (5)$$

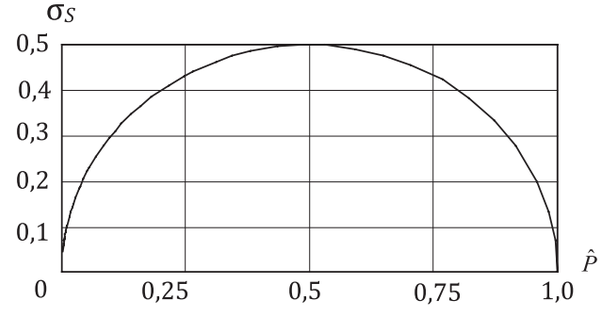


Рис. 3. Зависимость СКО потока состояний системы σ_S от оценки вероятности безотказной работы $\hat{P}$

Исходя из (5), с учетом (4) формула для пошагового определения количества модельных экспериментов, необходимого для обеспечени требуемого значения СКО ошибки оценки $\sigma_{\Delta P тр}$ в *i*-ой точке моделирования, имеет вид:

$$N_{трi} = \frac{\hat{P}_i}{\sigma_{\Delta P тр}} * (1 - \hat{P}_i) \quad (6)$$

Организация моделирования в соответствии с (6) позволяет получать оценку безотказности системы с задаваемой точностью во всех точках интервала времени моделирования.

Как говорилось выше, одной из основных задач, решаемых при разработке сложных технических систем,

является задача выполнения требований по безотказности, формулируемая в виде:

$$P(t_{треб.}) \geq P_{треб.}. \quad (7)$$

То есть система должна обеспечивать на заданный момент времени надёжность не ниже требуемой. В случае, если требование не выполняется, необходимо производить изменения в системе, направленные на повышение надежности применяемых элементов (среднего времени их безотказной работы).

Решение задачи определения минимально необходимых значений среднего времени безотказной работы элементов, обеспечивающих выполнение (7), может быть формализовано и осуществлено на основе методов параметрической идентификации систем [2].

Для параметрической идентификации модели надежности показателем качества может быть выбран функционал, представляющий собой меру соответствия оценки вероятности безотказной работы, получаемой на модели с данным вектором параметров, требуемому значению вероятности:

$$Q(w) = [P_{\text{треб}} - \hat{P}(w, t_{\text{треб}})]^2, \quad (8)$$

где w – вектор параметров модели надежности, составляющими которого являются средние времена безотказной работы элементов схемы надежности.

Минимизация функционала (8) по вектору w в условиях его высокой размерности может быть организована с использованием градиентных алгоритмов первого порядка. При этом осуществляется пошаговая минимизация $Q(w)$. Каждый шаг минимизации производится после определения его направления, задаваемого производной $Q(w)$ по вектору параметров w:

$$w_i = w_{i-1} + \Delta_i \cdot \mu_i, \quad (9)$$

где $i \in [1 \ldots n]$;

μ_i – единичный вектор в направлении производной $\frac{dQ(w)}{dw}$, определенный на i-м шаге;

Δ_i – величина шага минимизации; выбирается равным шагу модификации параметров при расчете производной $\frac{dQ(w)}{dw}$; величина последнего шага Δ_n вычисляется линейной интерполяцией интервала из соотношения между $\hat{P}_{n-1}(t_{треб.})$, $P_{\text{треб.}}$ и $\hat{P}_n(t_{треб.})$.

Компоненты вектора μ определяют чувствительность (8) к изменениям значений элементов вектора параметров и рассчитываются по формуле:

$$\mu_{ki} = \frac{\hat{P}^*_{i-1,w_k}(t_{треб}) - \hat{P}_{i-1}(t_{треб})}{C_{ik}}, \quad (10)$$

где $\hat{P}^*_{i-1,w_k}(t_{треб.})$ – оценка вероятности исправного состояния системы на момент $t_{\text{треб}}$ при увеличении элемента w_k на величину шага модификации Δ;

$\hat{P}_{i-1}(t_{треб.})$ – оценка вероятности исправного состояния системы на момент времени $t_{треб.}$ на предыдущем шаге оптимизации;

c_{ik} – коэффициент оценки стоимости модификации k-го элемента на i-м шаге (возрастает с увеличением среднего времени безотказной работы).

Сходимость поискового алгоритма, означающая попадание оценки вектора параметров на последнем шаге алгоритма в допустимую окрестность их оптимальных значений, может быть обеспечена при условии соответствующей точности определения компонент вектора μ_i (10), которая определяется точностью оценки вероятности исправного состояния системы.

Определение требований к точности оценки вероятности статистической моделью может быть осуществлено на основе аналитического решения, имеющегося для схемы надежности, представленной на рисунке1 [3]:

$$\begin{aligned} P(t) = {} & P_3(t) \cdot P_6(t) + (P_1(t) + P_2(t) - P_1(t) \cdot P_2(t)) \cdot \\ & \cdot \{P_4(t) \cdot [(1 - P_3(t)) \cdot P_6(t) + (1 - P_6(t)) \cdot P_7(t)] + \\ & + (1 - P_3(t) \cdot P_6(t)) \cdot (1 - P_4(t)) \cdot P_5(t) \cdot P_7(t)\} \end{aligned} \quad (11)$$

Использование в качестве объекта поискового алгоритма аналитической модели надежности (11) исключает стохастический характер составляющих, используемых для расчета производной (10), а значит обеспечивает безусловную сходимость поискового алгоритма. Получаемые при этом значения вектора параметров модели надежности, доставляющие минимум (8) являются основой для оценки сходимости поискового алгоритма оптимизации, построенного над статистической моделью надежности. Кроме того, работа с аналитической моделью надежности позволяет произвести оценку допустимого уровня ошибок определения μ_{ki} (10), обеспечивающего требуемые параметры сходимости статистического алгоритма . Для этого в (10) вводится слагаемое, имитирующее ошибку расчета компонентов вектора производной μ:

$$\mu_{ki\text{ш}} = \mu_{ki} \cdot (1 + \sigma_{ш} \cdot \xi_{nki}), \quad (12)$$

где ξ_{nki} – число из выборки нормально распределенных случайных чисел с нулевым математическим ожиданием и единичной дисперсией;

$\sigma_{ш}$ – задаваемая интенсивность (СКО) вносимой относительной ошибки расчета компонентов вектора производной.

Значение $\sigma_{ш}$, приводящее, например, к не более чем 5 % уровню ошибок определения параметров модели надежности оносительно их оптимальных значений и определяет требования к точности оценок вероятности исправного состояния системы.

На рисунке 4 и в таблице 1 показана зависимость требуемого уровня безотказности элементов системы (относительно значения $T_{\text{нач}} = 5000$ час) от заданных продолжительности и вероятности безотказной работы, полученная с использованием аналитической модели оптимизации.

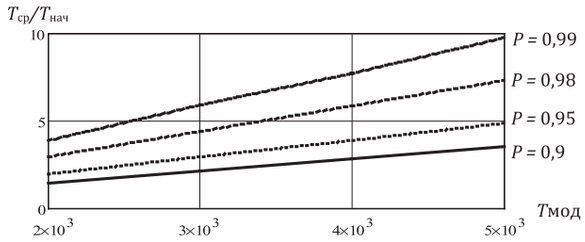


Рис. 4. Зависимость требуемого уровня безотказности элементов системы от заданных продолжительности и вероятности ее безотказной работы

В таблице 1 также представлены результаты оценки влияния зашумления вектора производной в соответствии с (12) на результаты оценки параметров поисковым алгоритмом.

Анализ результатов, приведенных в таблице 1 показывает, что допустимым относительным уровнем ошибки оценки компонент производной (10) статистической моделью надежности, приводящим не более чем к 5 % отклонениям в определении параметров модели надежности, является уровень $\sigma_{ш} = 30$ %.

Абсолютный уровень ощибки оценки определяется из соотношения

$$\sigma_{\Delta P} = \mu_{k\text{мин}} * \sigma_{ш}. \qquad (13)$$

Учитывая, что СКО составляющих (10) $\hat{P}^{*}_{i-1,w_k}(t_{треб.})$ и $\hat{P}_{i-1}(t_{треб.})$ практически равны между собой, допустимое значение СКО ошибки μ_k будет превосходить допустимые значения $\sigma_{\Delta P}(t)$ примерно в 1,4 раза.

На рисунке 5 приведен график $\sigma_{\Delta Pдоп}(P)$, полученный на аналитической модели исходя из допустимого значения $\sigma_{ш}$. с учетом поведения μ_k в зависимости от оценки вероятности безотказной работы системы и его аппроксимация, построенная на основе (5) на интервале вероятностей $P \geq 0{,}75$и полиномиальная вида aP^2+bP+c (a= -1,25; b= 1; c= 0,17) на интервале $P < 0{,}75$, обеспечивающая необходимую точность в интервале вероятностей $P \leq 0{,}99$.

Формула для аппроксимации зависимости $\sigma_{\Delta Pдоп}(P)$ на интервале вероятностей $P \geq 0{,}75$ имеет вид:

$$\sigma_{\Delta Pдоп}(P) = \sigma_S \cdot (1-P) \cdot 10^{-2}. \qquad (14)$$

Исходя из (14) и (4), формула для пошагового определения количества экспериментов $N_{трi}$, необходимого для обеспечения сходимости поискового алгоритма, работающего со статистической моделью на интервале $P \geq 0{,}75$ имеет вид:

$$N_{трi} = 10^4/(1 - \hat{P}_i) \qquad (15)$$

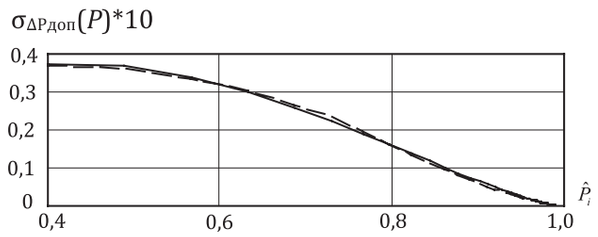


Рис. 5. Зависимость величины допустимой ошибки оценки вероятности безотказной работы (сплошная линия) от оценки вероятности безотказной работы системы и ее аппроксимация (штриховая линия)

Проведенная оценка оптимальных параметров системы, модель надежности которой соответствует рисунку 1, с использованием статистической модели, соответствующей соотношению (1), показала, что при доопределении $N_{тр}$ в соответствии с (15) обеспечивается сходимость поискового алгоритма и оценка параметров системы с точностью не хуже ±5 %. В проведенном эксперименте средняя ошибка определения параметров

Таблица 1. Результаты расчета оптимальных параметров безотказности элементов аппаратуры, обеспечивающих требования по безотказности системы и исходных данных для определения допустимых ошибок расчетов производных.

№ эл-та	T = 2000			T = 3000			T = 4000			T = 5000		
	P = 0,9	P = 0,95	P = 0,99	P = 0,9	P = 0,95	P = 0,99	P = 0,9	P = 0,95	P = 0,99	P = 0,9	P = 0,95	P = 0,99
1	1,29	1,7	3,18	1,86	2,51	4,82	2,44	3,32	6,33	3,03	4,14	7,97
2	1,29	1,7	3,18	1,86	2,51	4,82	2,44	3,32	6,33	3,03	4,14	7,97
3	1,42	1,98	3,84	2,2	3,03	5,88	3	4,09	7,74	3,81	5,15	9,77
4	1,39	1,89	3,59	2,08	2,84	5,46	2,77	3,79	7,18	3,47	4,73	9,05
5	1,25	1,62	3	1,74	2,33	4,52	2,24	3,06	5,92	2,75	3,79	7,45
6	1,76	2,57	5,47	2,75	3,93	8,35	3,73	5,27	10,95	4,72	6,63	13,82
7	1,61	2,32	4,95	2,4	3,43	7,51	3,16	4,53	9,81	3,9	5,63	12,35
$T_{ср}$	1,43	1,97	3,89	2,13	2,94	5,91	2,83	3,91	7,75	3,53	4,89	9,77
Максимальное отклонение параметра от оптимального значения, %												
$\sigma_{ш}$= 30 %	4,6	3,3	4,3	4,1	4,9	1,1	4,6	4,9	4,3	5,0	4,2	3,4
$\sigma_{ш}$= 50 %	10,1	10,4	9,3	12,5	13,9	6,6	3,9	8,2	7,7	12	10,5	5,4
Минимальные значения компонент вектора производных μ_k (*10^{-3})												
μ_k мин	3,8	1,86	0,31	3,35	1,52	0,2	3,84	1,27	0,15	2,63	0,97	0,12

относительно результатов в таблице 1 составила 3,03 %. Вид полученных соотношений определяется особенностями потока состояний и не зависит от сложности схемы надежности системы.

Значения, приведённые в строках таблицы, показывают требуемое минимально необходимое значение среднего времени безотказной работы элементов схемы надёжности (рисунок 1) для обеспечения выбранных требований по безотказности системы (относительно начальных значений $T_{нач} = 5000$ час). Результаты работы алгоритма оптимизации в целом согласуются с ожидаемыми в соответствии с местом элементов в схеме надежности. Максимальные отклонения оптимальных значений среднего времени безотказной работы элементов относительно их средней величины ($T_{ср}$) составляет 21 – 41 % в зависимости от требований к времени и вероятности безотказной работы системы. Это показывает экономическую и техническую целесообразность определения оптимальных (минимально необходимых) значений параметров безотказности элементов системы на этапе ее проектирования. В случае отсутствия элементов с расчетными характеристиками безотказности, обеспечение требуемой надёжности системы возможно либо путём осуществления специальных технических мер по по их резервированию и (или) при оперативно-технической целесообразности созданию соответствующей системы технического обслуживания и ремонта.

Применение предлагаемого подхода позволяет на этапе проектирования определять значения параметров элементов схем надёжности сложных систем, оптимально обеспечивающих выполнение требований к безотказности системы. Полученные соотношения для определения параметров сходимости являются основой обеспечения вычислительной устойчивости и эффективности алгоритма оптимизации, работающего со статистической моделью схемы надежности.

Библиографический список

1. Толстов А.С., Пантюхов Д.В., Гудиков А.Л. Синтез схем надёжности систем с резервированием на основе использования алгоритмов оптимизации в комплексах ТСО охраняемых объектов. – Волгоград: Известия ВГТУ, № 12, 2014. 141 с.

2. Попков Ю.С. и др. Идентификация и оптимизация нелинейных стохастических систем. – М.: Энергия. 1976. 440 с.

3. Цапко Г.П. Е-сетевой метод информационно-логического проектирования бортовых комплексов управления. – Томск: Изд. ТПУ, 1995. – 104 с.

4. Гнеденко Б.В. Математические методы в теории надежности. – М.: Наука. 1965. 474 с.

Сведения об авторах

Александр С. Толстов – научный сотрудник Научно-исследовательского испытательного института Академии ФСО России.

Россия, 302034, г. Орёл, ул. Приборостроительная, 35, e-mail: A.Dick2001@yandex.ru

Дмитрий В. Пантюхов – научный сотрудник Научно-исследовательский испытательный институт Академии ФСО России.

Россия, 302034, г. Орёл, ул. Приборостроительная, 35, e-mail: gospamme@yandex.ru

Надежность № 2 2016
Dependability no.2 2016

Оригинальная статья
УДК: 681.3
DOI:10.21683/1729-2640-2016-16-2-31-38

Геометрический метод оперативного управления распределенным решением информационно-расчетных задач в вычислительных сетях

Сергей А. Журбин, *4 ЦНИИ Минобороны России, Московская обл., Королев, Россия, e-mail: serdgo4@yandex.ru*
Геннадий В. Казаков, *4 ЦНИИ Минобороны России, Московская обл., Королев, Россия, e-mail: kgv.64@mail.ru*

Сергей А. Журбин

Геннадий В. Казаков

Резюме. Цель. *Одними из основных показателей эффективности применения автоматизированных систем управления являются оперативность и устойчивость процесса управления применением указанных систем. Широкое внедрение в автоматизированные системы управления вычислительной техники и организация на этой базе вычислительных сетей обусловливает необходимость решения задачи эффективного управления распределенными вычислительными процессами с целью обеспечения требуемого уровня оперативности и устойчивости решения поставленных задач. Существующие методы организации вычислительного процесса (методы динамического программирования, ветвей и границ, метод последовательного синтеза вариантов и т.д.) в некоторых ситуациях могут оказаться громоздкими или менее точными. Указанные методы помогают найти решение в режиме интерактивного выбора оптимального варианта организации вычислительного процесса, т.е. последовательного приближения к искомому результату и не позволяют получить априорную оценку времени реализации вычислительного процесса в сети. Применение указанных методов при решении исследовательских задач в ходе проектирования вычислительных сетей представляется затруднительным. В настоящей статье предлагается использование геометрического метода, позволяющего априорно оценить минимальное время решения комплекса информационно-расчетных задач и обеспечить их оптимальное распределение в вычислительной системе. Кроме того, метод позволяет найти полное множество возможных вариантов организации вычислительного процесса в сети с априорной оценкой времени решения для каждого варианта. Суть метода заключается в представлении множества всех возможных вариантов распределения задач по рабочим местам, в общем случае, в виде ломанной гиперповерхности. Для решения поставленной задачи введены критерий и условия оптимальности времени решения информационно-расчетных задач.* ***Результаты и выводы.*** *В настоящей работе множество вариантов реализации вычислительного процесса рассматривается для однородной и неоднородной вычислительных сред. Алгоритм решения задачи для однородной вычислительной среды достаточно прост и позволяет легко определить минимальное время выполнения вычислительных операций. Он основан на геометрическом представлении процесса распределения задач по рабочим местам в виде гиперплоскости, построенной в ортонормированном пространстве, базисными векторами которого являются вычислительные мощности рабочих мест. Кроме того, алгоритм для однородной вычислительной среды может быть успешно использован для приближенной оценки минимального времени решения комплекса задач в сети, для неоднородной вычислительной среды. Поиск минимального времени решения функционально разнотипных задач в неоднородной вычислительной среде проводится путем построения кусочно-линейной гиперповерхности, что несколько усложняет алгоритм, но, в целом, учитывая вычислительные возможности современных персональных компьютеров, вполне реализуем. Проведенные, в ходе предварительных исследований, оценки позволили сделать вывод о возможности применения геометрического метода в вычислительной сети с большим количеством рабочих мест и информационно-расчетных задач. Возможность априорной оценки минимального времени решения комплекса задач в вычислительной сети позволяет использовать, предложенный в работе, метод в решении исследовательских задач на этапе проектирования вычислительной сети для оценки таких ее показателей как оперативность, надежность, устойчивость и др.*

Ключевые слова: *автоматизированное рабочее место, вычислительная сеть, показатели качества организации вычислительного процесса, управление вычислительным процессом.*

Формат цитирования: *Журбин С.А., Казаков Г.В. Геометрический метод оперативного управления распределенным решением информационно-расчетных задач в вычислительных сетях // Надежность. 2016. №2. С. 31-38. DOI: 10.21683/1729-2640-2016-16-2-31-38*

В настоящее время понятие «вычислительные системы» уже не новшество. Направления развития техники во многом определяются стремлением повысить производительность существующих и разрабатываемых вычислительных систем [1, 3, 4] путем внедрения технических и технологических новинок. Мощность первых компьютеров и их функциональная надежность были невысоки, поэтому решение многих прикладных задач с их применением было невозможным или для их решения с учетом процессов восстановления после отказов уходило значительное количество времени. Сразу после появления первых компьютеров стали создавать различные методы для объединения нескольких компьютеров в одну единую систему, чтобы повысить производительность, функциональную надежность и минимизировать время решения задач. Идея была проста: если мощности одного компьютера не хватает для решения задач, то надо распараллелить все множество задач Ω между компьютерами и тогда каждый компьютер будет решать свое подмножество задач Ω_i ($i = \overline{1, L}$), где L – количество компьютеров в вычислительной системе (ВС). Та же цель преследовалась при создании многопроцессорных систем или, как принято говорить, оперируя современными понятиями, – систем с многоядерными процессорами. С появлением технической и технологической возможности обмена информацией между компьютерами мощный толчок в развитии получила концепция построения ВС, которая является логическим результатом эволюции компьютерных технологий. Итак, научили компьютеры обмениваться информацией, обеспечили их вычислительной мощностью, удобным интерфейсом, осталось дело за малым – научить их управлять вычислительным процессом. Стали активно развиваться методы организации распределенного вычислительного процесса, например, такие, как динамическое программирование, метод ветвей и границ, метод последовательного синтеза вариантов и т.д. [1, 2, 3, 4]. Указанные подходы и методы, благодаря своей универсальности, нашли широкое применение в вопросе рационального использования вычислительных ресурсов в ходе решения широкого круга задач: информационных, вычислительных, технологических и многих других. Однако если рассматривать какой-нибудь один тип задач, например, вычислительные, когда необходимо некоторое множество однотипных задач распределить в многопроцессорном или многоядерном пространстве, универсальные методы могут оказаться более громоздкими или менее точными.

В настоящей статье предлагается геометрический метод, позволяющий оценить время решения задач в однородной и неоднородной среде и обеспечить их оптимальное распределение в ВС. Для однородной среды предполагается, что все вычислительные процессы, протекающие в ВС, являются линейными для всех типов задач, для неоднородной – линейность наблюдается для однотипных задач и отсутствует в рамках множества разнотипных задач. О линейных и нелинейных зависимостях, упомянутых выше, будет более подробно изложено ниже.

Пусть существует ВС, узлами которой являются вычислительные машины, в общем случае обладающие разными техническими характеристиками (тактовая частота процессора и системной шины, объем оперативной памяти и т.д.). Узлы вычислительной сети представляют собой автоматизированные рабочие места (АРМ), выполняющие решение некоторой совокупности поступивших информационно-расчетных задач (ИРЗ). ИРЗ, решаемые в ВС, являются независимыми друг от друга с точки зрения совокупности входных и выходных данных. Задача распределения всего множества ИРЗ, требующих решения в ВС, возложена на некоторый центр управления ВС (ЦУВС), который может выполнять организацию вычислительного процесса в ВС в автоматическом или автоматизированном режиме. В случае высокой степени технической оснащенности и обеспеченности ВС каналами обмена информацией в качестве ЦУВС может выступать высокопроизводительный сервер, осуществляющий управление ВС автоматически. При недостаточной или даже слабой технической оснащенности и при отсутствии необходимых каналов обмена информацией всю полноту управления берет на себя человек, а обмен информацией организуется посредством курьерской службы. В настоящей работе рассматриваются ВС высокого уровня технической оснащенности, обладающие, в первую очередь, высокопроизводительными каналами обмена информацией. Пример произвольной ВС представлен на рисунке 1.

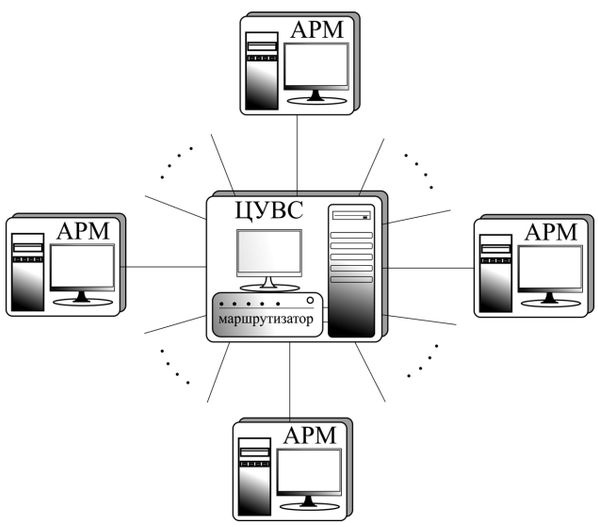


Рис. 1. Общий вид вычислительной сети

Архитектура ВС может быть самой разнообразной, но сама ВС должна обладать несколькими основными свойствами:

• АРМ сети обладают одинаковыми правами и приоритетами с точки зрения решения ИРЗ;

• весь комплекс задач, решаемых в ВС, может быть решен на любом АРМ;

• АРМ, на которых решаются ИРЗ, функционируют параллельно;

• все АРМ ВС являются абсолютно надежными.

Пусть в ВС, состоящую из m АРМ, поступает M ИРЗ, включающих n типов задач, т.е.

$$M = \sum_{j=1}^{n} \xi_j,$$

где ξ_j – количество задач j-го типа. Типы задач различаются, например, по объему и содержанию входных и выходных данных. Пусть для любой пары АРМ справедливо следующее равенство

$$\frac{t_{i,1}}{t_{j,1}} = \frac{t_{i,2}}{t_{j,2}} = ... = \frac{t_{i,n}}{t_{j,n}}, \quad (1)$$

где $t_{i,k}$ – время решения одной задачи k-го типа на i-м АРМ; $t_{j,k}$ – время решения одной задачи k-го типа на j-м АРМ ($i = \overline{1,m}$; $j = \overline{1,m}$; $i \neq j$; $k = \overline{1,n}$.).

Условие (1) характеризует тот факт, что время решения ИРЗ на АРМ линейно зависит только от вычислительной мощности АРМ, не учитывается время доведения исходной информации т.к. ее объем достаточно мал и времена обмена между АРМ несущественны. Например, если АРМ1 имеет более высокое быстродействие чем АРМ2 в ц раз, то для всех типов задач можно записать

$$\frac{t_{1,1}}{t_{2,1}} = \frac{t_{1,2}}{t_{2,2}} = ... = \frac{t_{1,n}}{t_{2,n}} = \phi$$

Будем считать такую ВС однородной вычислительной средой. Тогда необходимо таким образом организовать вычислительный процесс, т.е. распределить M задач между m АРМ ВС, чтобы время решения всего комплекса задач было оптимальным в некотором смысле (критерий оптимальности будет рассмотрен ниже).

Предположим, что все множество ИРЗ некоторым произвольным образом было распределено между АРМ. Результат такого распределения всего множества ИРЗ по АРМ можно представить в виде системы неоднородных линейных уравнений

$$\begin{cases} v_{1,1}t_{1,1} + v_{1,2}t_{1,2} + ... + v_{1,n}t_{1,n} = T_1; \\ v_{2,1}t_{2,1} + v_{2,2}t_{2,2} + ... + v_{2,n}t_{2,n} = T_2; \\ \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots \\ v_{m,1}t_{m,1} + v_{m,2}t_{m,2} + ... + v_{m,n}t_{m,n} = T_m, \end{cases} \quad (2)$$

где $v_{i,j}$ – количество ИРЗ j-го типа, распределенных на i-й АРМ; T_i – общее время решения ИРЗ, распределенных на i-й АРМ.

При этом для системы (2) должно выполняться условие

$$\begin{cases} \sum_{i=1}^{m} v_{i,j} = \xi_j, \ j = \overline{1,n}; \\ \sum_{j=1}^{n} \xi_j = M. \end{cases} \quad (3)$$

Пусть, исходя из (1),

$$\frac{t_{1,j}}{t_{i,j}} = \alpha_i, \ i = \overline{1,m}, \ i \neq 1. \quad (4)$$

Тогда систему (2) перепишем в виде

$$\begin{cases} v_{1,1}t_{1,1} + v_{1,2}t_{1,2} + ... + v_{1,n}t_{1,n} = T_1; \\ v_{2,1}t_{1,1} + v_{2,2}t_{1,2} + ... + v_{2,n}t_{1,n} = \alpha_2 T_2; \\ \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots \\ v_{m,1}t_{1,1} + v_{m,2}t_{1,2} + ... + v_{m,n}t_{1,n} = \alpha_m T_m; \end{cases} \quad (5)$$

После сложения всех уравнений системы (5) и упрощения с учетом (3) получим

$$\xi_1 t_{1,1} + \xi_2 t_{1,2} + ... + \xi_n t_{1,n} = T_1 + \alpha_2 T_2 + ... + \alpha_m T_m. \quad (6)$$

Разделим правую и левую часть уравнения (6) на левую часть этого же уравнения

$$1 = \frac{T_1 + \alpha_2 T_2 + ... + \alpha_m T_m}{\xi_1 t_{1,1} + \xi_2 t_{1,2} + ... + \xi_n t_{1,n}}. \quad (7)$$

Исходя из выражений (4) и (5) справедливо

$$\frac{1}{\alpha_i}\left(\xi_1 t_{1,1} + \xi_2 t_{1,2} + ... + \xi_n t_{1,n}\right) = \xi_1 t_{i,1} + \xi_2 t_{i,2} + ... + \xi_n t_{i,n}.$$

Но

$$\xi_1 t_{i,1} + \xi_2 t_{i,2} + ... + \xi_n t_{i,n} = T^i_{\text{общ}}, \quad (8)$$

где $T^i_{\text{общ}}$ – время решения общего числа ИРЗ всех типов на i-м АРМ.

Тогда после несложных преобразований (7) с учетом (8) получим

$$1 = \frac{T_1}{T^1_{\text{общ}}} + \frac{T_2}{T^2_{\text{общ}}} + ... + \frac{T_m}{T^m_{\text{общ}}}. \quad (9)$$

Поскольку распределение всех M ИРЗ по АРМ ВС является произвольным, то величины $T_i\left(i = \overline{1,m}\right)$, в общем случае, являются переменными, принимающие значения в соответствии с различными вариантами управления вычислительным процессом (загрузкой вычислительных мощностей АРМ решаемыми задачами). Следовательно, соотношение (9) является выражением гиперплоскости в отрезках [5, 6]:

$$1 = \frac{x_1}{T^1_{\text{общ}}} + \frac{x_2}{T^2_{\text{общ}}} + ... + \frac{x_m}{T^m_{\text{общ}}}. \quad (10)$$

Таким образом, гиперплоскость (10) определяет множество точек, которые соответствуют множеству всех возможных распределений M ИРЗ по m АРМ ВС, причем для любого $x_i\left(i = \overline{1,m}\right)$, удовлетворяющего уравнению (10), должно выполняться неравенство

$$0 \leq x_i \leq T^i_{\text{общ}}, \ i = \overline{1,m}.$$

Для наглядности изображение такой плоскости представлено на рисунке 2 для ВС, состоящей из 3-х АРМ.

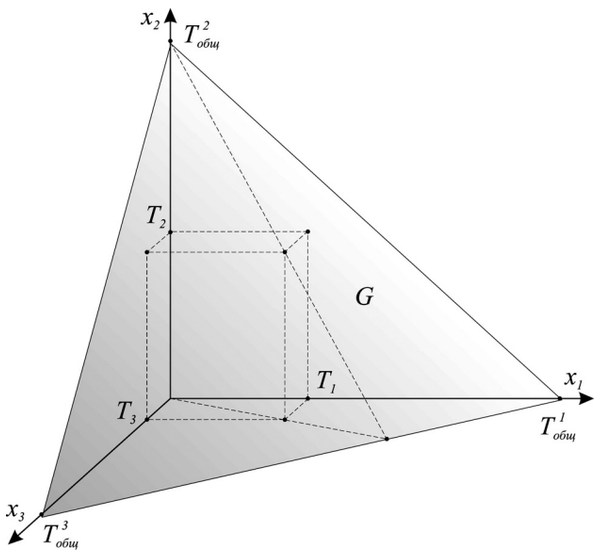


Рис. 2. Плоскость, описывающая все возможные распределения ИРЗ по 3-м АРМ

Очевидно, что произвольной точке гиперплоскости G можно поставить в соответствие некоторое множество R возможных вариантов распределения ИРЗ по АРМ. На рисунке 2 T_1, T_2, T_3 – время решения некоторого количества ИРЗ, распределенных соответственно на 1-й, 2-й и 3-й АРМ с учетом выполнения условия (3).

Вернемся к критерию оптимальности времени решения ИРЗ в ВС. Под временем решения комплекса ИРЗ в ВС будем понимать интервал времени между началом вычислительного процесса и его окончанием на всех без исключения АРМ. Запишем приведенное определение в виде следующего математического выражения

$$T_S = \max\left\{T_i\right\}_{i=1}^{m}, \tag{11}$$

где T_s – общее время решения ИРЗ в ВС; T_i – время решения ИРЗ, распределенных на i-й АРМ; m – количество АРМ ВС. Тогда с учетом (11) минимальное время решения ИРЗ в ВС будет достигнуто, когда $\forall T_i\left(\overline{i=1,m}\right)$ выполнится условие

$$T_1 = T_2 = \ldots = T_m. \tag{12}$$

Исходя из (10) и (12), минимальное время решения ИРЗ в ВС будет

$$T_{\min} = \frac{1}{\sum\limits_{i=1}^{m}\frac{1}{T^i_{общ}}}. \tag{13}$$

Выражение (13) справедливо, когда выполняется условие линейности (1). Рассмотрим случай, когда условие линейности будет выполняться в рамках одного типа ИРЗ и не соблюдаться для всех типов ИРЗ. Это становится возможным, когда время решения ИРЗ на АРМ включает время доведения исходной информации или решаются не только вычислительные задачи, но и графические и информационные, т.е. задачи, различные по существу.

В таком случае справедливо следующее неравенство

$$\frac{t_{i,1}}{t_{j,1}} \neq \frac{t_{i,2}}{t_{j,2}} \neq \ldots \neq \frac{t_{i,n}}{t_{j,n}}, \tag{14}$$

где $t_{i,k}$ – время решения одной задачи k-го типа на i-м АРМ; $t_{j,k}$ – время решения одной задачи k-го типа на i-м АРМ ($\overline{i=1,m}$; $\overline{j=1,m}$; $i \neq j$; $\overline{k=1,n}$.). Таким образом, линейность, которая в условии (1) наблюдалась в отношении всех типов задач, в условии (14) имеет место только в рамках одного произвольного типа задач и не наблюдается в отношении всех задач вместе взятых. Такую ВС будем считать неоднородной вычислительной средой. Покажем это на графическом примере для 2-х АРМ с номерами i и j.

Отношения в выражении (1) и (14) являются тангенсами углов наклона прямых [7], характеризующих функциональную зависимость времен T_i и T_j от вариантов распределения задач между i-м и j-м АРМ, например, на рисунке 2 это отрезок, соединяющий точки $T^i_{общ}, T^j_{общ}$ при $\overline{i=1,3}$; $\overline{j=1,3}$; $i \neq j$. Тогда (14) запишем в виде

$$\operatorname{tg}\alpha_1 \neq \operatorname{tg}\alpha_2 \neq \ldots \neq \operatorname{tg}\alpha_n,$$

где α_k – угол наклона k-й прямой к оси x_j. Пусть управление вычислительным процессом в сети таково, что все M задач m типов размещаются на i-м АРМ, после чего в некоторой последовательности они перемещаются на j-й АРМ. Тогда зависимость времени решения всего комплекса задач, распределяемых между i-м и j-м АРМ, будет представлена ломаной линией, соединяющей точки $T^i_{общ}$ и $T^j_{общ}$ причем вид этой ломаной будет зависеть от последовательности перемещения задач с i-го АРМ на

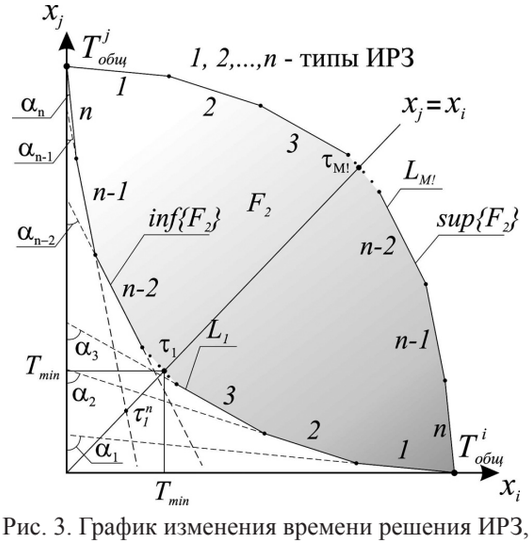


Рис. 3. График изменения времени решения ИРЗ, распределенных между i-м и j-м АРМ в зависимости от последовательности перемещения задач

j-й АРМ. Геометрическая интерпретация последнего тезиса представлена на рисунке 3.

Понятно, что количество вариантов распределения ИРЗ между АРМ (количество ломаных линий) будет равно числу перестановок общего количества задач, т.е. *M*!, которые будут находиться внутри области F_2 (рисунок 3) («2» в F_2 обозначает размерность области). Ломаные линии L_1 и $L_{M!}$ (рис.3) являются нижней и верхней границами области F_2, т.е.

$$\begin{aligned} L_1\left\{\left|\operatorname{tg}\alpha_1\right|>\left|\operatorname{tg}\alpha_2\right|>\ldots>\left|\operatorname{tg}\alpha_{n-1}\right|>\left|\operatorname{tg}\alpha_n\right|\right\}&=\inf\left\{F_2\right\}\\ L_{M!}\left\{\left|\operatorname{tg}\alpha_1\right|<\left|\operatorname{tg}\alpha_2\right|<\ldots<\left|\operatorname{tg}\alpha_{n-1}\right|<\left|\operatorname{tg}\alpha_n\right|\right\}&=\sup\left\{F_2\right\}\end{aligned}, \quad (15)$$

здесь $L_1\left\{\left|\operatorname{tg}\alpha_1\right|>\left|\operatorname{tg}\alpha_2\right|>\ldots>\left|\operatorname{tg}\alpha_{n-1}\right|>\left|\operatorname{tg}\alpha_n\right|\right\}$ и $L_{M!}\left\{\left|\operatorname{tg}\alpha_1\right|<\left|\operatorname{tg}\alpha_2\right|<\ldots<\left|\operatorname{tg}\alpha_{n-1}\right|<\left|\operatorname{tg}\alpha_n\right|\right\}$ – это ломаные линии, состоящие из множества отрезков $\left\{l_i\right\}_{i=1}^{n}$, для которых справедливы неравенства

$$\left|\operatorname{tg}\alpha_1\right|>\left|\operatorname{tg}\alpha_2\right|>\ldots>\left|\operatorname{tg}\alpha_{n-1}\right|>\left|\operatorname{tg}\alpha_n\right| \text{ и}$$
$$\text{и } \left|\operatorname{tg}\alpha_1\right|<\left|\operatorname{tg}\alpha_2\right|<\ldots<\left|\operatorname{tg}\alpha_{n-1}\right|<\left|\operatorname{tg}\alpha_n\right|,$$

где $\operatorname{tg}\alpha_j$ – тангенс угла наклона прямой, на которой лежит отрезок l_j.

Как видно из рисунка 3 для любой $L_i \in F_2$, $i=\overline{1,M}!$ существует точка τ_i, которая будет удовлетворять условию (12), но, очевидно, что

$$T_{\min}=\tau_1\in\inf\left\{F_2\right\}. \quad (16)$$

Следовательно, $\inf\{F_2\}$ будет определять последовательность перемещения ИРЗ между двумя АРМ, при которой будет иметь место выражение (16). Рассмотрим алгоритм вычисления значения $T_{\min}$ в соответствии с критерием (12) для $\inf\{F_2\}$, т.к. именно эта ломаная задает оптимальную в смысле критерия (12) и условия (16) функциональную зависимость изменения времени решения ИРЗ при их распределении между АРМ*i* и АРМ*j*. Без потери общности будем считать, что номера типов задач, соответствующих отрезкам l_j, соответствуют номерам α_j в определении (15).

Пусть все ИРЗ, поступившие в систему, размещены на АРМ*i*, тогда их время решения составит $T^i_{\text{общ}}$. Начнем перемещать ИРЗ 1-го типа с АРМ*i* на АРМ*j*. Тогда зависимость изменения времени решения ИРЗ при перераспределении их между АРМ будет выражена отрезком l_1, лежащим на прямой, представленной выражением

$$f\left(x_i\right)=x_j=a\cdot x_i+b,$$

где $a=\operatorname{tg}\alpha$; α – угол наклона прямой по отношению к координатной оси; b – свободный член, значение которого зависит от значений координат точек x_i и x_j на плоскости, через которую проходит прямая.

Для отрезка l_1 $a=\operatorname{tg}\alpha_1$ и $x_i=T^i_{\text{общ}}=\left(T^i_n+T^i_{n-1}+\ldots+T^i_2+T^i_1\right)$, $x_j=0$, тогда для l_1 справедливо выражение (см. рисунок 3)

$$f_1\left(x_i\right)=x_j=\operatorname{tg}\alpha_1\cdot\left(x_i-T^i_{\text{общ}}\right)=$$
$$=\operatorname{tg}\alpha_1\cdot\left(x_i-\left(T^i_n+T^i_{n-1}+\ldots+T^i_2+T^i_1\right)\right),$$

где T^i_j – время решения всех задач *j*-го типа на АРМ*i*. Тогда для произвольного отрезка $l_k\in\inf\{F_2\}$ нетрудно построить прямую, для которой $a=\operatorname{tg}\alpha_k$, $x_i=\left(T^i_n+T^i_{n-1}+\ldots+T^i_k\right)$ и $x_j=\left(T^j_1+T^j_2+\ldots+T^j_{k-1}\right)$, будем иметь следующее выражение прямой

$$f_k\left(x_i\right)=x_j=\operatorname{tg}\alpha_k\cdot x_i+$$
$$+\left(\left(T^j_1+T^j_2+\ldots+T^j_{k-1}\right)-\operatorname{tg}\alpha_k\cdot\left(T^i_n+T^i_{n-1}+\ldots+T^i_k\right)\right),$$

где $(T^j_1+T^j_2+\ldots+T^j_{k-1})$ – суммарное время решения всех задач с 1-го по $(k-1)$-й тип на АРМ*j* (при $k=1$ $(T^j_1+T^j_2+\ldots+T^j_{k-1})=0$); $(T^i_n+T^i_{n-1}+\ldots+T^i_k)$ – суммарное время решения всех задач с *k*-го по *n*-й тип на АРМ*i*.

В соответствии с критерием (12) для каждой прямой $f_k(x_i)$ находим точку $\tau^k_1\left(k=\overline{1,\ n}\right)$, являющуюся пересечением прямой $f_k(x_i)$ и прямой $x_j=x_i$

$$\tau^k_1=\frac{\left(T^j_1+T^j_2+\ldots+T^j_{k-1}\right)-\operatorname{tg}\alpha_k\cdot\left(T^i_n+T^i_{n-1}+\ldots+T^i_k\right)}{1-\operatorname{tg}\alpha_k}.$$

Далее из всех значений $\tau^k_1\left(k=\overline{1,\ n}\right)$ необходимо выбрать максимальное, которое будет соответствовать $T_{\min}$, т.е.

$$T_{\min}=\max\left\{\tau^k_1\right\}^n_{k=1}. \quad (17)$$

Как видно из рисунка 3 для 2-х АРМ, $T_{\min}$ делит весь комплекс задач на два подмножества. Первое подмножество – это задачи, которые будут решаться на АРМ*i*, второе – задачи, решаемые на АРМ*j*. По аналогии с организацией вычислительного процесса на 2-х АРМ задача оценки значения $T_{\min}$ для *m* АРМ сводится к построению $\inf\{F_m\}$, который будет представлять собой кусочно-линейную гиперповерхность. Аналитически, как в случае (10), представить эту поверхность затруднительно, поэтому для ее построения предлагается использовать геометрический подход.

Рассмотрим алгоритм построения $\inf\{F_m\}$ на примере для $m=3$ и $n=4$. Предположим, что все ИРЗ помещены на АРМ1. Тогда время решения всех ИРЗ на АРМ1 будет равно $T^1_{\text{общ}}$. Существует потенциальная возможность перемещения ИРЗ с АРМ1 на АРМ2 и АРМ3, при этом зависимость изменения времени решения при перемещении ИРЗ с АРМ1 на АРМ2 будет соответствовать $\inf\left\{F^{1,2}_2\right\}$, а при перемещении с АРМ1 на АРМ3 – $\inf\left\{F^{1,3}_2\right\}$. В общем случае последовательности перемещения ИРЗ, определяющие $\inf\left\{F^{1,2}_2\right\}$ и $\inf\left\{F^{1,3}_2\right\}$, могут быть различны. Без потери общности примем, что последовательности перемещения ИРЗ, определяющие $\inf\left\{F^{1,2}_2\right\}$ и $\inf\left\{F^{1,3}_2\right\}$, такие, как показано на рисунке 4.

Переместим ИРЗ 1-го типа с АРМ1 на АРМ2 в соответствии с последовательностью, определяемой $\inf\left\{F^{1,2}_2\right\}$.

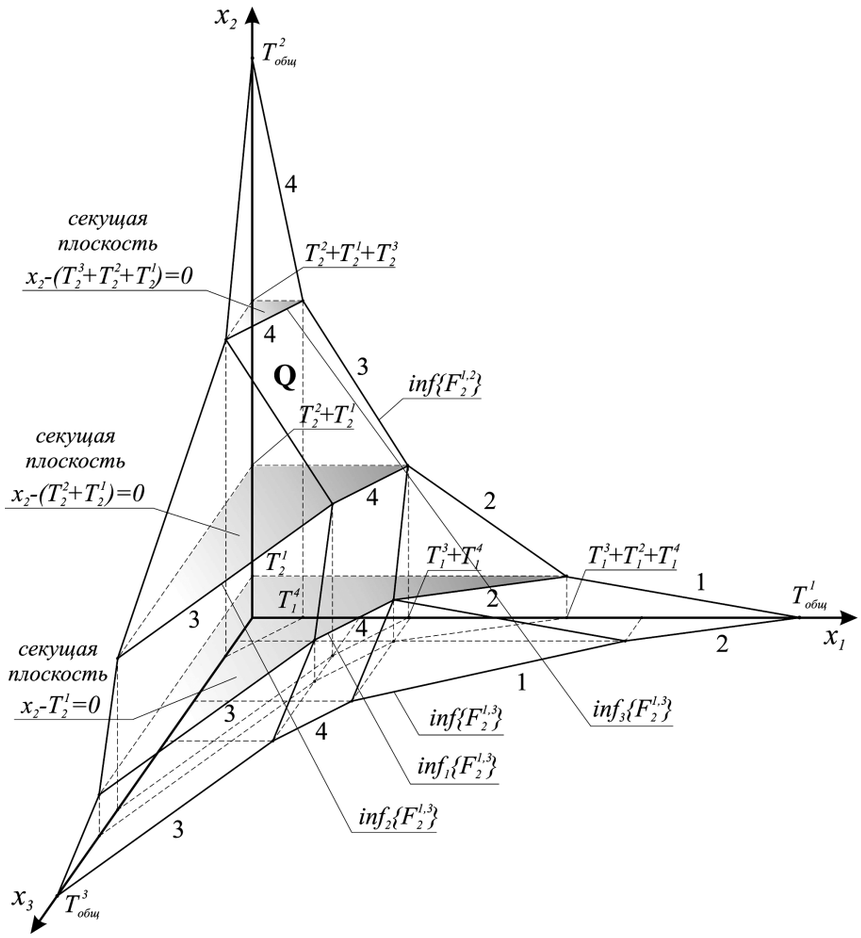


Рис. 4. Кусочно-линейная поверхность *Q*, описывающая множество возможных вариантов распределения ИРЗ между 3-мя АРМ

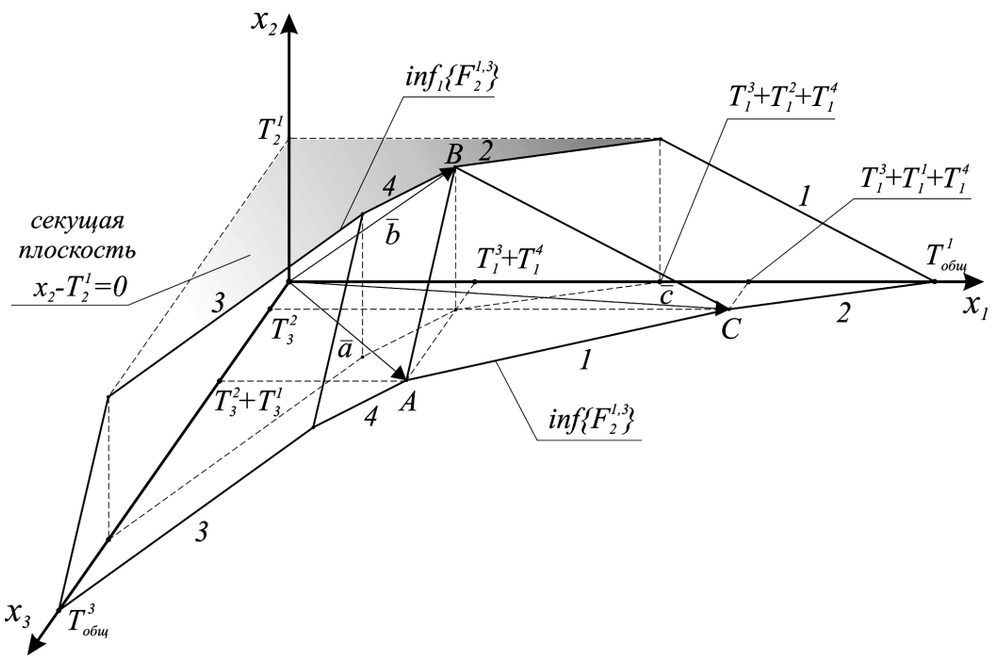


Рис. 5. Фрагмент кусочно-линейной поверхности *Q*

Тогда зависимость изменения времени решения ИРЗ 1-го типа, распределяемых между АРМ1 и АРМ2, будет выражена линейной функцией $x_2(x_1)=l_1$, где l_1 – отрезок 1 в плоскости x_1x_2, соединяющий точки $(T^1_{\text{общ}}, 0)$, $(T^3_1+T^2_1+T^3_1, T^1_2)$ (рисунок 4), т.е. можно записать, что

$$l_1 \in \inf\left\{F^{1,2}_2\right\}.$$

В результате останутся ИРЗ 2-го, 4-го и 3-го типов, которые расположены в последовательности, удовлетворяющей условию (15) и определяющей $\inf_1\left\{F^{1,3}_2\right\}$ (рисунок 4).

Очевидно, что $\inf\left\{F^{1,3}_2\right\}$ является сечением кусочно-линейной поверхности Q плоскостью $x_2=0$ и $\inf_1\left\{F^{1,3}_2\right\}$, $\inf_2\left\{F^{1,3}_2\right\}$, $\inf_3\left\{F^{1,3}_2\right\}$ являются сечениями кусочно-линейной поверхности Q плоскостями $x_2-T^1_2=0$, $x_2-\left(T^2_2+T^1_2\right)=0$ и $x_2-\left(T^3_2+T^2_2+T^1_2\right)=0$ соответственно, параллельными плоскости $x_2=0$ (рисунок 4). Из рисунка 4 видно, что поверхность Q между сечениями, например, между $\inf\left\{F^{1,3}_2\right\}$ и $\inf_1\left\{F^{1,3}_2\right\}$, представляет собой взаимно пересекающиеся плоскости, образованные параллельными или пересекающимися отрезками (компланарными векторами). На примере плоскости ABC, лежащей между $\inf\left\{F^{1,3}_2\right\}$ и $\inf_1\left\{F^{1,3}_2\right\}$ (рисунок 5), рассмотрим процесс построения произвольной плоскости, образующей кусочно-линейную поверхность Q.

Известно [5, 6], что в ортонормированном пространстве плоскость однозначно задается вектором нормали $\overline{N}$ и точкой, лежащей на плоскости. В нашем случае выберем точку A, принадлежащую плоскости, с координатами $(T^3_1+T^4_1, 0, T^2_3+T^1_3)$ (рисунок 5).

Рассмотрим три вектора $\overline{a}$, $\overline{b}$, $\overline{c}$, координаты которых совпадают с точками A,B,C соответственно (рисунок 5). Поскольку указанные точки лежат на плоскости, любая линейная комбинация $\overline{a}$, $\overline{b}$, $\overline{c}$ будет представлять множество компланарных векторов [5, 6], т.е.

$$\overline{AB}=\overline{b}-\overline{a},\ \overline{AC}=\overline{c}-\overline{a}.$$

Известно, что нормаль к плоскости является результатом векторного произведения пары компланарных векторов [5, 6], следовательно, можно записать

$$[\overline{AB},\ \overline{AC}]=\overline{N}, \qquad (18)$$

где $[\overline{AB},\ \overline{AC}]$ – векторное произведение векторов $\overline{AB}$ и $\overline{AC}$.

Пусть x_1, x_2, x_3 – ортонормированный базис векторного пространства, тогда выражение (18) перепишем в координатной форме.

$$\overline{a}=(T^3_1+T^4_1, 0, T^2_3+T^1_3);\ \overline{b}=(T^3_1+T^4_1, T^1_2, T^2_3);$$
$$\overline{c}=(T^3_1+T^1_1+T^4_1, 0, T^2_3);\ \overline{AB}=\overline{b}-\overline{a}=(0, T^1_2, -T^1_3);$$
$$\overline{AC}=\overline{c}-\overline{a}=(T^1_1, 0, -T^1_3);$$

$$\overline{N}=[\overline{AB},\ \overline{AC}]=\begin{vmatrix} x_1 & x_2 & x_3 \\ 0 & T^1_2 & -T^1_3 \\ T^1_1 & 0 & -T^1_3 \end{vmatrix}=x_1\cdot\begin{vmatrix} T^1_2 & -T^1_3 \\ 0 & -T^1_3 \end{vmatrix}-$$
$$-x_2\cdot\begin{vmatrix} 0 & -T^1_3 \\ T^1_1 & -T^1_3 \end{vmatrix}+x_3\cdot\begin{vmatrix} 0 & T^1_2 \\ T^1_1 & 0 \end{vmatrix}=$$
$$=-x_1\cdot T^1_2T^1_3+x_2\cdot T^1_3T^1_1-x_3\cdot T^1_2T^1_1.$$

Следовательно, вектор нормали к плоскости ABC будет

$$\overline{N}=(-T^1_2T^1_3,\ T^1_3T^1_1,\ -T^1_2T^1_1).$$

Каноническое выражение плоскости в пространстве с ортонормированным базисом x_1, x_2, x_3, проходящей через точку $M^0(x^0_1, x^0_2, x^0_3)$ и имеющей вектор нормали $\overline{N}=(A,B,C)$ имеет вид

$$A(x_1-x^0_1)+B(x_2-x^0_2)+C(x_3-x^0_3)=0.$$

Тогда выражение плоскости ABC с вектором нормали $\overline{N}=(-T^1_2T^1_3,\ T^1_3T^1_1,\ -T^1_2T^1_1)$ и проходящей через точку $A\left(T^3_1+T^4_1,\ 0,\ T^2_3+T^1_3\right)$ будет

$$-T^1_2T^1_3(x_1-(T^3_1+T^4_1))+T^1_3T^1_1x_2-$$
$$-T^1_2T(x_3-(T^2_3+T^1_3)=0.$$

Аналогичным образом строятся остальные плоскости, образующие кусочно-линейную поверхность Q. Далее для каждой плоскости поверхности Q в соответствии с критерием (12) находим точку пересечения плоскости с прямой $x_1=x_2=x_3$. Количество плоскостей, составляющих поверхность Q, можно вычислить с использованием выражения [7]

$$L=\frac{2+(n-1)}{2}\cdot n,$$

где L – количество плоскостей, составляющих поверхность Q; n – количество типов ИРЗ, распределяемых между АРМ. Обозначим точку пересечения прямой $x_1=x_2=x_3$ с k-й плоскостью τ^k. Тогда по аналогии с (17)

$$T^{\text{АРМ1}}_{\min}=\max\left\{\tau^k\right\}^L_{k=1},$$

где $T^{\text{АРМ1}}_{\min}$ – значение минимального времени решения ИРЗ при условии потенциального размещения всех ИРЗ на АРМ1. Значение $T^{\text{АРМ1}}_{\min}$ было получено при условии, что распределение ИРЗ между АРМ начиналось с АРМ1, т.е. все ИРЗ были виртуально помещены на АРМ1 и затем распределялись между АРМ2 или АРМ3. Если построить поверхность Q при условии, что распределение ИРЗ начнется с АРМ2 или АРМ3, получим значения $T^{\text{АРМ2}}_{\min}$ и $T^{\text{АРМ3}}_{\min}$, для которых, в общем случае будет выполняться неравенство

$$T_{\min}^{\text{АРМ1}} \neq T_{\min}^{\text{АРМ2}} \neq T_{\min}^{\text{АРМ3}}. \quad (19)$$

Очевидно, что для полного решения задачи из полученных значений (19) необходимо выбрать минимальное. Т.е., для m АРМ будем иметь минимаксную задачу

$$T_{\min} = \min\left\{T_{\min}^{\text{АРМ}i}\right\}_{i=1}^{m} = \min\left\{\max\left\{\tau_{\text{АРМ}i}^{k}\right\}_{k=1}^{L}\right\}_{i=1}^{m}. \quad (20)$$

Таким образом, получив с помощью (20) $T_{\min}$, который является точкой глобального минимума задачи, через координаты данной точки $T_1=T_2=\ldots=T_m$, соответствующие осям $x_1, x_2, \ldots, x_m$, получаем наилучший с точки зрения критерия (12) вариант организации вычислительного процесса в ВС.

Библиографический список

1. Воеводин В.В., Воеводин Вл. В. Параллельные вычисления. – СП.: БХВ – Петербург, 2002. – 608 с.

2. Воеводин В.В. Математические модели и методы в параллельных процессах. – М.: Наука, 1986, 296 с.

3. Козлов М.В., Малашенко Ю.Е., Назарова И.А. Гарантированные оценки распределения вычислительных ресурсов в условиях неопределенности. – М:, Вычислительный центр РАН, 2011, 46 с.

4. Ишакова Е.Н. Теория вычислительных процессов: учебное пособие. – Оренбург: ГОУ ОГУ, 2007. – 160 с.

5. Воеводин В.В. Линейная алгебра. – М.: Наука, 1980, 400 с.

6. Каган М.Л., Самохин М.В. Математика в инженерном ВУЗе. Алгебра и геометрия. – М.:Стройиздат, 2003, 207 с.

7. Никольский С.М. Курс математического анализа. Т. 1. –М.: ФИЗМАТЛИТ, 1983, 448 с.

Сведения об авторах

Сергей А. Журбин – старший научный сотрудник 4 ЦНИИ Минобороны России, тел. +7 (910) 408-97-04, Россия, 141092, Московская обл., г. Королев, ул. Пушкинская, дом 13 кв.224, e-mail: serdgo4@yandex.ru

Геннадий В. Казаков – кандидат технических наук, доцент, начальник управления 4 ЦНИИ Минобороны России, тел. +7 (910) 467-71-66, Россия, 141092, Московская обл., г. Королев, мкр. Юбилейный, ул. Пушкинская, дом 17, кв. 103, e-mail: kgv.64@mail.ru

Надежность № 2 2016 Оригинальная статья
Dependability no.2 2016 DOI: 10.21683/1729-2640-2016-16-2-39-42

Определение вероятности обеспечения номинального режима работы магистрального продуктопровода с учетом процесса старения перекачивающих агрегатов

Анатолий В. Карманов, *кафедра «Автоматизация производственных процессов» РГУ нефти и газа им. И.М. Губкина, Москва, Россия, e-mail: abkar2007@yandex.ru*
Дмитрий А. Росляков, *ОАО «АК «Транснефтепродукт», Москва, Россия, e-mail: karter.diman@yandex.ru*
Антон С. Телюк, *кафедра «Автоматизация производственных процессов» РГУ нефти и газа им. И.М. Губкина, Москва, Россия*

Анатолий В. Карманов

Дмитрий А. Росляков

Антон С. Телюк

Резюме. Цель. *В статье приводится метод и формула для расчета вероятности обеспечения номинального режима работы магистрального продуктопровода (МП) – далее по тексту функции готовности МП – с учетом процесса старения насосных агрегатов при нормативной периодической стратегии их обслуживания. Эта функция готовности определяется в следующих предположениях: 1. МП состоит из двух основных частей: пассивная часть – высоконадёжная линейная часть; активная – насосные станции, реализующих номинальный режим перекачки продукта. МП может содержать в своём составе любое конечное число насосных станций. 2. Каждая насосная станция включает в себя систему магистральных насосных агрегатов (МНА) – активных элементов станции, контрольно-измерительные приборы и автоматику, трубопроводную и запорную арматуру и иное необходимое технологическое оборудование. Система МНА является той частью насосных станций, которая обеспечивает номинальный режим перекачки нефтепродукта и, как правило, состоит из четырёх однородных МНА. 3. Трубопроводная обвязка системы МНА такова, что позволяет вывести каждый рабочий агрегат в резерв, а на его место поставить любой резервный агрегат. 4. Необходимый номинальный режим работы МП определяется гидравлическими и экономическими расчетами, в результате которых указывается необходимый режим работы каждой насосной станции. При этом для каждой станции указывается количество МНА, которые должны находиться в рабочем состоянии, а оставшиеся МНА либо в ненагруженном резерве, либо в восстановительном ремонте, обусловленном нормативной периодической стратегией обслуживания. Таким образом, номинальный режим работы МП обеспечивается соответствующими номинальными режимами насосных станций, которые, в части перекачивающих агрегатов на станциях, определяются числом работающих МНА. Анализ статистического материала по отказам насосных агрегатов, обслуживаемых по нормативной периодической стратегии, позволяет выявить интенсивности отказов агрегатов на каждом последовательном интервале времени между капитальными ремонтами. В частности, интенсивности отказов возрастают на рассматриваемых интервалах, что указывает на процесс старения агрегатов по мере их эксплуатации. Далее приводится метод расчета функции готовности для любой перекачивающей станции, входящей в состав МП. При этом выписываются начальные условия и дифференциальные уравнения для нахождения функции готовности по каждой системе МНА на насосных станциях, полученные с использованием схемы «гибели и размножения». Основные результаты расчетов на каждом из трёх последовательных интервалов между капитальными ремонтами приводятся в виде графиков, из которых видно влияние процесса старения агрегатов на значения функции готовности системы МНА на насосной станции: значения производных от функции готовности последовательно уменьшаются для соответствующих времён, отсчитываемых от начала проведения каждого очередного капитального ремонта. Приводится также выражение для расчета функции готовности МП, имеющего в своём составе несколько насосных станций. Результаты расчета указанной функции готовности могут служить обоснованием для модернизации нормативной периодической стратегии с целью увеличения не только вероятности обеспечения номинального режима работы МП, но и иных технико-экономических показателей функционирования систем МНА, в частности, показателей энергосбережения. Например, указывается, что некоторые виды непериодических стратегий обслуживания МНА, построенные на основе нормативной стратегии, могут значительно увеличить значения указанных показателей.*

Ключевые слова: *магистральный продуктопровод, насосный агрегат, надежность, процесс старения, функция готовности, вероятность обеспечения номинального режима работы.*

Формат цитирования: *Карманов А.В., Росляков Д.А., Телюк А.С. Определение вероятности обеспечения номинального режима работы магистрального продуктопровода с учетом процесса старения перекачивающих агрегатов // Надежность. 2016, №2. С. 39-42. DOI: 10.21683/1729-2640-2016-16-2-39-42*

1. Введение

Магистральный продуктопровод (МП) представляет собой сложную, развивающуюся техническую систему, предназначенную для бесперебойной и плановой поставки нефтепродукта потребителям в течение всего времени эксплуатации продуктопровода. МП состоит из двух основных частей: пассивной – трубопроводной линейной части – и активной части, включающей насосные станции, реализующие номинальный режим перекачки продукта.

Каждая насосная станция включает в себя систему магистральных насосных агрегатов (система МНА) – активных элементов станции, контрольно-измерительные приборы и автоматику, трубопроводную и запорную арматуру и иное необходимое технологическое оборудование. Система МНА является основной активной частью насосных станций, обеспечивающей номинальный режим перекачки нефтепродукта, и состоит из n однородных МНА с соответствующей трубопроводной обвязкой, где n, как правило, равно 4. Трубопроводная обвязка системы МНА такова, что позволяет вывести каждый рабочий агрегат в резерв, а на его место поставить любой резервный агрегат. Необходимый номинальный режим работы МП определяется гидравлическими и экономическими расчетами, в результате которых указывается необходимый режим работы каждой насосной станции. При этом для каждой ν-ой станции указывается количество m_ν МНА, которые должны находиться в рабочем состоянии, а остальные $(n - m_\nu)$ МНА – либо в ненагруженном резерве, либо в восстановительном ремонте, где $\nu = 1, \ldots, N$, N – количество насосных станций в составе МП. Таким образом, номинальный режим работы МП обеспечивается соответствующими режимами насосных станций и этот режим работы МП, в части работающих агрегатов на станциях, определяется следующим набором параметров:

$$(m_1, \ldots, m_N). \qquad (1)$$

Каждый МНА представляет собой совокупность двух основных сопряженных частей:

1) магистральный насос (МН); 2) электродвигатель (ЭД), являющийся приводом МН. МН и ЭД являются стареющим оборудованием [1, 2], характеризующимся в период эксплуатации износом своих составляющих частей и накоплением повреждений, где термин «повреждение» понимается [2] как «событие, заключающееся в нарушении исправного состояния при сохранении работоспособности». Старение МНА проявляется как в ухудшении показателей надежности МНА, так и в ухудшении его технико-экономических характеристик [3].

Для предотвращения негативных проявлений случайного процесса старения агрегату периодически проводится техническое обслуживание. Техническое обслуживание МНА включает в себя 1) диагностический контроль и технические осмотры, а также 2) различные виды планово-предупредительных ремонтов (ППР). Это обслуживание осуществляется в соответствии с некоторым заранее утвержденным правилом – стратегией ППР. Понятно, что протекание процесса старения МНА существенно зависит от вида и содержания стратегии ППР. Все виды ремонтов, входящих в состав стратегии ППР, во многом, но не полностью устраняют негативные проявление процесса старения МНА. Поэтому представляет практический и научный интерес метод расчета вероятности $k(m_1, \ldots, m_N, t)$ обеспечения в каждый момент времени t номинального режима работы МП в условиях старения МНА. При этом считаем, что режим работы МП характеризуется набором (1).

В настоящей работе приводится один аналитический метод расчета вероятности $k(m_1, \ldots, m_N, t)$, которую в дальнейшем будем называть функцией готовности МП.

2. Влияние процесса старения на интенсивность отказов МНА, обслуживаемого по периодической стратегии ППР

Периодическую стратегию s ППР МНА можно представить в следующем виде: $s = (s_{мн}, s_{эд})$, где $s_{мн}$ – стратегия ППР магистрального насоса (МН), $s_{эд}$ – стратегия ППР электродвигателя (ЭД). При этом ППР для МН и ЭД по стратегиям соответственно $s_{мн}$ и $s_{эд}$ проводятся согласованно во времени, т.е. при проведении, например, текущего ремонта для МН проводится аналогичный вид ремонта для ЭД и т.д. Каждая составляющая $s_{мн}$, $s_{эд}$ стратегии s определяет периодичность (цикличность) проведения диагностического контроля, текущих, средних и капитальных ремонтов, а также определяет события, при которых незамедлительно проводится аварийный восстановительный ремонт (АВР), и некоторые иные характеристики обслуживания соответствующего оборудования МНА. Например, в неё могут включаться предельные времена всех видов ремонтов, иногда указывается назначенный срок службы, по истечению которого оборудование подлежит списанию, или события, при возникновении которых оборудование переводится в резерв (из резерва) и иные необходимые сведения. Формальные записи стандартных периодических (циклических) стратегий $s_{мн}$, $s_{эд}$, применяемых в настоящее время при обслуживании МН и ЭД, приводятся в работах [4, 5] и имеют следующий вид:

$$s_{мн} = \{\theta_{кр}, n_{кр}, n_{ср}, n_{тр}^{мн}, n_{дк}, C_{кр}^{мн}, C_{ср}^{мн}, C_{тр}^{мн}, C_{авр}^{мн}\},$$
$$s_{эд} = \{\theta_{кр}, n_{кр}, n_{тр}^{эд}, C_{кр}^{эд}, C_{тр}^{эд}, C_{авр}^{эд}\},$$

где $\theta_{кр}$ – цикл капитального ремонта (КР), который равен периоду времени между соседними капитальными ремонтами, определяемому по наработке МНА, $n_{кр}$ – число циклов капитального ремонта, $n_{ср}$ – число циклов среднего ремонта (СР) «внутри» цикла КР, $n_{тр}^{мн}$ – число циклов текущего ремонта (ТР) МН «внутри» цикла СР, $n_{дк}^{мн}$ – число циклов диагностического контроля МН «внутри» цикла ТР, $n_{тр}^{эд}$ – число циклов текущего ремонта ЭД «внутри» цикла КР, $C_{кр}^{мн}$, $C_{ср}^{мн}$, $C_{тр}^{мн}$, $C_{авр}^{мн}$, $C_{кр}^{эд}$, $C_{тр}^{эд}$, $C_{авр}^{эд}$ – правила и объемы работ, осуществляемых при каждом виде ремонта соответственно МН и ЭД. В частности, $C_{авр}^{(\cdot)}$ – правило проведения аварийно-восстановительного ремонта, в правиле $C_{авр}^{(\cdot)}$ указываются состав работ, осуществляемых при возникновении аварийного останова МН, и иные необходимые сведения, например, нормативы проведения АВР. Иногда в стратегии $s = (s_{мн}, s_{эд})$ указываются следующие нормативные показатели: 1) календарное время $t_п$ до списания МНА; 2) предельное время $\theta_п$ по наработке МНА до его списания.

Например, основные параметры стратегии s могут иметь следующие значения:

$$\theta_{кр} = 6\cdot10^4 \text{ час}, n_{кр} = 2, n_{ср} = 4, n_{тр}^{мн} = 1, \quad n_{тр}^{эд} = 10, \theta_п = 3\cdot\theta_{кр}, t_п = 2\cdot\theta_п. \qquad (2)$$

При этом календарный период времени $t_{кр}$ от начала эксплуатации МНА до его ближайшего капитального ремонта или между соседними капитальными ремонтами равен $2\cdot\theta_{кр}$.

Статистический анализ влияния процесса старения на характеристики надежности МН и ЭД проведен в работах [4, 5]. В частности, там приводится таблицы значений интенсивностей отказов МН и ЭД для каждого интервала времени между соседними восстановительными ремонтами, проводимыми в соответствии со стратегией s. Из этих таблиц следует, что за счет процесса старения средняя интенсивность отказа МНА λ_i на каждом интервале $J_i = [(i–1)\cdot t_{кр}, i\cdot t_{кр}]$, где $i = 1, 2, 3$, монотонно увеличивается. При этом величины λ_i, $i = 1, 2, 3$ имеют следующие значения:

$$\lambda_1 = 3{,}51\cdot10^{-5}, \lambda_2 = 1{,}41\cdot10^{-4}, \lambda_3 = 6{,}50\cdot10^{-4}, \qquad (3)$$

где размерность приведённых величин – 1/час.

Ниже приводится модификация известной математической модели, представленной в [6], для расчета функции готовности $k_ν(t)$ системы МНА на ν-ой насосной станции с учетом старения перекачивающих агрегатов, которые обслуживаются по периодической стратегии *s* с параметрами, определяемыми выражениями (2).

3. Определение функций готовности насосной станции и МП

В работе [6] приводится и обосновывается математическая модель расчета функции готовности $k(t)$ системы МНА одной перекачивающей станции, где $k(t)$ представляет собой вероятность нахождения системы из четырех идентичных МНА в момент времени t в состоянии, когда два и более МНА находятся в работоспособном состоянии. При этом считается, что на периоде $[0, t_п)$ эксплуатации МНА стратегия *s* фиксирована и МНА не стареет, т.е. его интенсивность отказов остается постоянной на всем периоде эксплуатации. Эта математическая модель представляет собой однородный Марковский процесс, который имеет n+1 состояний, где $n = 4$, и задается графом схемы гибели и размножения [7].

В нашем случае календарный период $[0, t_п)$ эксплуатации МНА для каждой ν-ой насосной станции представляется суммой трех последовательных интервалов $J_i = [(i–1)\cdot t_{кр}, i\cdot t_{кр})$, на которых интенсивности отказов $\lambda^{(i)}$ МНА различны, где $i = 1, 2, 3$; при этом число агрегатов, находящихся в работоспособном состоянии на каждой ν-ой насосной станции, должно быть не меньше $m_ν$ для того, чтобы обеспечить номинальный режим работы МП. Если учесть указанные особенности, то Марковский процесс, приведенный в [6], становится неоднородным процессом $\eta_ν(t)$, $(t\in[0, t_п)$, $ν = 1, …, N)$, который определяется на каждом интервале J_i, $i = 1, 2, 3$ однородным Марковским процессом $\zeta_ν^{(i)}(x)$, где $x \in [0, t_{кр})$. Процесс $\zeta_ν^{(i)}(x)$ задаётся графом схемы гибели и размножения, приведенным на рисунке 1.

На рисунке 1 каждый *j*-ый узел графа соответствует состоянию системы МНА, в котором *j* штук МНА находятся в неработоспособном состоянии, $j = 0, 1, …, n$. При этом μ – интенсивность восстановления МНА при наличии одной ремонтной бригады, λ_i – интенсивность отказов МНА в интервале J_i, $b_j\cdot\lambda_i$ – интенсивность перехода из состояния (j) в состояние (j+1) системы МНА, где $b_j = m_ν$, если $j = 0, 1, …, n–m_ν$, и $b_j = m_ν–k$, если $j = n–m_ν+k$, $k = 1,…, m_ν–1$.

Компоненты вектора $a^{(i)} = [a_0^{(i)}(0), …, a_3^{(i)}(0)]$ начального распределения процесса $\zeta_ν^{(i)}(x)$ определяются следующим выражением:

$$a_0^{(i)}(0) = p_0^{(i)}(0,ν) = 1, a_j^{(i)}(0) = p_j^{(i)}(0,ν) = 0, \qquad (4)$$

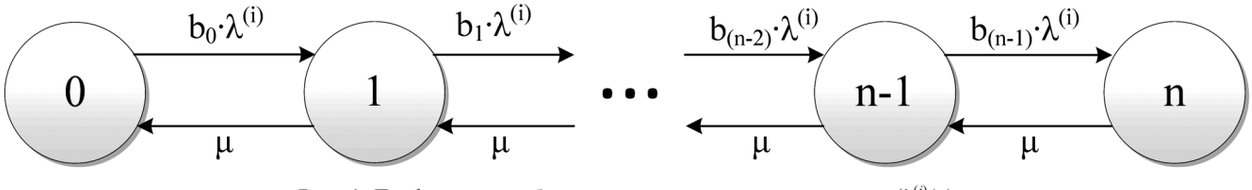


Рис. 1. Граф схемы гибели и размножения для процесса $\zeta_ν^{(i)}(x)$

где $i = 1, 2, 3$, $j = 0, 1, \ldots, n$, $p_j^{(i)}(x, \nu)$ – вероятность нахождения процесса $\zeta_\nu^{(i)}(x)$ в состоянии j в момент времени $x \in [0, t_{кр})$, $\nu = 1, \ldots, N$.

Для любого $t \in [0, t_п)$ существует такой интервал $J_i = [(i–1)\cdot t_{кр}, i\cdot t_{кр}]$, что $t \in J_i$, где $i = 1, 2, 3$. Тогда t можно представить в виде: $t = (i–1)\cdot t_{кр} + x$, $x \in [0, t_{кр})$. При этом вероятность

$$\mathbf{P}^{(i)}(x, \nu) = p_0^{(i)}(x, \nu) + p_1^{(i)}(x, \nu) + \ldots + p_{n-m\nu}^{(i)}(x, \nu), \quad (5)$$

представляет собой функцию готовности $k_\nu(t)$ системы МНА ν-ой насосной станции, т.е. справедливо равенство:

$$k_\nu(t) = k_\nu((i–1)\cdot t_{кр} + x) = \mathbf{P}^{(i)}(x,\nu). \quad (6)$$

Для каждого $i = 1, 2, 3$ вероятности $p_j^{(i)}(x, \nu)$ определяются решением следующей системы дифференциальных уравнений:

$$dp_0^{(i)}(x, \nu)/dt = – b_0\cdot\lambda^{(i)}\cdot p_0^{(i)}(x, \nu) + \mu\cdot p_1^{(i)}(x, \nu),$$
$$dp_j^{(i)}(x,\nu)/dt = \mu\cdot p_{j+1}^{(i)}(x,\nu) – (b_j\cdot\lambda^{(i)} + \mu)\cdot p_j^{(i)}(x,\nu) + b_{j-1}\cdot\lambda^{(i)}\cdot p_{j-1}^{(i)}(x,\nu), j = 1, \ldots, n–1,$$
$$dp_n^{(i)}(x,\nu)/dt = b_{n-1}\cdot\lambda^{(i)}\cdot p_{n-1}^{(i)}(x,\nu) – \mu\cdot p_n^{(i)}(x,\nu). \quad (7)$$

Начальным условием для системы (7) является вектор начального распределения, компоненты которого определяются выражением (4).

Пусть на некоторой ν-ой насосной станции $m_\nu = 2$ и $n = 4$, где $\nu \in (1, \ldots, N)$. Тогда расчет функции готовности $k_\nu(t)$ на интервале времени $[0, t_п)$ с исходными данными, определенными в выражениях (2), (3) и с $\mu = 0{,}5\cdot10^{-2}$ (1/час), даёт результат, представленный на рисунке 2.

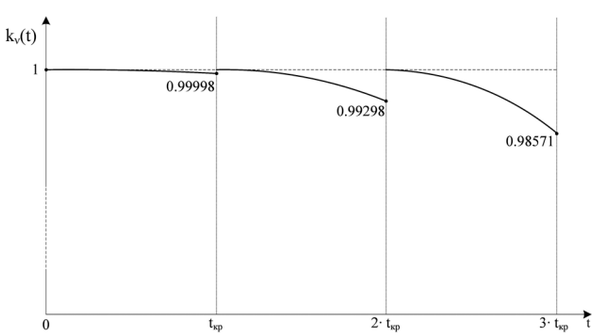


Рис. 2. График $k_\nu(t)$ на интервале времени $[0, t_п)$

Функция готовности $k(m_1, \ldots, m_N, t)$ МП, номинальный режим которого задаётся совокупностью (1), определяется (при условии статистически независимой работы насосных станций) выражением:

$$k(m_1, \ldots, m_N, t) = k_1(t) \cdot k_2(t) \cdot \ldots \cdot k_N(t). \quad (8)$$

4. Заключение

Функция готовности $k_\nu(t)$ системы МНА каждой ν-ой насосной станции, где $\nu = 1, \ldots, N$, входящей в состав МП, является на каждом i-ом интервале J_i, где $i = 1, 2, 3$, монотонно убывающей по времени функцией. Соответственно на каждом интервале J_i убывающей функцией является $k(m_1, \ldots, m_N, t)$ – вероятность обеспечения номинального режима работы всего МП, включающего в себя N насосных станций. При этом для любого $\nu \in (1, \ldots, N)$ убывание функции $k_\nu(t)$ усиливается на интервале эксплуатации J_{i+1} по отношению к интервалу J_i, где $i = 1, 2$, что обусловливается процессом старения (накоплением нарушений) магистральных насосных агрегатов, обслуживаемых по периодической стратегии s ППР. В частности, это обстоятельство может указывать на то, что непериодические стратегии ППР, нивелирующие эффект старения, могут быть эффективней ныне используемых периодических (циклических) стратегий.

Библиографический список

1. Капур К., Ламберсон Л. Надежность и проектирование систем. М.: Мир, 1980.

2. ГОСТ 27.002-89. Надежность в технике. М.: Стандарты, 1990.

3. Байхельт Ф., Франкен П. Надежность и техническое обслуживание. М.: Радио и связь, 1988.

4. Карманов А.В., Росляков Д.А. Оценка основных эксплуатационных показателей надежности насосных агрегатов магистральных нефтепродуктопроводов. Автоматизация, телемеханизация и связь в нефтяной промышленности, № 12, 2015, С.41- 45.

5. Карманов А.В., Ларионов С.В., Росляков Д.А. Определение эксплуатационных характеристик надежности электродвигателей в составе магистральных насосных агрегатов по случайным цензурированным выборкам. НТЖ Технология нефти и газа, № 4, 2015, С. 60-65.

6. Сухарев М.Г., Карасевич А.М. Технологический расчет и обеспечение надежности газо- и нефтепроводов. М.: Изд-во Нефть и газ, 2000.

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

Сведения об авторах

Анатолий В. Карманов – доктор физико-математических наук, профессор кафедры «Автоматизация производственных процессов» РГУ нефти и газа им. И. М. Губкина.

Россия, 119991, г. Москва, Ленинский проспект, дом 65, корпус 1, тел. + (915) 366-51-18,

e-mail: abkar2007@yandex.ru

Дмитрий А. Росляков – главный специалист отдела эксплуатации ОАО «АК «Транснефтепродукт».

Россия, 115184, г. Москва, Вишняковский переулок, дом 2/36, строение 1, тел. +7 (909) 937-50-64,

e-mail: karter.diman@yandex.ru

Антон С. Телюк – кандидат технических наук, ассистент кафедры «Автоматизация производственных процессов» РГУ нефти и газа им. И. М. Губкина.

Россия, 119991, г. Москва, Ленинский проспект, дом 65, корпус 1

Надежность № 2 2016
Dependability no.2 2016

Оригинальная статья
УДК: 519.24; 57.017
DOI: 10.21683/1729-2640-2016-16-2-43-48

Оценка качества малой выборки биометрических данных с использованием более экономичной формы хи-квадрат критерия

Берик Б. Ахметов, *Международная академия информатизации (МАИН), Туркестан, Казахстан, e-mail: berik.akhmetov@ayu.edu.kz*

Александр И. Иванов, *лаборатория биометрических и нейросетевых технологий ОАО «Пензенский научно-исследовательский электротехнический институт», Пенза, Россия, e-mail: ivan@pniei.penza.ru*

Берик Б. Ахметов

Александр И. Иванов

Резюме. Цель. *Поставлена цель повышения мощности хи-квадрат критерия Пирсона с тем, чтобы этот критерий стал работоспособен на тестовых выборках биометрических данных малого объема. Необходимо снизить объем тестовой выборки с 200 примеров до 20 примеров при сохранении вероятностей ошибок первого и второго рода. Сбор 20 примеров биометрических образов рассматривается пользователями как комфортный уровень трудозатрат. Необходимость сбора большего числа примеров воспринимается пользователями негативно.* ***Методы.*** *В статье предложена еще одна (вторая) форма критерия Пирсона гораздо менее чувствительная к объему данных в тестовой выборке. Показано, что традиционная форма хи-квадрат критерия чувствительнее к объему тестовой выборки, чем критерий Крамера фон-Мизеса. Предложенная (вторая) форма хи-квадрат критерия имеет чувствительность к объему тестовой выборки меньше чем чувствительность у классического хи-квадрат критерия и меньше, чем чувствительность у критерия Крамера-фон Мизеса одновременно. Этот эффект достигнут переходом из пространства частот появления событий и вероятностей появления группы похожих событий в пространство более точно оцениваемых младших статистических моментов (математического ожидания и стандартного отклонения). Фрактальная размерность новой синтезированной формы хи-квадрат критерия совпадает с фрактальной размерностью классической формы хи-квадрат критерия.* ***Результаты.*** *Предположительно, что предложенный в статье еще один вариант хи-квадрат критерия является одним из самых мощных из всех существующих статистических критериев. Дано аналитическое описание соотношения стандартных отклонений классической формы хи-квадрат критерия и новой формы хи-квадрат критерия. Стандартное отклонение второй формы хи-квадрат критерия уменьшается примерно в 2 раза при сохранении математического ожидания на выборках одинакового объема. Последнее эквивалентно четырехкратному снижению требований к объему тестовой выборки в интервале от 16 до 20 примеров. Выигрыш по мощности от применения нового критерия растет по мере роста объема тестовой выборки.* ***Выводы.*** *Пирсон при создании в 1900 году классического хи-квадрат критерия ориентировался на ограниченные вычислительные возможности, существовавшей тогда вычислительной техники, и был вынужден опираться на найденные им аналитические соотношения. Сегодня ситуация изменилась, ограничения на привлекаемые вычислительные ресурсы исчезли. Однако мы продолжаем по инерции опираться на то, что было создано под вычислительные ресурсы 1900 года. Видимо, следует пытаться учитывать современные возможности вычислительной техники и строить более мощные варианты статистических критериев. Даже если новые критерии будут требовать перебора большого числа возможных состояний (будут иметь большие заранее вычисленные таблицы вместо аналитических соотношений) это сегодня не является сдерживающим фактором. Когда данных недостаточно (в биометрии, в медицине, в экономике) вычислительная сложность статистических критериев не играет особой роли, если результат оценок оказывается более точным.*

Ключевые слова: *многомерный статистический анализ, хи-квадрат критерий, малые выборки тестовых биометрических данных.*

Формат цитирования: *Ахметов Б.Б., Иванов А.И. Оценка качества малой выборки биометрических данных с использованием более экономичной формы хи-квадрат критерия // Надежность. 2016, №2. С. 43-48. DOI: 10.21683/1729-2640-2016-16-2-43-48*

Введение

Информационное общество предполагает активное использование Интернет-ресурсов. Государственные и частные структуры создают на своих сайтах личные кабинеты пользователей. К сожалению, существующая практика парольной защиты доступа к личным кабинетам обладает существенными уязвимостями. Пользователи не способны запоминать длинные случайные пароли. Владелец информационного ресурса не может быть уверен

в том, что к личному электронному кабинету получил доступ именно его хозяин. Пароль может быть перехвачен программной закладкой, также не составляет проблемы подменить IP адрес Интернет-пользователя.

Для усиления защиты доступа к электронным кабинетам в настоящее время разрабатываются технологии биометрической аутентификации личности путем преобразования личных биометрических данных человека в его криптографический ключ или длинный случайный пароль доступа. Используются такие биометрические образы, как: рисунок отпечатка пальца [1], рисунок радужной оболочки глаза [2], голосовой пароль [3], рукописный пароль [4], рисунок кровеносных сосудов глазного дна или ладони руки [5]. Естественно, что преобразователи биометрия-код не могут быть идеальными и имеют вероятности ошибок первого и второго рода. Возникает необходимость тестирования ошибок первого и второго рода на реальных биометрических данных. Кроме того, при настройке «нечетких экстракторов» [1, 2, 3] и при обучении нейросетевых преобразователей [4, 5] необходимо контролировать отсутствие в биометрических данных грубых ошибок. По сути дела, на небольшом числе примеров биометрического образа необходимо контролировать показатель близости распределения биометрических данных к многомерному нормальному закону [6]. Формально для этой цели может быть использован обычный одномерный хи-квадрат критерий Пирсона [7, 8], однако такой подход далек от оптимального. В данной статье мы попытаемся показать, что классическая форма критерия Пирсона является далеко не единственной, то есть возможна постановка задачи по поиску более эффективных функционалов Пирсона, учитывающих различные особенности их практического применения.

Появление шумов квантования при статистической обработке малых выборок

Рассмотрим простейшую ситуацию, когда тестовая или обучающая выборка представлена 9 примерами образа «Свой». Из-за того, что непрерывная функция вероятности $P(x)$ первого биометрического параметра v_1 – малой выборки, мы вынуждены описывать ее ступенчатой монотонно возрастающей функцией $\tilde{P}(x)$, как это показано в левой части рисунка 1.

Для того, чтобы построить ступенчатое монотонно возрастающее приближение $\tilde{P}(x)$, необходимо осуществить сортировку биометрических данных по их возрастанию:

$$x_i = sort(v_{1,i}) \text{ для } i = 0, 1, 2, \ldots, n, \qquad (1)$$

где n – размер тестовой выборки или число квантов приближения монотонной функции вероятности.

В этом случае монотонно возрастающая ступенчатая функция будет описываться следующим кусочно-постоянным приближением:

$$\tilde{P}(x_i) = \frac{i}{n}. \qquad (2)$$

Ошибка приближения или шум квантования находится как разность непрерывной функции вероятности и ее ступенчатого приближения:

$$\Delta P(x) = P(x) - \tilde{P}(x). \qquad (3)$$

В нижней части рисунка 1 отображены функции ошибки квантования или шумы квантования, возникающие из-за малых тестовых выборок.

В контексте вышеизложенного, статистический критерий Колмогорова-Смирнова [7] следует рассматривать как поиск максимального значения модуля ошибки приближения:

$$\sup_{-\infty<v<+\infty} \left|P(x) - \tilde{P}(x)\right| = \max \left|\Delta P(x_i)\right| \qquad (4)$$

или выбор наибольшего из локальных максимумов шума квантования.

С этих же позиций статистический критерий Крамера-фон Мизеса [7] является оценкой стандартного отклонения шума квантования непрерывной функции вероятности:

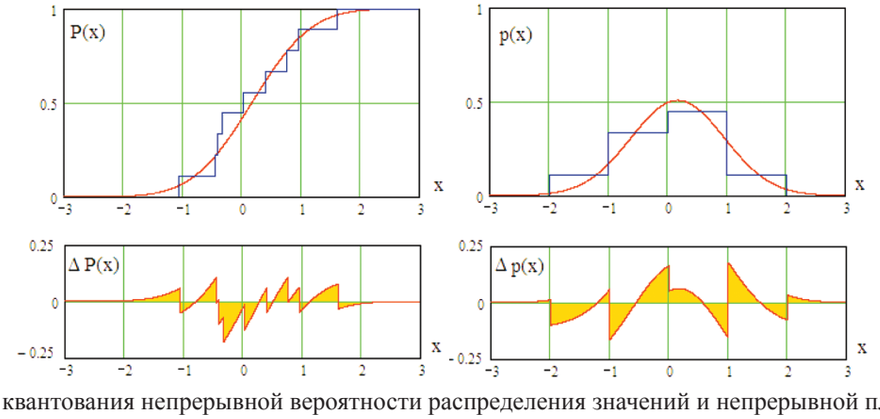


Рис. 1. Эффекты квантования непрерывной вероятности распределения значений и непрерывной плотности распределения значений путем их представления 9 примерами, порождающие непрерывный шум ошибки квантования

$$\int_{-\infty}^{\infty}\left\{P(x)-\tilde{P}(x)\right\}^2\cdot dx=\int_{-\infty}^{\infty}\left\{E(\Delta P(x))-\Delta P(x)\right\}^2\cdot dx=$$

$$=\int_{-\infty}^{\infty}\left\{\Delta P(x)\right\}^2\cdot dx=\sigma^2(\Delta P(x)), \qquad (5)$$

если выполняется условие нулевого математического ожидания шума квантования $E(\Delta P(x))=0$.

Следует подчеркнуть, что статистический критерий Колмогорова-Смирнова (4) всегда имеет меньшую мощность в сравнении с критерием Крамера-фон Мизеса (5). Критерий Колмогорова-Смирнова (4) – точечный, а критерий Крамера-фон Мизеса (5) –интегральный.

Очевидно, что с ростом размеров n тестовой выборки оба эти статистические критерии набирают мощность оценок, однако оценка по интегральному критерию всегда оказывается надежнее, чем оценка по точечному критерию.

Классический вариант критерия хи-квадрат Пирсона

Общая практика проверки статистических гипотез в большинстве отраслей промышленности сводится к построению гистограмм имеющихся данных (правая часть рисунка 1) и вычислению классического хи-квадрат критерия:

$$\chi^2=\sum_{i=1}^{k}\left\{\frac{\left(\frac{n_i}{n}-P_i\right)^2}{P_i}\right\}=\sum_{i=1}^{k}\left\{\frac{\left(\tilde{P}_i-P_i\right)^2}{P_i}\right\}, \qquad (6)$$

где n_i – число отсчетов, попавших в i-тый столбец гистограммы, P_i – вероятность попадания в i-тый столбец гистограммы теоретического распределения, k – число столбцов гистограммы.

Широкое распространение применения хи-квадрат критерия обусловлено тем, что для него известно аналитическое описание плотности распределения:

$$p(\chi^2,m)=\frac{1}{m}\left\{\frac{1}{2^{\frac{m}{2}}\cdot\Gamma\left(\frac{m}{2}\right)}\left\{x^{\frac{m}{2}-1}\cdot\exp\left(\frac{-x}{2}\right)\right\}\right\}, \qquad (7)$$

где $\Gamma(\cdot)$ – гамма функция, m – число степеней свободы.

Число степеней свободы m может быть задано поразному [8]. Например, оно может быть определено через объем n тестовой выборки:

$$m=\sqrt{n}-3=k-3, \qquad (8)$$

если число k столбцов гистограммы выбирается округлением до ближайшего целого величины $\sqrt{n}$:

$$k=round\left(\sqrt{n}\right). \qquad (9)$$

Заметим, что значение числа k столбцов гистограммы и значение числа m степеней свободы для классического хи-квадрат критерия всегда оказывается много меньшими по сравнению с объемом n тестовой выборки. Получается, что погрешность ступенчатого приближения плотности распределения значений $\Delta p(x)=p(x)-\tilde{p}(x)$ (правая часть рисунка 1) всегда оказывается больше, чем ошибка приближения функции вероятности (3). Так, в левой части рисунка 1 приближение функции вероятности строится с использованием 9 ступенек, тогда как функция приближения плотности распределения вероятности строится с использованием только 4 ступенек в правой части рисунка 1. Шумы квантования критерия Крамера-фон Мизеса оказываются меньше, чем шумы квантования классического критерия хи-квадрат (6).

Это означает, что мощность критерия Крамера-фон Мизеса оказывается всегда выше, чем мощность классического хи-квадрат критерия Пирсона (3).

Сравнение по мощности критерия Крамера-фон Мезиса и классического критерия хи-квадрат

Будем исходить из того, что биометрические данные по каждому из контролируемых параметров распределены нормально. Тогда качество данных одного параметра можно оценивать и по критерию Крамера-фон Мезиса и по критерию хи-квадрат [7, 8]. Для сравнения критериев как альтернативу будем использовать распределение данных по равномерному закону. Результаты численного моделирования для выборок из 9 примеров приведены на рисунке 2.

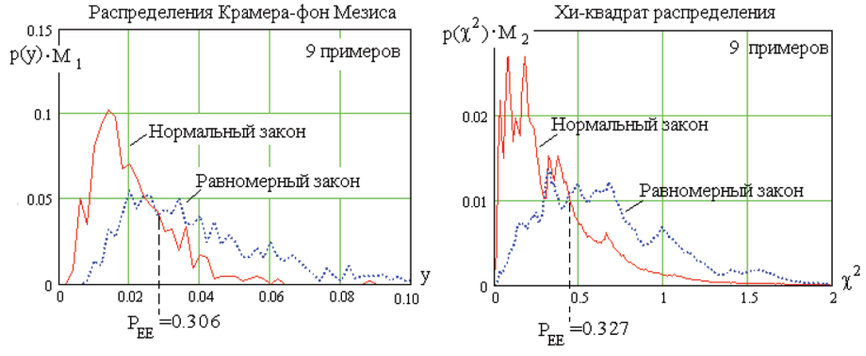


Рис. 2. Распределения значений критерия Крамера-фон Мезиса и хи-квадрат критерия для нормального закона распределения и его альтернативы в виде равномерного закона распределения для выборок из 9 примеров

При принятии решения важным является порог сравнения. Каждый порог сравнения дает свое значение вероятности P_1 ошибок первого рода и вероятности P_2 ошибок второго рода. Для исключения неопределенности порога сравнения будем сравнивать результаты в точке с равной вероятностью ошибок $P_1 = P_2 = P_{EE}$.

Из рисунка 2 видно, что распределение данных, полученных по критерию Крамера-фон Мизеса, дает значение $P_1 = P_2 = P_{EE} = 0{,}306$. При тех же условиях хи-квадрат критерий дает значение равновероятных ошибок $P_1 = P_2 = P_{EE} = 0{,}327$. Результат оказывается хуже примерно на 9%. Это означает, что хи-квадрат критерий требует выборки из 10 примеров, тогда как для критерия Крамера-фон Мизеса потребуется только 9 примеров. Снижение требований к размерам тестовой выборки обусловлено тем, что ошибка квантования функции вероятности $P(x)$ оказывается меньше ошибки квантования плотности распределения $p(x)$ (см. рисунок 1).

Вычислительная процедура критерия Крамера-фон Мизеса примерно в $\sqrt{n}$ раз эффективнее подавляет влияние шумов квантования по сравнению с процедурой вычисления данных по критерию хи-квадрат. Чем больше тестовая выборка, тем сильнее сказывается эффект более сильного подавления влияния шумов квантования. На рисунке 3 приведены данные моделирования для выборки, состоящей из 32 примеров.

Из рисунка 3 видно, что для выборки из 32 примеров критерий Крамера-фон Мезиса дает $P_{EE} = 0{,}111$, что на 43% меньше, чем дает критерий хи-квадрат: $P_{EE} = 0{,}196$. В первом приближении можно ожидать снижения объемов тестовой выборки примерно на 40%, если перейти от применения критерия хи-квадрат к критерию Крамера-фон Мезиса.

Еще один вариант хи-квадрат критерия, более эффективно использующий ограниченный объем тестовой выборки

По сути дела и критерий Крамера-фон Мезиса, и критерий хи-квадрат Пирсона являются некоторыми схемами подавления влияния шумов квантования. То есть, можно попытаться усилить у этих статистических функционалов свойство подавлять шумы квантования. Например, можно использовать дополнительный цифровой фильтр, настроенный на сглаживание скачков кусочно-постоянного приближения функции плотности распределения значений [9, 10].

Еще одним путем является проверка других возможных вариантов вычисления хи-квадрат критерия. В частности, в биометрии достаточно давно используются так называемые функционалы Пирсона (сети функционалов Пирсона [11]) для предварительно нормированных по стандартному отклонению данных:

$$\chi_2{}^2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left\{\frac{\left(E(x)-x_i\right)^2}{\sigma(x)}\right\}, \qquad (12)$$

где $E(x)$ – математическое ожидание данных тестовой выборки, $\sigma(x)\approx 1$ – стандартное отклонение предварительно нормированных данных тестовой выборки.

Следует обратить внимание на то, что при обработке биометрических данных обычно осуществляют их предварительную нормировку по стандартному отклонению, стремясь выполнить условие $\sigma(x)=1$. Однако, на малых выборках выполнить это условие не удается. В частности, относительная ошибка вычисления стандартного отклонения на малых выборках объемом в 20 примеров случайна и может составлять до ±30%, при меньших выборках ошибка может быть еще больше. Для компенсации ошибок нормировки в формуле (12) появляется знаменатель, близкий к единице, но всегда отличный от нее.

Заметим, что выражение (12) осуществляет суммирование квадратичных отклонений по всем отсчетам тестовой выборки, тогда как классический хи-квадрат критерий (6) суммирует квадратичные отклонения только по числу столбцов гистограммы. Так как $n > k$, то можно ожидать более высокой мощности хи-квадрат критерия (12) в сравнении с похожим классическим хи-квадрат критерием (6).

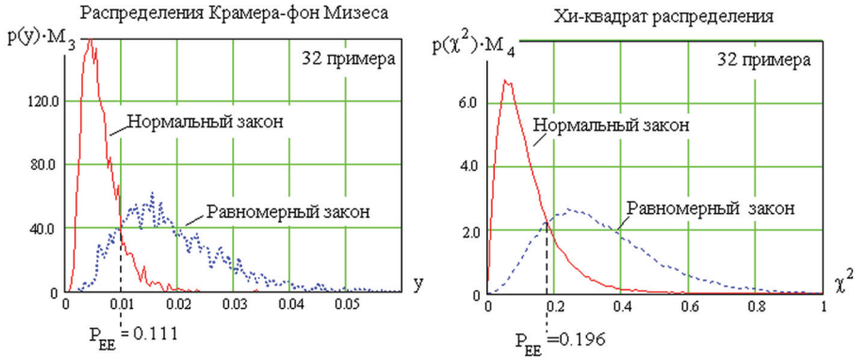


Рис. 3. Распределения значений критерия Крамера-фон Мизеса и хи-квадрат критерия для нормального закона распределения и его альтернативы в виде равномерного закона распределения для выборок из 32 примеров

Сравнение по мощности двух вариантов критерия хи-квадрат

Статистический критерий Крамера-фон Мезиса оказывается мощнее классического критерия хи-квадрат Пирсона из-за того, что он давит шумы квантования меньшей амплитуды (сравниваем левую и правую часть рисунка 1). Однако для критерия Крамера-фон Мизеса нет аналитического описания и это его огромный недостаток. В силу этого обстоятельства далее будем сравнивать между собой только мощности двух модификации критериев хи-квадрат (6) и (12).

Результаты имитационного моделирования при 9 и 32 примерах в тестовой выборке для критерия (12) приведены на рисунке 4.

Если сравнить пересечение распределений на левом графике рисунка 4, дающее $P_{EE} = 0{,}106$, и аналогичное пересечение на правом графике рисунка 2, дающее $P_{EE} = 0{,}327$, то мы получим примерно трехкратный выигрыш по мощности между двумя вариантами критериев (достоверности принимаемым по ним решениям). С ростом объема тестовой выборки выигрыш от применения второй формы хи-квадрат критерия увеличивается. Так, если сравнивать данные пересечения распределений на правом графике рисунка 4, позволяющие достичь $P_{EE} = 0{,}007$, с данными на правом графике рисунка 3, обеспечивающими $P_{EE} = 0{,}196$, то мы получим выигрыш в 28 раз.

Получается, что и критерий Крамера-фон Мизеса, и вторая форма критерия хи-квадрат оказываются мощнее классического хи-квадрат критерия из-за вычисления этих двух критериев по всей выборке. Классический хи-квадрат критерий проигрывает этим двум критериям из-за суммирования им квадратичной ошибки по числу столбцов эмпирической гистограммы. Легко убедиться в том, что критерий Крамера-фон Мизеса по его мощности находится в интервале между мощностями двух форм хи-квадрат критериев.

Аналитическое описание второй формы хи-квадрат критерия

Принципиально важным свойством второй формы хи-квадрат критерия является то, что для независимых данных ее статистические свойства очень хорошо описываются нормальными законами распределения значений. При этом математическое ожидание для распределения формулы (12) при отсутствии в нем нормирующего множителя $1/n$ оказывается близко к размеру тестовой выборки:

$$E(\chi_2^{\,2}) \approx n - 0{,}778. \qquad (13)$$

Это утверждение иллюстрируется положениями максимумов сплошных кривых рисунка 5. То есть значение математического ожидания второй формы хи-квадрат критерия почти наследуется (с точностью до поправки – 0,778) от классического хи-квадрат распределения с числом степеней свободы $m = n$ (точечные кривые на рисунке 5).

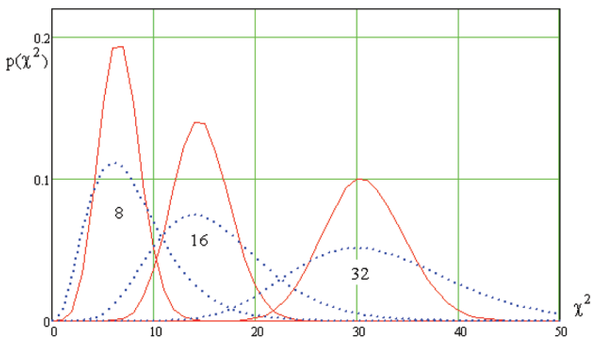


Рис. 5. Распределения значений второй формы хи-квадрат критерия (сплошные кривые) для $n = 8, 16, 32$ и классических хи-квадрат распределений, когда число степеней свободы совпадает с размером выборки (точечные кривые)

Из рисунка 5 видно, что стандартные отклонения нормальных законов распределения оказываются всегда меньше, чем стандартные отклонения классических хи-квадрат распределений Пирсона. При статистических расчетах с инженерной точностью стандартные отклонения распределений описываются следующим простым соотношением:

$$\sigma(n, \chi_2^2) \approx \sqrt{\frac{E(\chi_2^{\,2})}{2}} \approx \sqrt{\frac{n - 0{,}778}{2}} \qquad (14).$$

Следует подчеркнуть, что точность приближения (14) растет по мере нормализации распределений значений

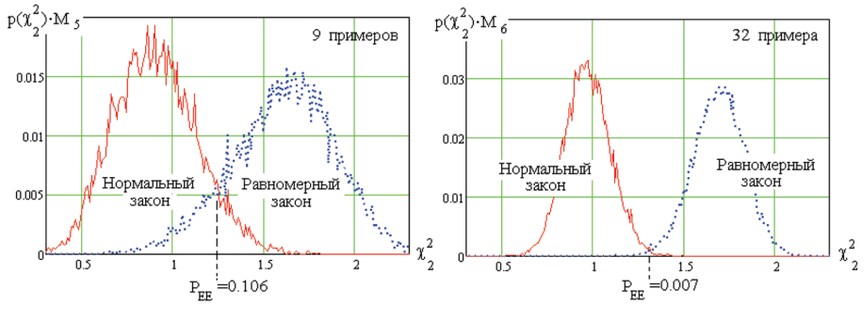


Рис. 4. Гистограммы распределений значений второй более эффективной формы хи-квадрат критерия

второй формы хи-квадрат распределений. Так для $n = 8$, 16, 32 относительная ошибка приближения стандартного отклонения будет составлять $\Delta\sigma = 3{,}10\%, 1{,}70\%, 0{,}75\%$, что вполне приемлемо для инженерной практики статистической обработки биометрических данных.

Заключение

Мы привыкли к тому, что для достоверных статистических оценок требуются выборки, содержащие сотни примеров. Только в том случае, когда мы имеем большую выборку и опираемся на стандартизованные рекомендации [8], появляется уверенность в достоверности проведенного статистического анализа. Такова сложившаяся на данный момент техническая практика.

Как показано в данной статье, мощность хи-квадрат критерия может быть существенно увеличена, то есть достоверные оценки могут быть получены на выборках данных гораздо меньшего объема. Это крайне важно для практики, особенно если производится разрушающий контроль достаточно дорогих изделий. Уже сложившаяся практика статистической обработки биометрических данных подтверждает это важное положение.

Предоставление существенных вычислительных ресурсов сегодня не является проблемой. Мы вполне можем усложнить статистическую обработку реальных данных, например, сделав ее многомерной [11]. На сегодняшний день у нас появилась техническая возможность многократно усложнить используемые нами методы статистической обработки. Если в прошлом веке мы использовали один критерий и вынуждены были довольствоваться его результатами, то сегодня мы можем использовать десятки известных статистических критериев и создавать при необходимости новые критерии под особенности той или иной практической задачи.

Библиографический список

1. Ramírez-Ruiz J., Pfeiffer C., Nolazco-Flores J. Cryptographic Keys Generation Using FingerCodes. // Advances in Artificial Intelligence – IBERAMIA-SBIA 2006 (LNCS 4140), p. 178-187, 2006

1. Monrose F., Reiter M., Li Q., Wetzel S. Cryptographic key generation from voice. In Proc. IEEE Symp. on Security and Privacy, 2001

1. Feng Hao, Ross Anderson and John Daugman. Crypto with Biometrics Effectively, IEEE TRANSACTIONS ON COMPUTERS, VOL. 55, NO. 9, SEPTEMBER 2006.

1. Язов Ю.К. и др. Нейросетевая защита персональных биометрических данных. //Ю.К.Язов (редактор и автор), соавторы В.И. Волчихин, А.И. Иванов, В.А. Фунтиков, И.Г. Назаров // М.: Радиотехника, 2012 г. 157 с. IBSN 978-5-88070-044-8.

1. Ахметов Б.С., Иванов А.И., Фунтиков В.А., Безяев А.В., Малыгина Е.А. Технология использования больших нейронных сетей для преобразования нечетких биометрических данных в код ключа доступа. Монография, Казахстан, г. Алматы, ТОО «Издательство LEM», 2014 г. -144 с.

1. Ахметов Б.С., Волчихин В.И., Иванов А.И., Малыгин А.Ю. Алгоритмы тестирования биометрико-нейросетевых механизмов защиты информации Казахстан, Алматы, КазНТУ им. Сатпаева, 2013 г.- 152 с. ISBN 978-101-228-586-4.

1. Кобзарь А.И. Прикладная математическая статистика для инженеров и научных работников. М. ФИЗМАТЛИТ, 2006 г., 816 с.

1. Р 50.1.037-2002 Рекомендации по стандартизации. Прикладная статистика. Правила проверки согласия опытного распределения с теоретическим. Часть I. Критерии типа $\chi 2$. Госстандарт России. Москва-2001 г., 140 с.

1. Ахметов Б.С., Иванов А.И., Серикова Н.И., Фунтикова Ю.В. Алгоритм искусственного повышения числа степеней свободы при анализе биометрических данных по критерию согласия хи-квадрат. Вестник национальной академии наук республики Казахстан. №5, 2014 г. с. 28-:-34.

1. Серикова. Н.И., Иванов А.И., Качалин С.В. Биометрическая статистика: сглаживание гистограмм, построенных на малой обучающей выборке. /Вестник СибГАУ 2014 № 3(55) с.146-150.

1. Ахметов Б.Б., Иванов А.И., Безяев А.В., Фунтикова Ю.В. Многомерный статистический анализ биометрических данных сетью частных критериев Пирсона. // Вестник Национальной академии наук Республики Казахстан. – Алматы, 2015. № 1. С. 5-11.

Сведения об авторах

Берик Б. Ахметов – кандидат технических наук, академик Международной академии информатизации (МАИН), вице-президент «Международного казахско-турецкого университета имени Ходжи Ахмеда Ясави».

Казахстан, 161200 г. Туркестан, проспект Б. Саттарханова, 29, Здание Ректорат, тел. +7 (72533) 3-35-77, e-mail: berik.akhmetov@ayu.edu.kz

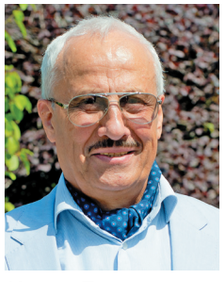
Александр И. Иванов – доктор технических наук, доцент – начальник лаборатории биометрических и нейросетевых технологий ОАО «Пензенский научно-исследовательский электротехнический институт».

Россия, 440000 г. Пенза, ул. Советская, 9, тел. +7 (841-2) 59-33-10, e-mail: ivan@pniei.penza.ru

Метод оценки рисков системы из разнотипных элементов

Валентин А. Гапанович, *ОАО «Российские железные дороги», Москва, Россия*
Игорь Б. Шубинский*, ЗАО «ИБТранс», Москва, Россия, e-mail: igor-shubinsky@yandex.ru*
Алексей М. Замышляев, *ОАО «НИИАС», Москва, Россия, e-mail: A.Zamyshlaev@vniias.ru*

Валентин А. Гапанович



Игорь Б. Шубинский

Алексей М. Замышляев

Резюме. *Мерой безопасности объекта системы может служить величина его риска, который основывается на рисках составных факторов (элементов) объекта. Определение интегрального риска объекта и системы в целом является центральной задачей данной статьи. Она заключается в следующем. Суммирование рисков всех элементов не приемлемо, поскольку, например, они могут иметь разное измерение (количество смертельных исходов в течение определенного времени – социальный риск или стоимость потерь – экономический риск). Нужен другой методический инструмент, который способен преобразовать различные меры безопасности объектов (элементов) к некоторой единой интегральной мере риска системы. Подобные задачи возникают в медицине, пищевой промышленности, на транспорте и т.д. В статье предложен метод определения интегрального риска системы, основанный на обработке общего поля результатов принятия решений об уровне рисков составных компонентов системы. Результаты принятия решения основываются на принципе ALARP. Каждый из этих результатов представляет собой одно из нескольких следующих возможных решений, например, четырех: недопустимый уровень риска, нежелательный уровень, допустимый, не принимаемый в расчет уровень риска. Оцифровка этих решений составных элементов с учетом нелинейного роста опасности приближения риска к недопустимому уровню производится с помощью степенной функции. Это позволяет определить численное значение эквивалентное уровню риска компоненты, затем для всех компонентов системы найти средневзвешенное эквивалентное уровню риска результирующее численное значение и решить обратную задачу определения интегрального риска системы. В статье приведен пример использования предложенного метода при решении задачи установления приоритетности выделения инвестиций для проведения работ по техническому содержанию железнодорожного пути. Эта задача сводится к ранжированию перечня участков пути по приоритету их включения в титул капитального ремонта в зависимости от уровня рисков следующих факторов: количество остродефектных и дефектных рельсов на 1 км. пути; количество дефектных скреплений на 1 км. пути; количество шпал с выплесками на 1 км. пути; количество негодных деревянных шпал на 1 км. пути; приведенное количество мест временного восстановления; дефектность земляного полотна; частота отказов. На основании построенных матриц рисков относительно каждого из перечисленных факторов по предложенному методу формируется интегральная матрица рисков для перечня участков и на основании интегральной оценки каждому участку присваивается приоритет для его включения в титул капитального ремонта пути. Приведенный пример свидетельствует об эффективности и практичности предложенного метода.*

Ключевые слова: *безопасность, риск, оценивание риска, матрица рисков, цвет риска, оцифровка цвета риска, вес цвета, элемент, система, интегральная оценка риска системы.*

Формат цитирования: *Гапанович В.А., Шубинский И.Б., Замышляев А.М. Метод оценки рисков системы из разнотипных элементов // Надежность. 2016, №2, С. 49-53. DOI: 10.21683/1729-2640-2016-16-2-49-53*

Введение

При управлении активами во многих отраслях промышленности и транспорта стремятся в соответствии со стандартами ISO серии 55000 [1] установить баланс между затратами, возможностями, рисками и требуемой производительностью активов. Например, на железнодорожном транспорте в рамках реализации проекта УРРАН [2, 3] предусмотрено последовательное применение критериев обеспечения безопасности, технической и экономической целесообразности при принятии решений о замене (проведении ремонта) или продлении срока службы системы. Реализация такого алгоритма управления техническим содержанием железнодорожного транспорта осуществляется в два этапа. На первом этапе на основе обработки текущих фактических данных производится анализ возможностей, безопасности, надежности и производительности системы и принимается решение о целесообразности (или нецелесообразности) инвестирования работ по техническому содержанию. В случае решения о целесообразности выполняется второй этап управления,

который состоит в определении наиболее проблемных с позиций безопасности объектов системы, требующих первоочередного инвестирования.

Мерой безопасности объекта системы может служить величина связанного с ним риска, который основывается на рисках составных факторов (элементов) объекта. Определение интегрального риска для объекта и системы в целом является центральной задачей данной статьи. Она заключается в следующем. Суммирование рисков всех элементов не приемлемо, поскольку, например, они могут иметь разное измерение (количество смертельных исходов в течение определенного времени – социальный риск или стоимость потерь – экономический риск). Нужен другой методический инструмент, который способен преобразовать различные меры безопасности объектов (элементов) к некоторой единой интегральной мере системы. Подобные задачи возникают в медицине, пищевой промышленности, на транспорте и т.д.

Постановка задачи

Пусть система A состоит в общем случае из конечного множества разнотипных элементов $A=\{a_1, a_2, \ldots, a_i, \ldots, a_j, \ldots, a_k\}$. При этом не исключается возможность эквивалентности между собой отдельных составных элементов $a_i \Leftrightarrow a_j$. Безопасная работа каждого элемента системы оценивается определенной величиной риска $a_i \rightarrow R_i$. Под риском понимается сочетание частоты (вероятности) опасного события и ущерба от него $R=F\Lambda C$ [4]. Для наглядности представления метода ограничимся частным случаем определения риска в виде $R=F\cdot C$. Риски формализованы с помощью инструмента матрицы рисков. Математические основы построения матрицы рисков приведены в работах [5, 6]. В общем случае матрица рисков содержит m строк и n столбцов. Каждая строка соответствует определенной частоте возникновения опасного события $f_1, f_2, \ldots, f_m$. Столбцы соответствуют возможным ущербам $c_1, c_2, \ldots, c_n$. Мера ущерба зависит от объекта исследования. Это может быть цена (относительно экономических, технических или техногенных рисков), летальный исход применительно к социальным рискам, количество негативных последствий или негативных проявлений опасного события (относительно моральных рисков) и др.

Предполагается, что частоты возникновения опасных событий и ущербы от них оценены по апостериорным данным. Это позволяет на пересечении соответствующих строк и столбцов определять риски нарушения безопасности всех элементов системы. Риски для разнотипных элементов между собой не равны, например $R_1 \neq R_i$ (у эквивалентных элементов риски равны $R_i=R_j$). Оценивание риска производится на основе принципа ALARP (Риск настолько низок, насколько это практически разумно) [4]. Этот принцип предполагает четыре уровня оценивания (рисунок 1): два однозначных и два промежуточных.

К однозначным относятся уровни оценивания *недопустимого риска* (выше красной полосы на рисунке 1) и *пренебрежимо малого риска* (ниже зеленой полосы на рисунке 1). Области этих рисков принято закрашивать красным и зеленым цветами соответственно. К промежуточным относятся уровни оценивания, расположенные в области ALARP. Выше прерывистой линии расположен уровень *нежелательного риска.* Область этого риска принято закрашивать оранжевым цветом. Ниже прерывистой линии расположен уровень *допустимого риска.* Область этого риска принято закрашивать желтым цветом.

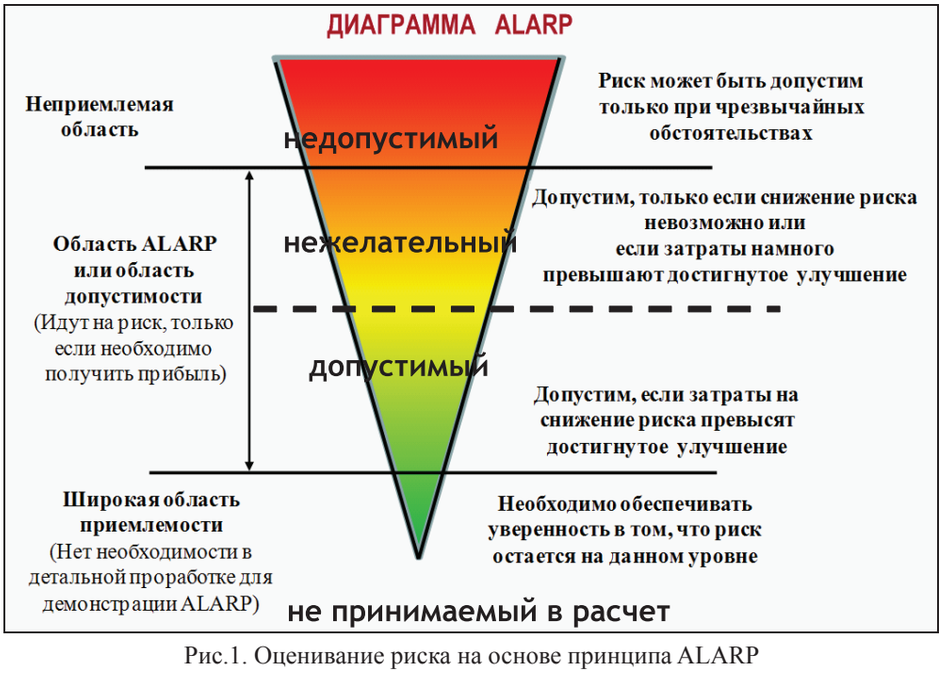


Рис.1. Оценивание риска на основе принципа ALARP

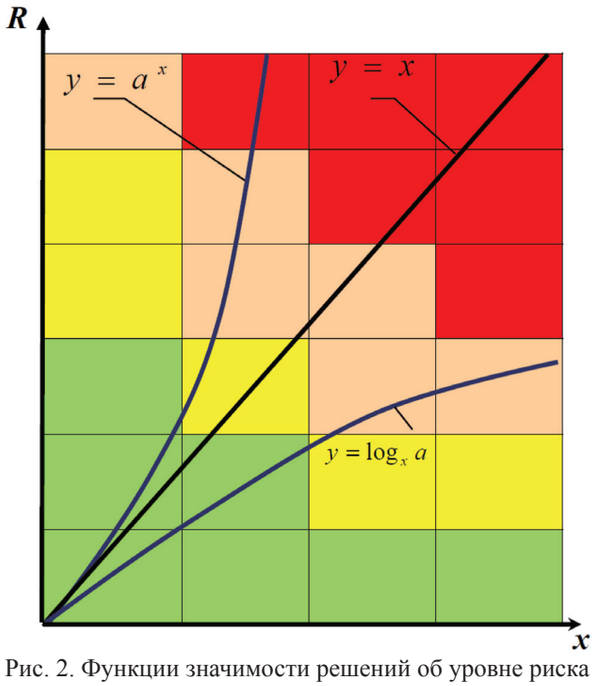


Рис. 2. Функции значимости решений об уровне риска (концептуальное представление)

Задача заключается в оценке уровня риска системы по результатам оценки рисков составных разнотипных элементов. Предполагается, что риски элементов системы взаимно независимы.

Оценка рисков системы

Во многих случаях исследуемая система состоит из разнотипных объектов, которые различаются шкалами ущербов и видами рисков (например, технологический или социальный). Теперь нельзя суммировать риски составных объектов так же, как и нельзя формировать общую шкалу ущерба. Чтобы оценить риск системы по совокупности рисков составных разнотипных элементов необходимо иметь хотя бы одну общую меру для всех рисков. Если рассматривать риски относительно шкал измерений f и c, то эта общая мера отсутствует. Мера ущерба может быть различной. Это также относится и к частотам возникновения опасных событий, которые у элементов a_i и a_j могут многократно различаться. Однако при внимательном рассмотрении построенных матриц рисков элементов системы обнаруживаем общую меру оценки рисков, которая содержится в уровнях принятия решений.

В соответствие с принципом ALARP всего имеется четыре уровня опасности рисков. Общим полем для объединения результатов являются цвета решений (уровни рисков) по каждому из объектов. В порядке повышения их значимости эти уровни отображаются зеленым, желтым, оранжевым и, наконец, красным цветом. Зеленый цвет решения означает, что риск настолько незначителен, что может не приниматься в расчет. Функция значимости в зеленых клетках матрицы должна иметь малые значения (от нуля до некоторой незначительной величины). Вместе с тем оранжевый, особенно красный цвет означают высшую степень опасности и функция значимости в этих клетках матрицы должна иметь максимально высокие значения. Возможны три стратегии построения функций значимости решения об уровне риска в соответствии с принятыми цветами: 1 – линейная; 2 – степенная; 3 – логарифмическая. На рисунке 2 функции значимости представлены концептуально.

Стратегия 1 характеризует безразличное отношение к изменению значимости цвета решения.

Ответственному отношению к изменению значимости цвета решения соответствует стратегия 2.

Стратегию 3 построения функции значимости следует рассматривать как безответственное отношение к принятому решению об уровне риска объекта, поскольку в этом случае функция значимости нивелирует степень опасности красного цвета, который отражает недопустимый уровень риска.

Таким образом, для оцифровки результатов оценки рисков объектов, выраженных одним из четырех указанных цветов, целесообразно применять степенную функцию (рисунок 2). Вместе с тем, степень функции значимости, соответствующей одному из четырех цветов, принимает только целочисленные значения. Поэтому и сама степенная функция значимости должна иметь ступенчатый характер с основанием $a > 1$ (например, $a = 1{,}1;\ 1{,}5;\ 2;\ 3;\ \ldots$).

На рисунке 3 показаны ступенчатые функции значимости с указанными выше основаниями при четырех целочисленных значениях степени функции ($n = 0,1,2,3$).

Ступенчатые функции с основанием $1 \le a < 2$ не обеспечивают высокой чувствительности к изменению значимости цвета решения (рисунок 4), особенно в области высоких уровней риска. Вместе с тем, при основании $a > 2$ имеет место неоправданно высокая чувствительность к нежелательному и особенно к недопустимому уровню риска и практически пренебрежение значимостью допустимого уровня риска (рисунок 3). Компромиссное решение состоит в выборе основания 2 ступенчатой функции значимости цветов решений об уровне риска.

Вес цвета в общем случае определяется по формуле (1)

$$w_n = \frac{m_n}{\sum_{n=0}^{3} m_n} \qquad (1)$$

где оцифрованное значение цвета уровня риска, например *не принимаемого в расчет* (показан на рисунке 3 зеленым цветом), с функцией значимости $m_n=2^n$ равно: $m_0=2^0=1$.

Интегральная оценка риска системы может быть вычислена по формуле (2)

$$R = \frac{\sum_{n=0}^{3} k_n m_n w_n}{\sum_{n=0}^{3} k_n m_n}, \qquad (2)$$

где k_n – количество элементов системы с уровнем риска n-й цветности;

m_n – функция значимости цветности риска;

w_n – вес цвета риска.

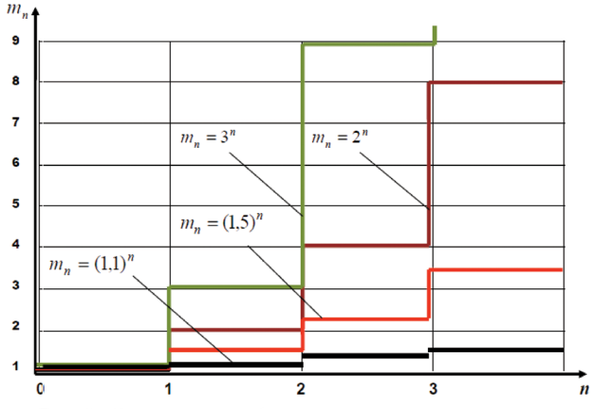


Рис.3. Ступенчатые функции значимости цветов решений об уровне риска

Веса цветов типовых ячеек матрицы рисков, а также значения оценки решений об интегральном риске сведены в таблицу 1.

Таблица 1

	Индекс, n	Оцифрованное значение, m_n	Вес цвета, w_n	Значения оценки решения об интегральном риске
	0	1	**0,067**	$w_0=R$
	1	2	**0,133**	$w_1 \le R < w_2$
	2	4	**0,266**	$w_2 \le R < w_3$
	3	8	**0,533**	$W_3=R$

В рамках каждого из второго и третьего уровней риска ранжирование интегральных рисков производится по линейному закону в порядке их возрастания.

Пример

Рассмотрим назначение работ по техническому содержанию железнодорожного пути. Алгоритм назначения работ условно можно разделить на два блока.

В первом блоке с помощью логических неравенств производится сравнение фактических и контрольных значений следующих показателей: скорость движения пассажирских поездов; скорость движения грузовых поездов; прямые расходы на текущее содержание 1 км пути; пропущенный тоннаж, млн. т. брутто; остаточный ресурс железнодорожного пути.

Таким образом, в первом блоке анализируются такие параметры, как группа пути, категория пути, класс пути, пропущенный тоннаж после капитального ремонта, оценка остаточного ресурса железнодорожного пути. Для различных групп в зависимости от типа подрельсового основания, фактического состояния верхнего строения пути и искусственных сооружений устанавливаются скорости движения для грузовых и пассажирских поездов. Проводится проверка на инфраструктурные ограничения. Анализируются фактические прямые расходы на текущее содержание 1 км пути с учетом стоимости устранения отказов на 1 км пути, стоимости задержки поезда по причине отказа, данных о заработной плате монтеров пути, стоимости материалов и стоимости работы машин. Прочие затраты были признаны условно-постоянными или несущественными и не принимаются в расчет.

В результате анализа устанавливаются причины ограничений по скоростям движения грузовых и пассажирских поездов вследствие неудовлетворительного состояния искусственных сооружений, земляного полотна и другим элементам пути, требующим капитального ремонта. При принятии решения о невозможности пересмотра проектных скоростей в сторону снижения формируется заявка на инвестиции и осуществляется переход ко второму блоку алгоритма.

В случае положительного выполнения всех логических неравенств происходит завершение алгоритма, назначается текущее техническое содержание, переход ко второму блоку не осуществляется.

Второй блок алгоритма представляет собой семейство матриц рисков для ранжирования перечня участков пути по приоритету их включения в титул капитального ремонта в зависимости от уровня рисков следующих факторов:

1 – количество остродефектных и дефектных рельсов на 1 км пути;

2 – количество дефектных скреплений на 1 км пути;

3 – количество шпал с выплесками на 1 км пути;

4 – количество негодных деревянных шпал на 1 км пути;

5 – приведенное количество мест временного восстановления;

6 – частота отказов;

7 – дефектность земляного полотна.

На основании построенных матриц рисков по изложенному выше методу формируется интегральная матрица рисков (рисунок 4) для перечня участков и на основании интегральной оценки каждому участку

присваивается приоритет для его включения в титул капитального ремонта пути.

Условный номер фактора	Участок 1	Участок 2	Участок 3	Участок 4
1	0,13	0,53	0,13	0,07
2	0,53	0,13	0,13	0,07
3	0,07	0,27	0,07	0,13
4	0,13	0,27	0,27	0,07
5	0,27	0,53	0,13	0,07
6	0,27	0,13	0,07	0,07
7	0,07	0,53	0,13	0,07
Среднее значение по участку	0,32	0,43	0,14	0,09
Приоритет	2	1	3	4

Рис.4. Интегральная матрица рисков

В данном примере оценка интегральных рисков произведена для четырех участков пути. Несмотря на сравнительно низкий риск нарушения движения поездов из-за отказов пути (фактор 6), остаются проблемными для участка 2 пути риски, связанные с остродефектными и дефектными рельсами (фактор 1), дефектность земляного полотна (фактор 7) и приведенное количество мест временного восстановления (фактор 5) и для участка 1 проблемным является фактор 1 (риск, связанный с дефектными скреплениями). Оценка интегральных рисков показала, что для первых трех участков они имеют нежелательный уровень, а интегральный риск четвертого участка близок к уровню, который может не приниматься в расчет. Ранжирование рисков первых трех участков показывает, что приоритет инвестирования следует отдать второму участку, затем первому и только после этого может быть следует инвестировать работы по техническому содержанию третьего участка, если такая возможность будет, поскольку интегральный риск третьего участка близок к допустимому уровню.

Заключение

Безопасность технических систем целесообразно и удобно оценивать с помощью рисков. На практике широко применяется принцип ALARP, который позволяет оценить разумность и достаточность экономических затрат на снижение рисков нарушения безопасности системы. Удобным инструментом для реализации этого принципа и для поддержки принятия решения является матрица рисков. Матрица рисков строится для каждого элемента системы. В системе, как правило, элементы разнотипны – частота негативных событий может иметь различные шкалы, а последствия могут определяться разными физическими величинами. Это не позволяет аддитивным путем объединять риски элементов для определения интегрального риска системы. В статье предложен метод определения интегрального риска системы, основанный на обработке общего поля рисков элементов системы – поля результатов принятых решений по рискам, выраженных цветами. Оцифровка цветов рисков составных элементов с учетом нелинейного роста опасности приближения риска к недопустимому уровню позволяет определить их значимость и затем уровень интегрального риска системы. Приведенный пример свидетельствует об эффективности и простоте применения предложенного метода.

Метод может найти применение в других приложениях, например, в медицине, при оценках интегральных рисков в пищевой промышленности, при оценках комплексной эффективности сложных технических систем и т.д.

Библиографический список

1. ГОСТ Р 55.0.00-2014. Управление активами [Текст].-Введ.2015-04-01. – М.: Стандартинформ, 2015. – 230 с.

2. Гапанович В.А., Шубинский И.Б., Замышляев А.М. Построение и использование матриц рисков в системе управления рисками на железнодорожном транспорте // Надежность, – 2011. – №4. – с. 56-68.

3. Гапанович В.А., Замышляев А.М., Шубинский И.Б. Некоторые вопросы управления ресурсами и рисками на железнодорожном транспорте на основе состояния эксплуатационной надежности и безопасности объектов и процессов (проект УРРАН) // Надежность, – 2011. – №1. – с. 2-8.

4. ГОСТ Р 54505-2011. Безопасность функциональная. Управление рисками на железнодорожном транспорте [Текст]/- Введ.2012-08-01. – М.: Стандартинформ, 2012.-40с

5. Новожилов Е.О. Принципы построения матрицы рисков // Надежность, – 2015, – №3. – с. 73-79.

Сведения об авторах

Валентин А. Гапанович – кандидат технических наук, старший вице – президент ОАО «РЖД», главный инженер, Москва, Россия, тел. +7 (495) 262-16-43.

Игорь Б. Шубинский – доктор технических наук, профессор, директор ЗАО «ИБ Транс», Москва, Россия, тел. (495) 786-68-57, e-mail: igor-shubinsky@yandex.ru

Алексей М. Замышляев – доктор технических наук, заместитель Генерального директора ОАО «НИИАС», Москва, Россия, тел. +7 (495) 967-77-02, e-mail: A.Zamyshlaev@vniias.ru

Тарасов Александр Алексеевич (1958 – 2016)

В ночь на 7 мая скоропостижно в расцвете сил скончался член редколлегии журнала «Надежность» Александр Алексеевич Тарасов. Это был прекрасный ученый, организатор науки, педагог, друг, замечательный человек и прекрасный семьянин. Александр Алексеевич получил очень хорошее образование. В 1976 году поступил в Киевское высшее инженерное радиотехническое училище ПВО, в котором преподавали ведущие ученые того времени: академики Б.В.Гнеденко и И.Н.Коваленко, член-корреспондент Б.Н.Малиновский и др. В 1978 году был переведен в Военную академию им. Ф.Э. Дзержинского (ныне имени Петра Великого) и окончил ее с отличием в 1981 году по специальности «Электронная вычислительная техника». Эти знания послужили Александру Алексеевичу основой для успешной научной деятельности, в которой он добился больших успехов – защитил кандидатскую, а затем докторскую диссертации, стал одним из ведущих в стране ученых в области функциональной отказоустойчивости информационных систем. Профессору Тарасову А.А. всегда было характерно стремление открывать новое в науке, исследовать наиболее значимые процессы. Он одним из первых исследовал проблему информационной безопасности критически важных объектов. Своими работами в области информационной безопасности приобрел широкую известность в стране.

Александр Алексеевич вел большую педагогическую работу. Много лет преподавал в Научно – исследовательском ядерном университете МИФИ, возглавлял Институт информационных наук и технологий безопасности Российского государственного гуманитарного университета. Был членом нескольких диссертационных советов, активно готовил научно – педагогические кадры. В этой работе он сочетал талант педагога с высокой требовательностью к научной работе диссертантов. Принципиальность Александра Алексеевича способствовала повышению научного уровня диссертационных советов.

В наших сердцах навсегда останется светлая память о друге, ученом, педагоге Александре Алексеевиче Тарасове.

Редколлегия журнала «Надежность»

Черкесов Геннадий Николаевич (1937 – 2016)

Не стало Геннадия Николаевича Черкесова, крупного российского теоретика надёжности технических систем.

Геннадий Николаевич родился 9 августа 1937 года в г. Бежица Брянской области. В 1954 году закончил Кромскую среднюю школу и поступил в Ленинградский политехнический институт. В 1962 г. окончил радиотехнический факультет Ленинградского политехнического института (ЛПИ) по специальности «Математические и счетно-решающие приборы и устройства» и был принят на работу инженером Опытно-конструкторского бюро при ЛПИ, которое занималось разработкой систем управления космическими аппаратами и обитаемыми космическими кораблями. В 1964 году поступил в аспирантуру при ЛПИ по кафедре «Информационные и управляющие системы». После успешной защиты диссертации остался работать в институте в должности ассистента (1967-1970), доцента (1970-1982). В 1982 году защитил докторскую диссертацию и с этого года по настоящее время работает в должности профессора ЛПИ, а затем профессора Санкт-Петербургского политехнического университета (СПбГПУ). Имеет ученое звание профессора.

В теории надежности – создатель научного направления – теории временной избыточности. Опубликованная им в 1974 году монография с изложением основ этой теории стала одной из первых книг по временной избыточности в мировой научно-технической литературе и стимулировала интенсивное развитие этого направления в теории надежности. Прикладные исследования, связанные с применением теоретических результатов, принадлежат различным областям техники (системы энергетики, теплоснабжения, технологические системы, атомные электрические станции, гидроакустические системы и др.).

Автор более 200 научных трудов, в том числе 162 статей, 17 монографий, 7 учебных пособий, 20 научно-методических трудов, 15 алгоритмов и программ, 2 изобретений. В 2005 году опубликовал книгу «Надежность аппаратно-программных комплексов», которая была рекомендована Министерством образования и науки в качестве учебного пособия для студентов группы специальностей «Информатика и вычислительная техника». В последние годы Геннадий Николаевич получил очень важные для науки и практики результаты анализа надежности технических систем с ЗИПом, начал активную работу по созданию теории живучести систем, возглавлял технический комитет ТК 119 «Надежность технических систем».

До последнего дыхания профессор Г.Н.Черкесов был предан главной любви своей жизни – надежности.

Редколлегия журнала «Надежность»

Дорогие коллеги!

В 2005 году была основана неформальная Ассоциация специалистов по надежности, прикладной вероятности и статистике (I.G.O.R.), которая имеет свой сайт в Интернете GNEDENKO FORUM. Сайт назван в честь выдающегося математика Бориса Владимировича Гнеденко (1912-1995). Целью Форума является улучшение профессиональных и персональных контактов специалистов по математической статистике, теории вероятностей и их важных ветвей, как Теория надежности и контроля качества, Теория массового обслуживания, Теории управления запасами и т.п.

Начиная с января 2006 года Форум издает ежеквартальный Международный электронный журнал

«Надежность: Теория и приложения» ("Reliability: Theory & Applications").

Журнал зарегистрирован в Библиотеке Конгресса США (ISSN 1932-2321). Все права сохраняются за авторами, так что статьи затем могут быть свободно опубликованы в любых других изданиях или представлены на конференции.

Вступайте в Форум Гнеденко!

Добро пожаловать!

В наших рядах уже более 500 специалистов из 44 стран мира.

Для вступления в Форум присылайте фото и краткое резюме по адресу:

к.т.н. Александр Бочков,
a.bochkov@gmail.com

Membership is free.

ТРЕБОВАНИЯ РЕДАКЦИИ ПО ОФОРМЛЕНИЮ СТАТЕЙ В ЖУРНАЛАХ ИЗДАТЕЛЬСКОЙ ГРУППЫ IDT PUBLISHERS

Письмо от организации, где работает автор(ы), либо лично от автора(ов) с предложением о публикации статьи направляется в редакцию журнала по фактическому адресу: 107078, г.Москва, Орликов переулок, д.5, офис 755 ООО «ЖУРНАЛ «НАДЕЖНОСТЬ» или по адресу e-mail: E.Patrikeeva@gismps.ru (в отсканированном виде).

К письму прилагается в электронном виде (на CD или по приведенному выше E-mail) текст статьи с аннотацией и ключевыми словами, информацией об авторах, с пристатейным библиографическим списком, предоставляется с одним комплектом рисунков

Внимание! Названия статьи, ФИО авторов, аннотация и ключевые слова обязательно представляются в соответствии с требованиями ВАК на русском и английском языках. Аннотация не менее 350 слов.

Информация о каждом авторе должна содержать следующие стандартные сведения:

- **Фамилия, имя, отчество;**
- **Ученая степень, ученое звание, почетное звание;**
- **Членство в общественных союзах и т.д.;**
- **Место работы, должность;**
- **Перечень и номера журналов IDT Publishers, в которых ранее публиковались статьи автора;**
- **Сведения для контактов;**
- **Фотографии всех авторов статьи.**

Текст необходимо набирать в редакторе Word 97-2003 шрифтом № 12; текст не форматируется. Абзацы организуются путем нажатия клавиши Enter. Текст статьи набирается через полтора интервала на странице формата А4; слева должно быть поле 2 см; страницы нумеруются, «красная строка» обязательна.

Все буквенные обозначения, приведенные на рисунках, необходимо пояснять в основном или подрисуночном тексте. Недопустимы отличия в обозначениях на рисунках и в тексте. Нумеровать следует только те формулы и уравнения, на которые есть ссылка в тексте.

Непосредственно в тексте набираются простые формулы (например, m^2; n^2t, $C = 1 + DDF - A_2$), греческие буквы и символы, например, β, © — шрифтом Symbol. То, что невозможно набрать непосредственно в текстовом редакторе, — с использованием редактора формул Microsoft Equation (входящего в комплект поставки Microsoft Office) или редактора формул Mathtype.

Не допускается представление текста, в котором формулы представлены в виде изображения. Фотографии и рисунки к статьям предоставляются отдельными файлами с расширением TIF, или EPS или JPEG с разрешением не менее 300 dpi .

Список использованной литературы составляется в порядке цитирования и дается в конце статьи. Ссылки на литературу в тексте отмечаются порядковыми цифрами в квадратных скобках.

Вниманию авторов, публикующихся в журналах IDT Publishers.

Представленная информация о каждом авторе помимо журнала будет размещаться на сайте techizdat.ru в разделе “Авторы” на отдельной интернет-странице.

Авторам также предоставляется возможность при публикации своих статей направить в редакцию свою электронную фотографию и дополнительные материалы для размещения их на этой индивидуальной Интернет-визитке. По своему усмотрению автор может рассказать более подробно о себе, об интересных примерах и историях решения технических проблем, о современных задачах - в соответствии с тематикой соответствующего журнала - и т.п. Желательный объем этого материала – не более 1000 знаков с пробелами.

ПОДПИСКА НА ЖУРНАЛ «НАДЕЖНОСТЬ»

Подписаться на журнал в 2016 году можно:

- Через агентство «Роспечать» – индекс 81733;
- По каталогу «Пресса России» агентства «Книга-Сервис» – индекс 11804;
- Через редакцию на любой срок
  тел.: 8-916-105-81-31
  e-mail: E.Patrikeeva@gismps.ru

НАДЁЖНОСТЬ
ISSN 1729-3646
НАУЧНО-ТЕХНИЧЕСКИЙ ЖУРНАЛ

ПРЕДСТАВЛЯЕТ

Приобрести издание
можно через редакцию
ООО «Журнал «Надежность»

8 (495) 967-77-05, доб.186
8-916-105-81-31
(Патрикеева Евгения)

E.Patrikeeva@gismps.ru,
www.dependability.pro

Шубинский Игорь Борисович

ФУНКЦИОНАЛЬНАЯ НАДЕЖНОСТЬ ИНФОРМАЦИОННЫХ СИСТЕМ
Методы анализа

Редактор: Патрикеева Евгения Владимировна
Компьютерная верстка: Куртиш Борис Сергеевич
Корректор: Комарова Екатерина Евгеньевна

Подписано в печать 12.07.2012. Формат издания 70x100/16.
Печать офсетная. Бумага офсетная. Усл. печ. л. 24,05.
Тираж 700 экз. Заказ № 1453.

ООО «Журнал «Надежность»,
109029, г. Москва,
ул.Нижегородская, д.27, стр.1, офис 209
Тел./факс: +7 499 262 53 20
E-mail: E.Patrikeeva@gismps.ru

И.Б.Шубинский
«Функциональная надежность информационных систем»
2012г.

В книге впервые представлена теория функциональной надежности информационных систем как составная часть общей теории надежности. Она включает понятия и определения; основные угрозы нарушения функциональной надежности информационных систем; систему показателей; методы оценки функциональной надежности цифровых устройств; методы и модели оценки функциональной надежности программного обеспечения. В отдельной главе рассмотрена функциональная надежность критически важных информационных систем, в том числе понятие критически важной системы, особенности оценки сбойных ошибок, оценки функциональной надежности операторов, оценки опасных отказов и рисков, требования к функциональной надежности и к архитектуре программного обеспечения критически важных информационных систем.

В конце каждой главы содержатся контрольные вопросы по наиболее сложному и значимому материалу главы.

Книга рассчитана, в первую очередь, на специалистов, занимающихся практической работой по разработке, производству, эксплуатации и модификации информационных технологий и информационных систем. Она предназначена научным работникам в области надежности программно – аппаратных средств информационных систем, преподавательскому составу, аспирантам и студентам, специализирующимся в области информационных технологий, а также в области автоматизированных систем управления.

Приобрести издание можно через редакцию журнала «Надежность»
по тел. **8 (495) 967-77-05, доб.186; 8-916-105-81-31** (Патрикеева Евгения),
e-mail: **E.Patrikeeva@gismps.ru, www.dependability.pro**

И.Б.Шубинский
«Структурная надежность информационных систем»
2012г.

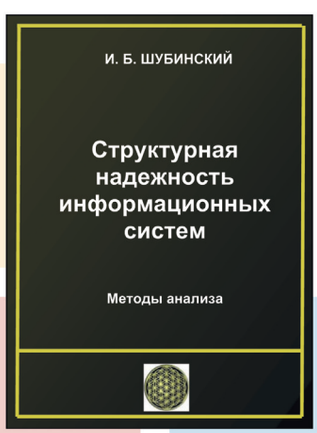
В книге приведены основные понятия и показатели структурной надежности информационных систем, показана общность и специфические отличия показателей надежности, применяемых в отечественных и международных стандартах. Отражены недавние изменения в подходах к моделированию надежности. Подробно описаны Марковские модели надежности и графовые полумарковские методы расчета надежности, которые проиллюстрированы многочисленными примерами. Значительное внимание уделено инженерным методам расчета и приближенного прогнозирования структурной надежности информационных систем, оценкам погрешностей расчетов, а также статистической оценке показателей надежности. В конце каждой главы содержатся контрольные вопросы по наиболее сложному и значимому материалу главы.

Книга рассчитана, в первую очередь, на специалистов, занимающихся практической работой по разработке, производству, эксплуатации и модификации информационных систем. Она предназначена научным работникам в области структурной надежности различных дискретных систем, преподавательскому составу, аспирантам и студентам, специализирующимся в области информационных систем, а также в области автоматизированных систем управления.

Приобрести издание можно через редакцию журнала «Надежность»
по тел. **8 (495) 967-77-05, доб.186; 8-916-105-81-31** (Патрикеева Евгения),
e-mail: **E.Patrikeeva@gismps.ru, www.dependability.pro**

НАДЁЖНОСТЬ
ISSN 1729-3646
НАУЧНО-ТЕХНИЧЕСКИЙ ЖУРНАЛ

ПРЕДСТАВЛЯЕТ



Приобрести издание
можно через редакцию
ООО «Журнал «Надежность»

8 (495) 967-77-05, доб.186
8-916-105-81-31
(Патрикеева Евгения)

E.Patrikeeva@gismps.ru,
www.dependability.pro

Шубинский Игорь Борисович

СТРУКТУРНАЯ НАДЕЖНОСТЬ ИНФОРМАЦИОННЫХ СИСТЕМ
Методы анализа

Редактор: Патрикеева Евгения Владимировна
Компьютерная верстка: Куртиш Борис Сергеевич
Корректор: Комарова Екатерина Евгеньевна

Подписано в печать 12.07.2012. Формат издания 70x100/16.
Печать офсетная. Бумага офсетная. Усл. печ. л. 17,55.
Тираж 700 экз. Заказ № 1452.

ООО «Журнал «Надежность»,
109029, г. Москва,
ул.Нижегородская, д.27, стр.1, офис 209
Тел./факс: +7 499 262 53 20
E-mail: E.Patrikeeva@gismps.ru

НАДЁЖНОСТЬ
ISSN 1729-2646
НАУЧНО-ТЕХНИЧЕСКИЙ ЖУРНАЛ

ПРЕДСТАВЛЯЕТ

Приобрести издание можно через редакцию ООО «Журнал «Надежность»

8 (495) 967-77-05, доб.186
8-916-105-81-31
(Патрикеева Евгения)

E.Patrikeeva@gismps.ru,
www.dependability.pro

Шубинский Игорь Борисович

НАДЕЖНЫЕ ОТКАЗОУСТОЙЧИВЫЕ ИНФОРМАЦИОННЫЕ СИСТЕМЫ
Методы синтеза

ООО «Журнал «Надежность»,
109029, г. Москва,
ул.Нижегородская, д.27, стр.1, офис 209
Тел./факс: +7 499 262 53 20
E-mail: E.Patrikeeva@gismps.ru

Подписано в печать 12.02.2016. Формат издания 70x100/16.
Печать офсетная. Бумага офсетная. Усл. печ. л. 17,55.
Тираж 700 экз. Заказ № 1452.

И.Б.Шубинский «Надежные отказоустойчивые информационные системы» 2016 г.

В книге приведены концептуальные положения обеспечения структурной и функциональной надежности информационных систем на всех этапах их жизненного цикла. Различные виды структурного резервирования рассмотрены с учетом ограничений в обнаружении отказов. При этих условиях оценена их эффективность и установлены предельные возможности структурного резервирования в предположении бесконечного количества резервных устройств. Рассмотрены способы обеспечения функциональной надежности программных средств, в том числе приведены рекомендации по разработке спецификации требований к программам, описана технология разработки архитектуры надежной программы, приведены хорошо апробированные правила и рекомендации по проектированию надежного программного обеспечения и его реализацию, а также интеграции с аппаратными средствами системы.

Представлены теоретические и практические положения адаптивной отказоустойчивости (активной защиты) информационных систем, в том числе методы и дисциплины активной защиты, способы ее практической реализации. Предложен метод синтеза активной защиты, а также результаты исследования надежности информационных систем с различными дисциплинами активной защиты. Оценена ее эффективность по отношению к традиционным методам структурного резервирования.

Рассмотрены принципы обеспечения функциональной безопасности информационных систем, обоснована возможность перезапуска независимых каналов в двухканальных безопасных системах, разработаны правила определения допустимого времени гарантированного обнаружения одиночных и двойных отказов, одиночных и двойных отказов, разработан метод синтеза комбинированной двухуровневой информационной системы, к которой предъявлены повышенные требования по функциональной безопасности.

Для подтверждения соответствия надежности и функциональной безопасности разработан метод ускоренных натурных испытаний информационной системы и приведен пример его практической реализации, развиты методики сертификационных испытаний по требованиям безопасности информации и декларирования соответствия программных средств.

В конце каждой главы содержатся контрольные вопросы по наиболее сложному и значимому материалу главы. Книга рассчитана, в первую очередь, на специалистов, занимающихся практической работой по разработке, производству, эксплуатации и модификации информационных систем. Она предназначена научным работникам в области структурной надежности различных дискретных систем, преподавательскому составу, аспирантам и студентам, специализирующимся в области информационных систем, а также в области автоматизированных систем управления.

Приобрести издание можно через редакцию журнала «Надежность»
по тел.: 8 (495) 967-77-05, доб.186; 8-916-105-81-31 (Патрикеева Евгения),
e-mail: E.Patrikeeva@gismps.ru, www.dependability.pro