

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, ремонтнопригодности и безопасности, TÜV Rheinland InterTraffic (Кёльн, Германия)

Ястребенецкий Михаил Анисимович – доктор технических наук, профессор, главный научный сотрудник Государственного научно-технического центра 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 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)

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 ФГБОУ ВПО «Московский технический университет связи и информатики (МТУСИ)» (Москва, Россия)

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

Соколов Борис Владимирович – Заслуженный деятель науки РФ, доктор технических наук, профессор, Лауреат премии Правительства РФ в области науки и техники, заместитель директора по научной работе Санкт-Петербургского института информатики и автоматизации Российской академии наук (СПИИРАН), (Санкт-Петербург, Россия)

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»
Генеральный директор

Дубровская А.З.
Адрес: 109029, г. Москва,
ул. Нижегородская, д. 27, стр. 1, оф. 209
ООО «Журнал «Надежность»
www.dependability.ru
Отпечатано в ОАО «Областная типография
«Печатный двор». 432049, г. Ульяновск,
ул. Пушкирева, 27.

Подписано в печать 30.03.2017
Объем , Тираж 500 экз, Заказ №
Формат 60х90/8, 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

Антонов А.В., Моисеев И.Ф., Чепурко В.А. Оценка коэффициента деградации цензурированного геометрического процесса	4
Тюрин С.Ф., Прохоров А.С. Особенности кодов настройки LUT FPGA фирмы Intel	11
Кувашов Ю.А., Новожилов Е.О. Метод оценки технической готовности железнодорожного пути к обеспечению перевозочного процесса	17
Филиппов Б.И., Труш Т.Б. Обработка данных, полученных при испытаниях на надежность	24
Якубович Б.И. Фундаментальные электрические шумы и неразрушающий контроль электронных приборов.....	31

Функциональная надежность. Теория и практика

Розенберг Е.Н., Пенькова Н.Г., Коровин А.С. Функциональная надежность программного обеспечения блока индикации комплекса БЛОК.....	36
Климов С.М., Половников А.Ю., Сергеев А.П. Модель функциональной отказоустойчивости процессов обеспечения потребителей навигационными сигналами в сложных условиях.....	41

Функциональная безопасность. Теория и практика

Проневич О.Б. Методы анализа пожарной безопасности тягового подвижного состава.....	48
Гнеденко –Форум	56
Информация по книге И.Б.Шубинского: «Надежные отказоустойчивые информационные системы». Методы синтеза.....	58

Уважаемые коллеги,

Новый выпуск (12, № 1 (44), 2017) нашего электронного журнала “Надежность: вопросы теории и практики” опубликован. Номер доступен по ссылке и на первой странице нашего форума. Следующий выпуск журнала запланирован на июнь 2017 года. Пожалуйста, присылайте ваши документы, чтобы у нас было время для их анализа. Напоминаем требования: английский язык, в Word или LaTeX, размер до 15 страниц. Объявления (новые конференции, новые публикации, новые события в области интересов) приветствуются. Мы принимаем также краткие воспоминания о ведущих специалистах в нашей профессиональной области.

Шаблоны статей для публикации в нашем журнале вы найдете по ссылке:

[Шаблон \(Word\) электронный журнал **надежность: вопросы теории и практики**](#) (Нажмите для скачивания)

[Шаблон \(LaTeX\) электронный журнал **надежность: вопросы теории и практики**](#) (щелкните для загрузки)

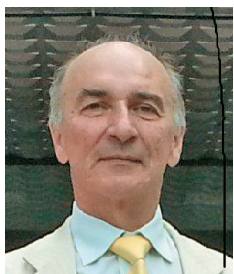
Уважаемые читатели и авторы журнала,

За предыдущий год в жизни форума Гнеденко и нашего журнала произошли существенные изменения. Президент форума оставил пост, а редакционная коллегия журнала значительно обновилась. Мы надеемся, что мы все вместе не только сохраним дух и атмосферу нашего журнала, но также сможем придать новый импульс начинаниям Игоря Ушакова.

С января 2006 года форум Гнеденко выпускает ежеквартальный электронный журнал «Надежность: теория и практика» (RT&A). Журнал зарегистрирован в Библиотеке Конгресса США (индекс 1932-2321). За 10 лет с момента публикации первого выпуска, в свет вышло 43 номера журнала и более 400 статей. Статьи в обязательном порядке проходят этап редактирования и публикуются в формате PDF на сайте журнала. Журнал публикует статьи, рецензии, воспоминания, информационные материалы и библиографии по теоретическим и прикладным аспектам надежности и контроля качества, безопасности, живучести, технического обслуживания и методов анализа и управления рисками. Предпочтение отдается редакционным материалам, отражающим вопросы практического применения этих методов. Статьи теоретического характера должны содержать обозначение новых проблем практического применения и не быть перегружены формальными вычислениями.

Оценка коэффициента деградации цензурированного геометрического процесса

Александр В. Антонов, Обнинский институт атомной энергетики (ИАТЭ НИЯУ МИФИ), Обнинск, Россия
Игорь Ф. Моисеев, Акционерное общество «Всероссийский научно-исследовательский институт по эксплуатации атомных электростанций» (АО «ВНИИАЭС»), Москва, Россия
Валерий А. Чепурко, Обнинский институт атомной энергетики (ИАТЭ НИЯУ МИФИ), Обнинск, Россия



Александр В.
Антонов



Игорь Ф. Моисеев



Валерий А.
Чепурко

Резюме. Цель. В статье рассмотрено поведение восстанавливаемых объектов, которые являются сложными системами и формируют неоднородный во времени поток отказов. Для описания надежности объектов использована модель геометрических процессов. Математическая модель этих процессов позволяет учитывать как старение, так и омоложение системы. В первом случае интенсивность потока отказов усиливается с течением времени. Это соответствует периоду старения, когда интенсивность отказов постепенно увеличивается, система отказывает все чаще и чаще. Во втором случае интенсивные в начале эксплуатации отказы со временем становятся реже. Такой этап эксплуатации в технической литературе называется периодом приработки. Частным случаем модели геометрических процессов являются обычные процессы восстановления. В реальных условиях эксплуатации не все наработки могут завершиться отказом. Возникают ситуации, когда, к примеру, во время профилактических работ выявляется какой-либо недостаток объекта наблюдения, и объект заменяется на другой. Или по ряду причин необходима какая-то процедура, для выполнения которой объект выводится из эксплуатации и также заменяется на идентичный. При этом выведенный из рабочего режима объект ремонтируется, модернизируется или просто находится в резерве. Другая ситуация с незавершенной наработкой возникает в том случае, когда наблюдение за объектом исследования прекращено. Точнее говоря, объект на момент времени завершения наблюдения над ним продолжает работать. Например, может быть известно, что на настоящий момент времени объект функционирует. Обе описанные ситуации классифицируют наработку как цензурированную справа. Задача состоит в нахождении оценок параметров математической модели геометрического процесса по известным полным и цензурированным справа наработкам, предположительно подчиняющимся модели геометрического процесса. Для полных наработок эта задача решена для различных распределений в [11–16]. Известно, что учет цензурированных данных ведет к улучшению качества оценивания. В данной работе задача оценивания решается в ситуации наличия полных и цензурированных справа данных. Кроме того, целью работы является аналитическое обоснование улучшения качества оценивания при учете цензурирования, а также практическая проверка разработанного метода на реальных данных. **Методы.** Для решения задачи оценивания параметров модели геометрических процессов применяется метод максимального правдоподобия. При этом в функции правдоподобия учитываются цензурированные справа данные. Полученная система уравнений решается численным методом Ньютона–Рафсона. **Выводы.** Выведены формулы для получения оценки по методу максимального правдоподобия параметров модели в предположении различных законов распределения наработки до первого отказа. Полученные формулы позволяют получать оценки параметров модели геометрических процессов при наличии в них неопределенности в виде цензурирования справа данных. Аналитически доказано повышение точности оценок при учете цензурированных справа данных. Определены значения параметров по реальным данным функционирования элемента системы управления защитой реактора БиАЭС.

Ключевые слова: деградация оборудования, неоднородный поток отказов, геометрический процесс восстановления, знаменатель процесса, восстанавливаемая система, метод максимального правдоподобия, цензурирование справа.

Формат цитирования: Антонов А.В., Моисеев И.Ф., Чепурко В.А. Оценка коэффициента деградации цензурированного геометрического процесса // Надежность. 2017. Т. 17, № 2. С. 4–10. DOI: 10.21683/1729-2646-2017-17-2-4-10

Введение

В процессе работы техническое оборудование, как известно, проходит несколько стадий эксплуатации. В зависимости от стадии эксплуатации изменяются показатели надежности оборудования, а также способы их расчета. До недавних пор наибольшее внимание уделялось периоду нормальной эксплуатации, на котором параметр (интенсивность) потока отказов является приблизительно постоянной величиной. В этом случае предполагается однородность во времени процесса функционирования оборудования, и показатели надежности рассчитываются классическими способами, представленными, например, в [1]. Но при расчете показателей надежности необходимо учитывать и два других периода: приработки и интенсивного износа, когда параметр потока отказов в одном случае убывает, а в другом возрастает со временем. В общем случае могут иметь место и другие, более сложные зависимости от времени.

В [1–3] можно встретить краткий обзор различных математических моделей учета неоднородности потоков отказов. В качестве основных моделей неоднородности потоков событий в современной теории используются неоднородные пуассоновские потоки, гамма-процессы, процессы восстановления с трендом, потоки, построенные по модели нормализующей функции и, наконец, геометрические процессы восстановления.

Геометрические процессы описываются одной из самых простых моделей неоднородных (во времени) процессов восстановления. Модель этих процессов появилась сравнительно недавно [4–10] и пока еще не приобрела такой популярности, как модели обычных процессов восстановления. Это, в первую очередь, вызвано тем, что до сих пор не исследованы многие теоретические вопросы, связанные со свойствами этих процессов, а также отдельные вопросы нахождения оценок параметров модели геометрических процессов восстановления при различных исходных данных. Так, в работах [11–16] приводятся и исследуются некоторые методы оценивания (в основном метод максимального правдоподобия) коэффициента деградации (знаменателя) геометрического процесса восстановления при наличии полной статистической информации об отказах. В [16] приведен непараметрический способ построения доверительного интервала для знаменателя геометрического процесса, позволяющий проверить статистическую гипотезу о наличии того или иного вида геометрического процесса.

Цель настоящей работы состоит в построении оценки по методу максимального правдоподобия параметров модели в ситуации, когда статистические данные содержат неопределенность в виде незавершенной наработки между отказами. Определим такую наработку цензурированной справа наработкой между отказами. Кроме этого, целью работы является доказательство факта увеличения точности оценок параметров исследуемой модели при учете цензурированных данных.

Исходными данными для необходимых расчетов являются полные и цензурированные справа наработки между отказами некоторого множества (или совокупности) однородных элементов. Здесь однородность понимается как идентичность оборудования, одинаковые условия эксплуатации, примерно один и тот же возраст и т.п. Нарботки имеют одинаковую размерность.

Неоднородность потока отказов геометрического типа

Название процесса напрямую связано с понятием геометрической прогрессии. Геометрические процессы являются обобщением процессов восстановления. В отличие от обычного процесса восстановления, который моделирует идеальный ремонт, геометрические процессы могут быть полезны для моделирования, например, несовершенного ремонта, когда получающиеся длительности циклов процесса неодинаково распределены. Тем не менее, по сравнению с другими неоднородными процессами модель достаточно бедна, поскольку длительности цикла «регулируются» одним и тем же параметром. Геометрические процессы (в контексте теории надежности) были определены в работах [4–7].

Определение. Случайная величина (с.в.) ξ равна с.в. η по распределению, если их функции распределения одинаковы: $F\xi(x)=F\eta(x)$. Равенство по распределению обозначается следующим образом.

$$\xi \stackrel{d}{=} \eta. \quad (1)$$

Определение. Последовательность неотрицательных (типа времени жизни) независимых с.в. $\{\Delta_k; k=1,2,\dots\}$ образует геометрический процесс (geometric process) GP, если выполняется равенство по распределению

$$\Delta_{k+1} \stackrel{d}{=} \gamma \Delta_k, k=1,2,\dots, \quad (2)$$

где $\gamma > 0$ — вещественная константа, называемая, по аналогии с геометрической прогрессией, знаменателем геометрического процесса. При значениях, меньших единицы, будем называть знаменатель γ коэффициентом деградации.

Исходная информация

Будем предполагать, что под наблюдением находится k однотипных мгновенно восстанавливаемых объектов, каждый из которых имеет реализацию наработок между отказами (рисунок 1). Другими словами, наблюдается k однородных независимых геометрических процессов. При этом под однородностью понимается то, что каждый процесс имеет один и тот же знаменатель γ .

Наряду с этим допустим, что есть информация о неполных (незавершившихся отказом) наработках между отказами. Так, на рисунке 1 для первого объекта полные

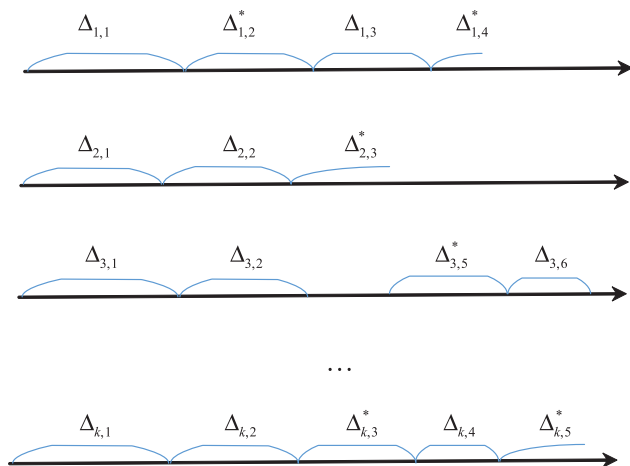


Рис. 1 – Совокупность однородных геометрических процессов

ми наработками будут: первая наработка – $\Delta_{1,1}$, третья – $\Delta_{1,3}$. Четвертая наработка – неполная, поскольку геометрический процесс к тому моменту времени, когда наблюдение этого процесса прекратилось, не завершился отказом. Кроме этого неполной наработкой будет вторая наработка. В реальности это соответствует ситуации, когда наблюдаемый объект был заменен по какой либо причине, к примеру, профилактическое обслуживание выявило какой-нибудь серьезный недостаток. При этом, очевидно, к $\Delta_{1,2}^*$ нельзя отнести как к полной наработке. Таким образом, незавершившиеся отказом наработки будем называть цензурированными справа и будем понимать, что это могло произойти как минимум по двум возможным причинам – прекращение наблюдения или замена оборудования.

Обозначим такие неполные наработки $\Delta_{i,j}^*$ и определим соответствующий геометрический процесс как цензурированный справа геометрический процесс.

Кроме этого предположим, что в общем случае в таблице данных возможны пропуски, например, у третьего объекта отсутствует информация о третьей и четвертой наработках, а далее пятая и т.д. присутствуют. Это предположение касается и неполных наработок.

Транспонируем таблицу данных, т.е. сгруппируем информацию согласно номеру наработки. Пусть самая последняя наблюдаемая наработка будет иметь номер s . Исходную информацию представим в следующем виде:

$$\left((\Delta_{1,1}, \dots, \Delta_{n_1,1}), (\Delta_{1,1}^*, \dots, \Delta_{m_1,1}^*) \right) - \text{реализация первых наработок} - (\Delta_1, \Delta_1^*); \quad (3)$$

$$\left((\Delta_{1,2}, \dots, \Delta_{n_2,2}), (\Delta_{1,2}^*, \dots, \Delta_{m_2,2}^*) \right) - \text{реализация вторых наработок} - (\Delta_2, \Delta_2^*); \quad (4)$$

$$\left((\Delta_{1,s}, \dots, \Delta_{n_s,s}), (\Delta_{1,s}^*, \dots, \Delta_{m_s,s}^*) \right) - s\text{-х наработок между отказами} - (\Delta_s, \Delta_s^*). \quad (5)$$

В силу соотношения (2) $i+1$ наработка между отказами связана с первой наработкой следующей зависимостью по распределению: $\Delta_{i+1} = \gamma^i \Delta_1, i = 0, 1, \dots$. Таким образом, функция распределения $F_{i+1}(x)$, функция надежности (ВБР) $P_{i+1}(x)$, плотность распределения $i+1$ наработки $f_{i+1}(x)$ будут определяться на основе соответствующих функциональных характеристик первой наработки $F_1(x)$, $P_1(x)$ и $f_1(x)$ по аналогии с работой [14]:

$$F_{i+1}(x) = F_1(\gamma^i x), P_{i+1}(x) = P_1(\gamma^i x), f_{i+1}(x) = \gamma^i f_1(\gamma^i x). \quad (6)$$

Рассмотрим далее вопрос оценивания неизвестных параметров модели геометрических процессов в предположении следующих законов распределения первой наработки между отказами:

$$P_1(x) = \exp(-\lambda x^\beta), \quad (7)$$

$$P_1(x) = \exp(-\lambda_1 x - \lambda_2 x^2). \quad (8)$$

Функция надежности (7) относится к распределению Вейбулла-Гнеденко, (8) – описывает распределение с линейно-возрастающей интенсивностью отказов (см. [1]). Очевидно, что и (7), и (8) обобщают показательное распределение, получающееся при $\beta = 1$ и $\lambda_1 = \lambda, \lambda_2 = 0$ соответственно.

Очевидно, что распределения (7) и (8) можно обобщить распределением вида:

$$P_1(x) = \exp\left(-\sum_{i=1}^p \lambda_i x^{\beta_i}\right). \quad (9)$$

При $\beta_1 = \beta, \lambda_1 = \lambda, \lambda_2 = \dots = \lambda_p = 0$ получаем (7), при $\beta_1 = 1, \beta_2 = 2, \lambda_3 = \dots = \lambda_p = 0$ получаем распределение (8) и, наконец, при $\beta_1 = 1, \lambda_1 = \lambda, \lambda_2 = \dots = \lambda_p = 0$ получаем показательное распределение.

Рассмотрим далее в качестве основного метода оценивания неизвестных параметров модели метод максимального правдоподобия (ММП).

Метод максимального правдоподобия

Оценки параметров моделей будем определять стандартным методом максимального правдоподобия. Запишем функцию правдоподобия, применяя (6) и обозначая $\bar{\theta} = (\lambda, \beta)$ вектор (возможно) неизвестных параметров закона распределения:

$$L(\gamma, \bar{\theta}) = \prod_{i=1}^s \prod_{j=1}^{n_i} f_i(\Delta_{j,i}) \prod_{k=1}^{m_i} P_i(\Delta_{k,i}^*) = \prod_{i=1}^s \prod_{j=1}^{n_i} \gamma^{-i+1} f_1(\gamma^{-i+1} \Delta_{j,i}) \prod_{k=1}^{m_i} P_1(\gamma^{-i+1} \Delta_{k,i}^*).$$

Естественно ожидать, что параметры $\bar{\theta}$ могут быть частично или полностью известны.

Логарифмическая функция правдоподобия (ЛФП) будет выглядеть следующим образом

$$l(\gamma, \bar{\theta}) = \sum_{i=1}^s \left(\sum_{j=1}^{n_i} \left[(-i+1) \ln \gamma + \ln f_1(\gamma^{-i+1} \Delta_{j,i}) \right] + \sum_{k=1}^{m_i} \ln P_1(\gamma^{-i+1} \Delta_{k,i}^*) \right)$$

Несложно выводится упрощенный вариант ЛФП:

$$l(\gamma, \bar{\theta}) = \sum_{i=1}^s \sum_{j=1}^{n_i} \ln f_1(\gamma^{-i+1} \Delta_{j,i}) + \sum_{i=1}^s \sum_{k=1}^{m_i} \ln P_1(\gamma^{-i+1} \Delta_{k,i}^*) - N_1 \ln \gamma, \quad (10)$$

$$\text{где } N_1 = \sum_{i=1}^s (i-1)n_i = n_2 + 2n_3 + \dots + (s-1)n_s. \quad (11)$$

Подставив в данное выражение плотность распределения (9), получаем формулы для оценки параметров модели. После ряда замен и упрощений ЛФП обобщенного распределения примет вид:

$$l(\gamma, \bar{\theta}) = \sum_{i=1}^s \sum_{j=1}^{n_i} \ln \left(\sum_{l=1}^p \lambda_l \beta_l \gamma^{-(i-1)\beta_l} \Delta_{j,i}^{\beta_l-1} \right) - \sum_{l=1}^p \lambda_l \sum_{i=1}^s C_i(\beta_l) \gamma^{-(i-1)\beta_l} - N_1 \ln \gamma. \quad (12)$$

Представим ЛФП для конкретных распределений: Распределение Вейбулла – Гнеденко.

$$l = N_2 \cdot (\ln \lambda + \ln \beta) - \beta N_1 \ln \gamma + (\beta-1)C_0 - \lambda \sum_{i=1}^s C_i(\beta) \cdot \gamma^{-(i-1)\beta}, \quad (13)$$

$$\text{где } N_2 = \sum_{i=1}^s n_i = n_1 + \dots + n_s, \quad (14)$$

Распределение с линейно возрастающей функцией интенсивности.

$$l = \sum_{i=1}^s \sum_{j=1}^{n_i} \ln (\lambda_1 + 2\lambda_2 \gamma^{-(i-1)}) - \sum_{l=1}^2 \lambda_l \sum_{i=1}^s C_i(\beta_l) \gamma^{-(i-1)\beta_l} - N_1 \ln \gamma. \quad (15)$$

Показательное распределение.

$$l = N_2 \ln \lambda - N_1 \ln \gamma - \lambda \sum_{i=1}^s C_i(1) \cdot \gamma^{-(i-1)}, \quad (16)$$

В формулах (12)-(16) введены следующие обозначения:

$$C_0 = \sum_{i=1}^s \sum_{j=1}^{n_i} \ln(\Delta_{j,i}), \quad C_i(\beta) = \sum_{j=1}^{n_i} (\Delta_{j,i})^\beta + \sum_{k=1}^{m_i} (\Delta_{k,i}^*)^\beta. \quad (17)$$

Обоснование необходимости учета цензурирования

Исследуем, как наиболее простую, оценку коэффициента деградации при ЛФП (16). Если интенсивность показательного закона известна, то оценка параметра γ будет являться решением уравнения:

$$\frac{\partial l}{\partial \gamma} = -\frac{N_2}{\gamma} + \lambda \left(\frac{C_2(1)}{\gamma^2} + \frac{2C_3(1)}{\gamma^3} + \dots + \frac{(s-1)C_s(1)}{\gamma^s} \right) = 0. \quad (18)$$

Таким образом, оценка $\hat{\gamma}$ является решением уравнения $\phi(\hat{\gamma}) = \frac{N_2}{\lambda}$, где

$$\phi(\gamma) = \frac{C_2(1)}{\gamma} + \frac{2C_3(1)}{\gamma^2} + \dots + \frac{(s-1)C_s(1)}{\gamma^{s-1}}.$$

Поскольку $C_i(\beta) \geq 0$, то $\phi(\gamma)$ – монотонно убывающая функция, имеющая множеством значений полупрямую $(0, +\infty)$, и уравнение (18) имеет единственное решение. Найдем вторую производную ЛФП:

$$\frac{\partial^2 l}{\partial \gamma^2} = \frac{N_2}{\gamma^2} - \lambda \left(\frac{2C_2(1)}{\gamma^3} + \frac{6C_3(1)}{\gamma^4} + \dots + \frac{(s-1)sC_s(1)}{\gamma^{s+1}} \right).$$

Вторая производная ЛФП в точке экстремума $\hat{\gamma}$ будет определяться выражением:

$$\frac{\partial^2 l}{\partial \gamma^2} \Big|_{\gamma=\hat{\gamma}} = -\frac{\lambda}{\hat{\gamma}^2} \left(\frac{C_2(1)}{\hat{\gamma}} + \frac{4C_3(1)}{\hat{\gamma}^2} + \dots + \frac{(s-1)^2 C_s(1)}{\hat{\gamma}^{s-1}} \right) < 0. \quad (19)$$

Последнее неравенство еще раз доказывает, что экстремум $\hat{\gamma}$ является точкой максимума. Но самое главное следствие из (19) состоит в том, что учет цензурированных наработок, согласно (17), увеличивает коэффициенты $C_i(1)$. Это влечет увеличение «крутизны» ЛФП и, следовательно, точности получаемых оценок.

Практическое применение

Для демонстрации возможностей модели геометрических процессов рассмотрим пример ее практического



Рис. 2 – Параметр потока отказов КНК-56

применения при статистическом анализе данных об отказах камер нейтронных компенсированных (КНК-56) системы управления и защиты реактора (СУЗ) Билибинской АЭС. Ранее (см. к примеру [17]), при проведении такого рода анализа было выявлено, что ряд элементов СУЗ, в частности и КНК-56, формируют неоднородный во времени поток отказов (рисунок 2).

На рисунке можно отметить относительно высокую частоту отказов в 80-ых годах и затем последовавшую низкую интенсивность отказов. Факт неоднородности был доказан рядом соответствующих статистических критериев [17].

Можно ожидать, что данное поведение интенсивности будет некоторым образом соответствовать модели геометрических процессов, причем со знаменателем $\gamma > 1$. Такой вывод позволял сделать предварительный анализ достаточно представительной статистики об отказах, появившейся в последнее время (таблица 1).

В таблице 1 выборочно приведены наработки между отказами первых пяти из 16 (по четыре на каждом из 4-х блоков БиАЭС) элементов КНК-56. В паре с наработками $\Delta_{j,i}$ приводится «индикатор полноты данных» $\delta_{j,i}$, равный 1, если соответствующая наработка является полной, и равный 0, в том случае, если она цензурирована справа.

Приведем результаты расчетов параметров моделей (12)–(15) в таблице 2. Необходимо отметить, что расчеты

по модели с линейно возрастающей интенсивностью (14) совпали с результатами расчетов показательного закона (15), что говорит о том, что второй параметр – интенсивность λ_2 при таких исходных данных является лишним. Поэтому было принято решение применить обобщенную модель (9) с числом слагаемых $p=2$:

$$P_1(x) = \exp(-\lambda_1 x^{\beta_1} - \lambda_2 x^{\beta_2}).$$

Судя по наибольшему значению ЛФП в таблице 1, наиболее подходящей моделью закона распределения является обобщенная модель (9) и распределение Вейбулла-Гнеденко. Важно отметить, что в каждом

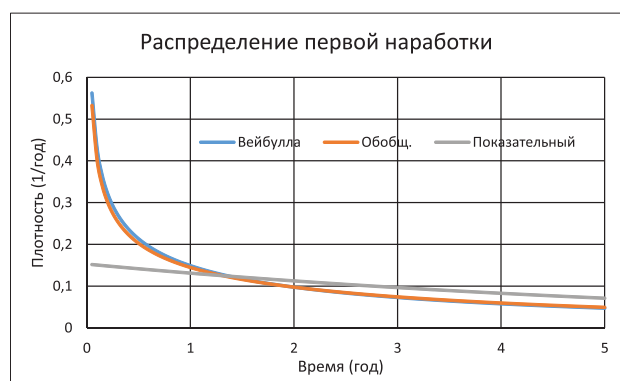


Рис. 3 – Различные модели распределения наработки между первым и вторым отказами

Табл. 1 – Нарботки между отказами КНК-56

Элемент	бл.1-ИК1		бл.1-ИК10		бл.1-ИК18		бл.1-ИК9		бл.2-ИК1	
Нарботка i	$\Delta_{1,i}$	$\delta_{1,i}$	$\Delta_{2,i}$	$\delta_{2,i}$	$\Delta_{3,i}$	$\delta_{3,i}$	$\Delta_{4,i}$	$\delta_{4,i}$	$\Delta_{5,i}$	$\delta_{5,i}$
1	5,900	1	0,481	1	0,381	1	2,833	1	1,772	0
2	7,022	0	6,036	1	7,075	0	3,556	1	9,192	1
3	0,469	1	5,700	1	1,058	0	0,042	1	3,931	0
4	0,589	0	0,658	1	0,003	0	1,050	1	0,003	1
5	14,494	0	0,047	0	0,014	1	0,622	1	0,003	1
6	13,608	0	0,608	1	0,058	1	12,817	0	0,450	0
7			28,183	1	28,028	0	15,742	0	12,289	1
8			0,369	0					3,844	0
9									6,019	1
10									3,586	0

Табл. 2 – ММП-оценки параметров моделей

Закон	Оценки					
Вейбулла-Гнеденко	γ	λ	β	ЛФП- I		
	1,226	0,316	0,647	-179,784		
Лин. возр. интенсивность	γ	λ_1	λ_2	β_1	β_2	ЛФП- I
	1,156	0,153	0	1	2	-189,927
Обобщенная модель (9)	γ	λ_1	λ_2	β_1	β_2	ЛФП- I
	1,218	0,202	0,101	0,747	0,447	-179,675
Показательный	γ	λ	ЛФП- I			
	1,156	0,153	-189,927			

случае параметр геометрического процесса оказался больше 1. Т.е., выдвинутая выше гипотеза об этом параметре оказалась предположительно верной. Обоснованно принять решение о соответствии модели геометрических процессов позволит или доверительный интервал, или же соответствующий статистический критерий, аналогичный [16]. Исследования в этом направлении предполагается провести в дальнейшем.

В заключение приведем рисунки 3 и 4. На первом приведены графики плотности распределения наработки между первым и вторым отказами. На втором функции надежности (ВБР) первых пяти наработок КНК-56. Заметна тенденция к постепенному улучшению показателей надежности.

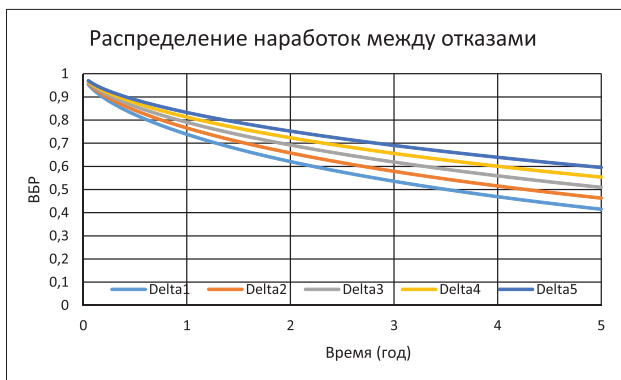


Рис. 4 – Функции надежности первых пяти наработок между отказами

Заключение

В работе представлена геометрическая модель процессов восстановления для расчета характеристик надежности объектов, формирующих неоднородный во времени поток отказов. Для оценивания параметров модели применяется метод максимального правдоподобия. Работа продолжает исследование оценок параметров в модели геометрических процессов. Так, основной чертой представленной работы является возможность учета цензурированных справа данных. Такого рода неопределенность возникает при замене неотказавшего оборудования, а также в случае прекращения наблюдений над ним. Аналитически показано, что такой учет улучшает точность оценивания. Проведены расчеты параметров различных моделей законов распределения по данным эксплуатации элементов КНК-56 СУЗ Билибинской АЭС.

Библиографический список

1. Антонов А.В., Никулин М.С., Никулин А.М. Чепурко В.А. Теория надежности. Статистические модели // Учебное пособие – М.: НИЦ ИНФРА-М, 2015. – 576 с. + Доп. Материалы [Электронный ресурс. Режим доступа <http://www.znaniyum.com>] – (Высшее образование: Бакалавриат). – ISBN 978-5-16-010264-1

2. Чепурко С.В., Чепурко В.А. Модели неоднородных потоков в теории восстановления//Монография. – Обнинск: ИАТЭ, 2012. – 164 с.
3. Finkelstein M.S. A scale model of general repair. *Microelectronics and Reliability*, 33, 41-46. 1993.
4. Саенко Н.Б. Учет неполноты восстановления элементов при расчете надежности систем. *Известия вузов. Приборостроение*. 1994, Т.37, №11-12, с. 76-79.
5. Lam Y. Geometric processes and replacement problem // *Acta Mathematicae Applicatae Sinica, English Series.* – 1988.–Vol. 4(4).– Pp. 366–377.
6. Lam Y. A note on the optimal replacement problem // *Advances in Applied Probability.*–1988.–Vol. 20.–Pp. 479–482.
7. Lam Y. Some limit theorems in geometric processes // *Acta Mathematicae Applicatae Sinica, English Series.* – 2003.–Vol. 3(19).–Pp. 405–416.
8. Braun W.J., Li W., Zhao Y.Q. Properties of the geometric and related processes // *Naval research logistics.* – 2005.–Vol. 52.–Pp. 607–616.
9. Antonov A.V., Chepurko V.A. On some characteristics of geometric processes // *Journal of Reliability and Statistical Studies*, April 2012, Vol. 5 (S), P.1-14.
10. Antonov A.V., Chepurko V.A. Researching some characteristics of geometric processes // *Proceedings of the International Conference on Risk analysis – ICRA4 Limassol, Cyprus*, 2011. p.9-17.
11. Antonov A.V., Poliakov A.A. One Statistical Age-Dependent Reliability Model in Operating of Nuclear Power Plant Equipment//July 1 – 4, 2007. MMR’ 2007. International Conference on Mathematical Methods in Reliability. “Methodology, Practice and Interference”. Glasgow, GB. 2007.
12. Антонов А.В., Караулов И.Н, Чепурко В.А. Оптимизация проведения профилактических работ с учетом деградации и старения оборудования// *Диагностика и прогнозирование состояния сложных систем: сборник научных трудов № 16 каф. АСУ.* – Обнинск: ИАТЭ, 2006. – с. 31-37.
13. Антонов А.В., Караулов И.Н, Чепурко В.А The optimization of carrying out maintenance taking into consideration the degradation. and ageing of equipment// *Degradation, damage, fatigue and accelerated life models in reliability testing: in proceedings of the international Conference, Anger, France*, 2006.-p. 122-125.
14. Антонов А.В., Поляков А.А., Чепурко В.А. Оценка параметров модели геометрического процесса методом максимального правдоподобия // *Надежность.* – 2012. – № 3(38). – С. 33-41.
15. Антонов А.В., Поляков А.А., Чепурко В.А. Модель анализа надежности объектов с неполным восстановлением // *Надежность.* – 2011. – № 3(38). – С. 33-41.
16. Чепурко С.В., Чепурко В.А. Об одном методе обнаружения неоднородности потока отказов оборудования АЭС // *Известия ВУЗов. Ядерная энергетика.* – 2012. – № 2. – С. 65-73.

17. Вероятностный анализ показателей надежности и остаточного ресурса оборудования подсистем СУЗ Билибинской АЭС на основе информации об отказах за период 1974-2010/ Моисеев И.Ф., Антонов А.В. и др., Технический отчет – М.: ВНИИАЭС, 2011.

Сведения об авторах

Александр В. Антонов – профессор, доктор технических наук, декан факультета кибернетики Обнинского института атомной энергетики. Россия, 249020, Калужская обл., Обнинск, Студгородок, д. 1, e-mail: chepurko@iate.obninsk.ru

Игорь Ф. Моисеев – руководитель проекта, кандидат физико-математических наук, Акционерное общество «Всероссийский научно-исследовательский институт по эксплуатации атомных электростанций» (АО «ВНИИАЭС»). Россия, 109507, Москва, Ферганская ул., 25, e-mail: mif898@mail.ru

Валерий А. Чепурко – доцент кафедры АСУ, кандидат физико-математических наук, доцент Обнинского института атомной энергетики. Россия, 249020, Калужская обл., Обнинск, Студгородок, д. 1, e-mail: chepurko@iate.obninsk.ru

Поступила 20.12.2016

Особенности кодов настройки LUT FPGA фирмы Intel

Сергей Ф. Тюрин, Пермский национальный исследовательский политехнический университет, Пермь, Россия
Андрей С. Прохоров, Пермский национальный исследовательский политехнический университет, Пермь, Россия



Сергей Ф. Тюрин



Андрей С.
Прохоров

Резюме. В настоящее время в цифровой схемотехнике широко применяются программируемые логические интегральные схемы (ПЛИС), в которых настраиваются функции логических элементов и их связи. Это определяется конфигурационным файлом, который загружается в ячейки конфигурационной памяти (это оперативная память статического типа) ПЛИС из внешней памяти. Сама логика реализуется в так называемых LUT (Look Up Table), представляющих собой мультиплексор, реализующий ячейку памяти и построенный на передающих транзисторах, и представляющий собой дерево, которое активируется на конкретном наборе переменных. Настройка представляет собой данные мультиплексора, поэтому на выход дерева передается значение логической (переключательной) функции на данном конкретном наборе. Оказывается, соответствующий код настройки LUT можно расшифровать и использовать при анализе результатов синтеза в системе Quartus II фирмы Альтера, которая в настоящий момент приобретена фирмой Интел. Теперь фирма Интел специализируется также и на производстве ПЛИС типа FPGA (Field – Programmable Gate Array). Рассматривается пример синтеза простого конечного комбинационного автомата, реализующего так называемую мажоритарную функцию или функцию голосования по большинству голосов (выбор 2 из 3-х). Эта функция равна единице в случае, если большинство переменных равно единице. Выполняется синтез схемы реализации мажоритарной функции в системе Quartus II, формирующей специальный файл BDF (Block Diagram / Schematic File). Исследуются особенности полученной схемы с помощью средства Map Viewer. На соответствующей схеме указываются коды настройки LUT (Logic Cell Comb) на реализацию заданной функции в виде четырехзначных шестнадцатеричных кодов. Расшифровываются коды настройки логических элементов типа LUT ПЛИС типа FPGA, описывающие содержимое соответствующих таблиц истинности функций, зависящих от входного переменного автомата. Показывается изменение кодов в процессе оптимизации схемы, выполняемой системой Quartus II, с возможным изменением порядка следования переменных и соответствия входам LUT с четырьмя входами, но сама логическая функция не изменяется. При использовании ПЛИС Stratix IIGX, имеющих так называемые адаптивные логические модули АЛМ, у которых 6 входов, Quartus II использует 64 битные коды (восьмизначные шестнадцатеричные коды). Рассматриваются особенности соответствующего кодирования.

Ключевые слова: комбинационный автомат, мажоритарная функция или функция голосования по большинству голосов (выбор 2 из 3-х), логический элемент – LUT (Look Up Table), программируемые логические интегральные схемы – ПЛИС типа FPGA (Field – Programmable Gate Array), настройки логических элементов (Logic Cell Comb), адаптивные логические модули – АЛМ.

Формат цитирования: Тюрин С.Ф., Прохоров А.С. Особенности кодов настройки LUT FPGA фирмы Intel // Надежность. 2017, Т.17, №2. С. 11-16. DOI: 10.21683/1729-2640-2017-17-2-11-16

1. Введение

Программируемые логические интегральные схемы – (ПЛИС) типа FPGA (Field-Programmable Gate Array) строятся на основе оперативных запоминающих устройств (ОЗУ), называемых LUT (Look Up Table) – просмотрными таблицами [1-3]. В указанные ОЗУ записывается конфигурационная информация – таблицы истинности требуемых логических функций.

Система QuartusII фирмы Altera (США), выпускающей ПЛИС, позволяет выполнять синтез конечных автоматов. При этом автомат задается не только схемой в виде BDF (Block Diagram / Schematic File), но и на языках описания аппаратных средств VHDL, Verilog, AHDL

и др., а также в виде графа автомата – State Machine File. QuartusII формирует коды настройки логических элементов.

Вызывает интерес расшифровка этих конфигурационных данных (Logic Cell Comb) и сравнение их с заданными логическими функциями автомата. Зададим несложный автомат и исследуем соответствующие коды настройки.

2. Получение таблицы истинности для LUT на четыре входа

Пусть необходимо синтезировать схему реализации переключательной функции (ПФ) трех переменных №132. Построим таблицу истинности (рисунок 1).

переменные			BC	f(abc)	
a	b	c			
0	0	0	0	0	2 ⁰
0	0	1	1	0	2 ¹
0	1	0	2	0	2 ²
0	1	1	3	1	2 ³
1	0	0	4	0	2 ⁴
1	0	1	5	1	2 ⁵
1	1	0	6	1	2 ⁶
1	1	1	7	1	2 ⁷

Рис. 1 – Таблица истинности ПФ №132₁₀

Эта ПФ №132₁₀ – так называемая мажоритарная функция, и она в дизъюнктивной нормальной форме (ДНФ) имеет вид:

$$f(abc) = ab \vee bc \vee ac = \overline{ab} \vee \overline{bc} \vee \overline{ac} = \overline{ab} \cdot \overline{bc} \cdot \overline{ac}.$$

Строим вручную схему в виде BDF (Block Diagram / Schematic File) – рисунок 2.

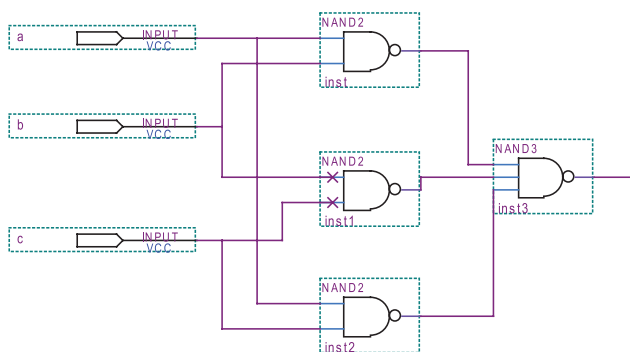


Рис. 2 – Схема электрическая принципиальная реализации мажоритарной функции в виде BDF (Block Diagram / Schematic File) QuartusII

На входах схемы рисунка 2 указана шина «+» источника питания V_{cc} – входы «подтянуты» к напряжению питания, то есть на входах в исходном состоянии – логические единицы. Компилируем проект на ПЛИС, например, EP2C5AF256A7, получаем отчёт–файл (рисунок 3).

Проанализируем отчёт, предоставляемый средством Map Viewer. Схема RTL (Register transfer level – уровень регистровых передач) представлена на рисунке 4.

Схема RTL фактически повторяет BDF и не содержит конфигурационной информации, но она имеется в виде

Flow Status	In progress - Sat Jan 23 12:05:46 2016
Quartus II Version	9.0 Build 132 02/25/2009 SJ Web Edition
Revision Name	Lab1
Top-level Entity Name	Lab1
Family	Cyclone II
Device	EP2C5AF256A7
Timing Models	Final
Met timing requirements	N/A
Total logic elements	1 / 4,608 (< 1 %)
Total combinational functions	1 / 4,608 (< 1 %)
Dedicated logic registers	0 / 4,608 (0 %)
Total registers	0
Total pins	4 / 158 (3 %)
Total virtual pins	0
Total memory bits	0 / 119,808 (0 %)
Embedded Multiplier 9-bit elements	0 / 26 (0 %)
Total PLLs	0 / 2 (0 %)

Рис. 3 – Результат компиляции схемы на ПЛИС EP2C5AF256A7

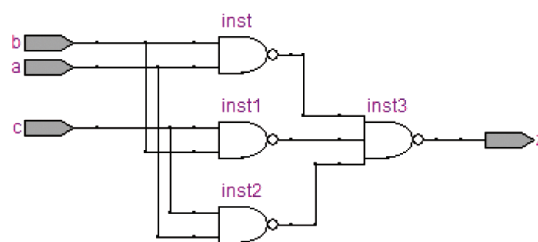


Рис. 4 – RTL файл

шестнадцатеричного кода в отчёте Technology Map Viewer (Post Mapping – после размещения на «карте» ячеек ПЛИС) – рисунок 5.

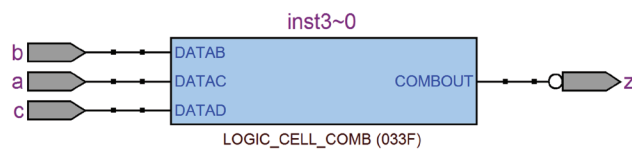


Рис. 5 – Technology Map Viewer (Post Mapping)

Таким образом, QuartusII фирмы Altera «упаковал» нашу схему в один единственный логический элемент ПЛИС. Расшифруем, сопоставляя входные переменные и входы логического элемента на 4 входа, код 033F настройки логического элемента – LOGIC_CELL_COMB (рисунок 6).

Видим, что кодировка, как и положено, идёт со старших разрядов таблицы истинности, в которой входы логического элемента идут в порядке D, C, B, A, а переменные, в порядке c, a, b. Поскольку на рисунке 5 указана инверсия по выходу z, то и код 033F – это инверсия требуемой мажоритарной функции f(abc). Как видим (рисунок 5), вход A не используется, поскольку функция зависит от трех переменных и QuartusII посчитал целесообразным задействовать только входы B, C, D.

Рассмотрим теперь Technology Map Viewer (Post Fitting – после «монтажа», очевидно, после оптимизации связей) – рисунок 7.

D	C	B	A	код 033F	f(abc)
c	a	b	~		
0	0	0	0	1	0
0	0	0	1	1	0
0	0	1	0	1	0
0	0	1	1	1	0
0	1	0	0	1	0
0	1	0	1	1	0
0	1	1	0	0	1
0	1	1	1	0	1
1	0	0	0	1	0
1	0	0	1	1	0
1	0	1	0	0	1
1	0	1	1	0	1
1	1	0	0	0	1
1	1	0	1	0	1
1	1	1	0	0	1
1	1	1	1	0	1

Рис. 6 – Расшифровка кода 033F – Post Mapping

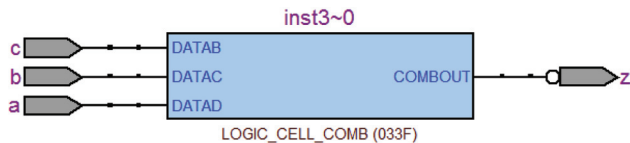


Рис. 7 – Technology Map Viewer (Post Fitting)

D	C	B	A	код 033F	f(abc)
a	b	c	~		
0	0	0	0	1	0
0	0	0	1	1	0
0	0	1	0	1	0
0	0	1	1	1	0
0	1	0	0	1	0
0	1	0	1	1	0
0	1	1	0	0	1
0	1	1	1	0	1
1	0	0	0	1	0
1	0	0	1	1	0
1	0	1	0	0	1
1	0	1	1	0	1
1	1	0	0	0	1
1	1	0	1	0	1
1	1	1	0	0	1
1	1	1	1	0	1

Рис. 8 – Расшифровка кода 033F Post Fitting – после «монтажа»

Analysis & Synthesis Summary	
Analysis & Synthesis Status	Successful - Sun Jan 24 19:38:29 2016
Quartus II Version	9.1 Build 350 03/24/2010 SP 2 SJ Web Edition
Revision Name	task1-2
Top-level Entity Name	task1-2
Family	Stratix II GX
Logic utilization	N/A
Combinational ALUTs	1
Dedicated logic registers	0
Total registers	0
Total pins	4
Total virtual pins	0
Total block memory bits	0
DSP block 9-bit elements	0
Total GXB Receiver Channels	0
Total GXB Transmitter Channels	0
Total PLLs	0
Total DLLs	0

Рис. 9 – Результат компиляции на ПЛИС Stratix IIGX

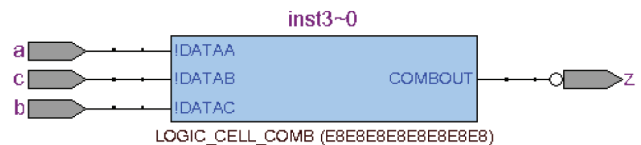


Рис. 10 – Technology Map Viewer (Post Mapping) для схемы на ПЛИС Stratix IIGX

На рисунке 7 видим, что изменилось подключение входов, вероятно это и есть результат оптимизации связей. Расшифруем код с новым подключением переменных (рисунок 8).

Кодировка 033F не меняется, так как функция большинства голосов не зависит от порядка следования переменных. Так и получается (сверху вниз) 033F.

F	E	D	C	B	A	E8E8	f(abc)
~	~	~	b	c	a		
0	0	0	0	0	0	0	1
0	0	0	0	0	1	0	1
0	0	0	0	1	0	0	1
0	0	0	0	1	1	1	0
0	0	0	1	0	0	0	1
0	0	0	1	0	1	1	0
0	0	0	1	1	0	1	0
0	0	0	1	1	1	1	0
0	0	1	0	0	0	0	1
0	0	1	0	0	1	0	1
0	0	1	0	1	0	0	1
0	0	1	0	1	1	1	0
0	0	1	1	0	0	0	1
0	0	1	1	0	1	1	0
0	0	1	1	1	0	1	0
0	0	1	1	1	1	1	0

Рис. 11 – Расшифровка части кода E8E8 (Post Mapping) – первая часть таблицы истинности ALUT

3. Получение таблицы истинности для АЛМ на шесть входов

Теперь зададим более сложную ПЛИС – Stratix IIGX, имеющую так называемые адаптивные логические модули АЛМ, у которых не 4 входа, а целых 6 входов [4-6]. Получаем отчёт (рисунок 9).

Видим, что в отчёте на рисунке 9 указаны адаптивные LUT – ALUT, их кодировка уже 64- разрядная – это 16 шестнадцатеричных цифр (рисунок 10).

F	E	D	C	B	A	E8E8	f(abc)
~	~	~	b	c	a		
0	0	0	0	0	0	1	0
0	0	0	0	0	1	1	0
0	0	0	0	1	0	1	0
0	0	0	0	1	1	0	1
0	0	0	1	0	0	1	0
0	0	0	1	0	1	0	1
0	0	0	1	1	0	0	1
0	0	0	1	1	1	0	1
0	0	1	0	0	0	1	0
0	0	1	0	0	1	1	0
0	0	1	0	1	0	1	0
0	0	1	0	1	1	0	1
0	0	1	1	0	0	1	0
0	0	1	1	0	1	0	1
0	0	1	1	1	0	0	1
0	0	1	1	1	1	0	1

Рис. 12 – Расшифровка части кода E8E8 с младших разрядов (Post Mapping) – первая часть таблицы истинности ALUT

F	E	D	C	B	A	E8E8	f(abc)
~	~	~	b	c	a		
0	1	0	0	0	0	1	0
0	1	0	0	0	1	1	0
0	1	0	0	1	0	1	0
0	1	0	0	1	1	0	1
0	1	0	1	0	0	1	0
0	1	0	1	0	1	0	1
0	1	0	1	1	0	0	1
0	1	0	1	1	1	0	1
0	1	1	0	0	0	1	0
0	1	1	0	0	1	1	0
0	1	1	0	1	0	1	0
0	1	1	0	1	1	0	1
0	1	1	1	0	0	1	0
0	1	1	1	0	1	0	1
0	1	1	1	1	0	0	1
0	1	1	1	1	1	0	1

Рис. 13 – Расшифровка части кода E8E8 с младших разрядов (Post Mapping) – вторая часть таблицы истинности ALUT

Так же, как и указано выше, имеется инверсия по выходу. Расшифруем по частям настройку – код E8E8E8E8E8E8E8E8, который по идее также является инверсией мажоритарной функции, учтём дополнительные входы F, E (рисунок 11).

Однако в этом случае мажоритарная функция не реализуется, вернее, реализуется её инверсия. В чём дело? Попробуем кодировку с младших разрядов (рисунок 12).

Таким образом, несоответствие настроек ALUT требуемой функции может быть объяснено «обратной»

F	E	D	C	B	A	NOT f(abc)	f(abc)
~	~	~	b	c	a		
1	0	0	0	0	0	1	0
1	0	0	0	0	1	1	0
1	0	0	0	1	0	1	0
1	0	0	0	1	1	0	1
1	0	0	1	0	0	1	0
1	0	0	1	0	1	0	1
1	0	0	1	1	0	0	1
1	0	0	1	1	1	0	1
1	0	1	0	0	0	1	0
1	0	1	0	0	1	1	0
1	0	1	0	1	0	1	0
1	0	1	0	1	1	0	1
1	0	1	1	0	0	1	0
1	0	1	1	0	1	0	1
1	0	1	1	1	0	0	1
1	0	1	1	1	1	0	1

Рис. 14 – Расшифровка части кода E8E8 с младших разрядов (Post Mapping) – третья часть таблицы истинности ALUT

F	E	D	C	B	A	NOT f(abc)	f(abc)
~	~	~	b	c	a		
1	1	0	0	0	0	1	0
1	1	0	0	0	1	1	0
1	1	0	0	1	0	1	0
1	1	0	0	1	1	0	1
1	1	0	1	0	0	1	0
1	1	0	1	0	1	0	1
1	1	0	1	1	0	0	1
1	1	0	1	1	1	0	1
1	1	1	0	0	0	1	0
1	1	1	0	0	1	1	0
1	1	1	0	1	0	1	0
1	1	1	0	1	1	0	1
1	1	1	1	0	0	1	0
1	1	1	1	0	1	0	1
1	1	1	1	1	0	0	1
1	1	1	1	1	1	0	1

Рис. 15 – Расшифровка части кода E8E8 с младших разрядов (Post Mapping) – четвёртая часть таблицы истинности ALUT

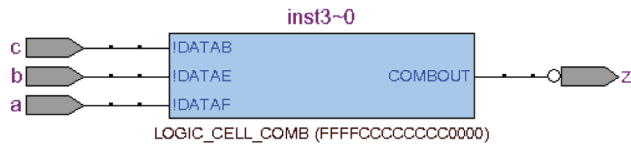


Рис. 16 – Technology Map Viewer (Post Fitting) для схемы на ПЛИС Stratix IIGX

кодировкой – с младших разрядов (с верхней части таблицы на рисунке 12), возможно это связано с большим размером таблицы истинности. Остальные три части

F	E	D	C	B	A	Код	f(abc)
a	b	~	~	c	~	FFFF	
0	0	0	0	0	0	1	0
0	0	0	0	0	1	1	0
0	0	0	0	1	0	1	0
0	0	0	0	1	1	1	0
0	0	0	1	0	0	1	0
0	0	0	1	0	1	1	0
0	0	0	1	1	0	1	0
0	0	0	1	1	1	1	0
0	0	1	0	0	0	1	0
0	0	1	0	0	1	1	0
0	0	1	0	1	0	1	0
0	0	1	0	1	1	1	0
0	0	1	1	0	0	1	0
0	0	1	1	0	1	1	0
0	0	1	1	1	0	1	0
0	0	1	1	1	1	1	0

Рис. 17 – Расшифровка первой части кода FFFF ALUT с младших разрядов (Post Fitting)

F	E	D	C	B	A	Код	f(abc)
a	b	~	~	c	~	CCCC	
0	1	0	0	0	0	1	0
0	1	0	0	0	1	1	0
0	1	0	0	1	0	0	1
0	1	0	0	1	1	0	1
0	1	0	1	0	0	1	0
0	1	0	1	0	1	1	0
0	1	0	1	1	0	0	1
0	1	0	1	1	1	0	1
0	1	1	0	0	0	1	0
0	1	1	0	0	1	1	0
0	1	1	0	1	0	0	1
0	1	1	0	1	1	0	1
0	1	1	1	0	0	1	0
0	1	1	1	0	1	1	0
0	1	1	1	1	0	0	1
0	1	1	1	1	1	0	1

Рис. 18 – Расшифровка второй части кода CCCC ALUT с младших разрядов (Post Fitting)

F	E	D	C	B	A	Код	f(abc)
a	b	~	~	c	~	CCCC	
1	0	0	0	0	0	1	0
1	0	0	0	0	1	1	0
1	0	0	0	1	0	0	1
1	0	0	0	1	1	0	1
1	0	0	1	0	0	1	0
1	0	0	1	0	1	1	0
1	0	0	1	1	0	0	1
1	0	0	1	1	1	0	1
1	0	1	0	0	0	1	0
1	0	1	0	0	1	1	0
1	0	1	0	1	0	0	1
1	0	1	0	1	1	0	1
1	0	1	1	0	0	1	0
1	0	1	1	0	1	1	0
1	0	1	1	1	0	0	1
1	0	1	1	1	1	0	1

Рис. 19 – Расшифровка третьей части кода CCCC ALUT с младших разрядов (Post Fitting)

F	E	D	C	B	A	Код	f(abc)
a	b	~	~	c	~	0000	
1	1	0	0	0	0	0	1
1	1	0	0	0	1	0	1
1	1	0	0	1	0	0	1
1	1	0	0	1	1	0	1
1	1	0	1	0	0	0	1
1	1	0	1	0	1	0	1
1	1	0	1	1	0	0	1
1	1	0	1	1	1	0	1
1	1	1	0	0	0	0	1
1	1	1	0	0	1	0	1
1	1	1	0	1	0	0	1
1	1	1	0	1	1	0	1
1	1	1	1	0	0	0	1
1	1	1	1	0	1	0	1
1	1	1	1	1	0	0	1
1	1	1	1	1	1	0	1

Рис. 20 – Расшифровка четвёртой части кода 0000 ALUT с младших разрядов (Post Fitting)

таблицы истинности изображены на рисунках 13–15.

Рассмотрим кодировку Post Fitting для схемы на ПЛИС Stratix IIGX (рисунок 16).

Видно, что теперь переменные «сдвинулись» к старшим разрядам F, E. Поэтому и код другой. Проверим реализацию заданной функции (рисунок 17).

4. Выводы

Таким образом, шестнадцатеричные коды – конфигурационные данные (LOGIC_CELL_COMB) LUT

могут быть преобразованы в таблицы истинности соответствующих логических функций. При этом порядок следования переменных («база» переменных) может быть произвольным и меняется при оптимизации схемы – при переходе от схемы Post Mapping к Post Fitting, но сама функция остаётся неизменной.

Несоответствие кодировок (LOGIC_CELL_COMB) для ПЛИС Stratix IIGX с адаптивным логическим модулем ALM на 6 переменных (64 бита – 16 шестнадцатеричных цифр) и ПЛИС, имеющих LUT на 4 переменных (16 бит 4 шестнадцатеричных цифры) может быть объяснено использованием «обратной» кодировки. В этом случае LOGIC_CELL_COMB начинается не со старших разрядов таблицы истинности, а с младших. Описанной расшифровкой целесообразно дополнить лабораторные работы по исследованию реализации цифровых автоматов в системе Quartus [7].

Библиографический список

1. Угрюмов Евгений Павлович. Цифровая схемотехника: учебное пособие / Е. П. Угрюмов. – СПб : БХВ-Петербург, 2004. – 518 с.
2. С. Цыбин. Программируемая коммутация ПЛИС: взгляд изнутри. [Электронный ресурс]. – URL: http://www.kit-e.ru/articles/plis/2010_11_56.php (дата обращения 16.12.2014)
3. An Ultra-Low-Energy, Variation-Tolerant FPGA Architecture Using Component-Specific Mapping [Электронный ресурс]. – URL: <http://thesis.library.caltech.edu/7226/> (Дата обращения 11.11.14 г.)

4. Золотуха Р., Комолов Д. Stratix III – новое семейство FPGA фирмы Altera [Электронный ресурс]. – URL: http://kit-e.ru/assets/files/pdf/2006_12_30.pdf (дата обращения 28.11.2015)

5. Использование ресурсов ПЛИС Stratix III фирмы Altera при проектировании микропроцессорных ядер [Электронный ресурс]. – URL: http://www.kit-e.ru/articles/plis/2010_2_39.php (дата обращения: 27.11.2015).

6. Logic Array Blocks and Adaptive Logic Modules in Stratix III Devices [Электронный ресурс]. – URL: https://www.altera.com.cn/content/dam/altera-www/global/zh_CN/pdfs/literature/hb/stx3/stx3_siii51002.pdf (дата обращения: 29.11.2015).

7. Тюрин С.Ф., Громов О.А., Греков А.В. Реализация цифровых автоматов в системе Quartus фирмы Altera: лабораторный практикум. – Пермь : Изд-во ПНИПУ, 2011. – 133 с., 7,25 усл. печ. л.: ил. – Библиогр.: с. 112

Сведения об авторах

Сергей Ф. Тюрин, заслуженный изобретатель Российской Федерации, доктор технических наук, профессор кафедры автоматизации и телемеханики Пермского национального исследовательского политехнического университета. Пермь, Россия, e-mail: tyurinsergfe0@yandex.ru

Андрей С. Прохоров, аспирант кафедры автоматизации и телемеханики Пермского национального исследовательского политехнического университета. Пермь, Россия, e-mail: nprohor007@yandex.ru.

Поступила 06.03.2016

Метод оценки технической готовности железнодорожного пути к обеспечению перевозочного процесса

Юрий А. Кувашов, ОАО «НИИАС», Москва, Россия, e-mail: kya2003@inbox.ru

Евгений О. Новожилов, ОАО «НИИАС», Москва, Россия, e-mail: eo.novozhilov@vniias.ru



Юрий А. Кувашов



Евгений О.
Новожилов

Резюме. Цель. Техническое содержание сети железных дорог России требует больших экономических затрат, связанных с поддержанием надежности объектов инфраструктуры. В условиях ограниченных ресурсов принятие неверного решения может привести к ошибкам в планировании ремонтных работ. Деятельность путевого хозяйства является определяющим фактором для нормального функционирования всей железнодорожной инфраструктуры. Для рационального управления объектами инфраструктуры необходимо получение в реальном времени объективной информации о состоянии их надежности и функциональной безопасности. Одним из основных показателей, характеризующих надежность пути, является коэффициент готовности. При оценке готовности объектов с состояниями частичной работоспособности требуется учесть влияние невыполнения объектом части своих функций либо выполнения функций со снижением качества на значение готовности. При этом классическая формула коэффициента технической готовности учитывает возможность нахождения объекта только в двух состояниях: работоспособном и неработоспособном. Такая оценка коэффициента технической готовности не позволяет учесть, например, снижение готовности вследствие введения ограничения скорости движения на участке пути, а также влияние отказа части участка на готовность участка пути в целом. Поэтому данная статья посвящена рассмотрению метода оценки коэффициента технической готовности участка железнодорожного пути с учетом его частично работоспособного состояния, а также рассмотрению подхода к нормированию коэффициента технической готовности участка пути. **Методы.** При рассмотрении вопросов оценки коэффициента технической готовности с учетом частично работоспособного состояния применялся системный анализ факторов, влияющих на снижение пропускной способности пути. В качестве таких факторов рассмотрены ограничение скорости движения и закрытие движения при плановом и неплановом техническом содержании. Предложена трехмерная графическая модель зависимости скорости движения от линейной координаты и от времени. На ее основе получены соотношения для оценки коэффициента технической готовности для однопутного и n-путного участков железнодорожных линий. Рассмотрен подход к нормированию отдельных компонентов коэффициента технической готовности. Получены соотношения для расчета нормативного значения коэффициента технической готовности для однопутного и n-путного участков железнодорожных линий. **Выводы.** В результате рассмотрения факторов, приводящих к частично работоспособному и неработоспособному состояниям железнодорожного пути предложен метод оценки коэффициента технической готовности участка пути с учетом влияния ограничений скорости движения на пропускную способность и, тем самым, на готовность пути. Рассмотрены аспекты нормирования коэффициента технической готовности. Получены выражения, позволяющие рассчитать фактический коэффициент готовности участка пути с учетом частично работоспособного состояния, а также нормативное значение для данного показателя. Рассмотренные в статье подходы и методы направлены на повышение объективности оценки готовности железнодорожного пути, что позволит принимать более обоснованные решения по его дальнейшей эксплуатации.

Ключевые слова: железнодорожный путь, коэффициент технической готовности, ограничение скорости движения, нормирование коэффициента готовности, частично работоспособное состояние.

Формат цитирования: Новожилов Е.О., Кувашов Ю.А. Метод оценки технической готовности железнодорожного пути к обеспечению перевозочного процесса // Надежность. 2017. Т. 17, № 2. С. 17-23. DOI: 10.21683/1729-2646-2017-17-2-17-23

Введение

Техническое содержание сети железных дорог России требует больших экономических затрат, связанных с поддержанием надежности объектов инфраструктуры и обеспечением безопасности перевозочного процесса.

В условиях ограниченных ресурсов принятие неверного решения может привести к ошибкам в планировании ремонтных работ. С одной стороны, те участки инфраструктуры, которые по действующим нормативам требуют проведения ремонта, могут иметь достаточно высокий уровень надежности, в связи с чем расходы на ремонт будут не обоснованы. С другой стороны, проблемные по надежности участки инфраструктуры могут продолжать эксплуатироваться без модернизации, капитального ремонта или текущих восстановительных работ, что, в свою очередь, обуславливает повышение рисков возникновения транспортных происшествий.

В настоящее время в железнодорожной инфраструктуре доля стоимости основных фондов путевого хозяйства составляет более 60% от общей стоимости основных средств ОАО «РЖД», а доля эксплуатационных затрат на объекты путевой инфраструктуры составляет порядка 35% от общего объема затрат [1]. Таким образом, деятельность путевого хозяйства является определяющим фактором для нормального функционирования всей железнодорожной инфраструктуры.

Для рационального управления объектами инфраструктуры необходимо получение в реальном времени объективной информации о состоянии их надежности и функциональной безопасности.

Одним из основных показателей, характеризующих надежность пути, является комплексный показатель – коэффициент готовности. При этом в соответствии с [2] различают также коэффициент оперативной готовности и коэффициент технической готовности.

Проблема оценки готовности объектов, которые могут находиться в состоянии частичной работоспособности, заключается в том, что требуется учесть влияние невыполнения объектом части своих функций либо выполнения функций со снижением качества на собственно

показатель готовности. При этом классическая формула коэффициента технической готовности учитывает возможность нахождения объекта только в двух состояниях: работоспособном и неработоспособном. Так, согласно [2], коэффициент технической готовности железнодорожного пути определяют по формуле:

$$K_{т.г} = \frac{T_{\text{раб}}}{T_{\text{раб}} + T_{\text{планТО(Р)}} + T_{\text{в}}}, \quad (1)$$

где $T_{\text{раб}}$ – суммарное время пребывания железнодорожного пути в работоспособном состоянии за рассматриваемый период эксплуатации;

$T_{\text{планТО(Р)}}$ – суммарное время пребывания железнодорожного пути на текущем содержании и плановом ремонте за этот же период эксплуатации;

$T_{\text{в}}$ – суммарное время до восстановления железнодорожного пути за этот же период эксплуатации.

Как следует из формулы (1), железнодорожный путь может находиться либо в работоспособном состоянии, либо в состоянии планового технического обслуживания или ремонта, либо в состоянии восстановления после отказа (последние два состояния являются неработоспособными). Такая оценка коэффициента технической готовности не позволяет учесть, например, снижение готовности вследствие введения ограничения скорости движения на участке пути, а также влияние отказа части участка на готовность участка пути в целом. В связи с этим данная статья посвящена рассмотрению метода оценки коэффициента технической готовности участка железнодорожного пути с учетом его частично работоспособного состояния. Также в статье рассматривается подход к нормированию коэффициента технической готовности участка пути.

Факторы, влияющие на готовность участка пути

Рассмотрим однопутный участок железнодорожной линии. Максимальная пропускная способность такого участка определяется проектной (конструкционной) скоростью движения и долей времени, в течение которой путь свободен от проведения планового технического обслуживания и ремонта.

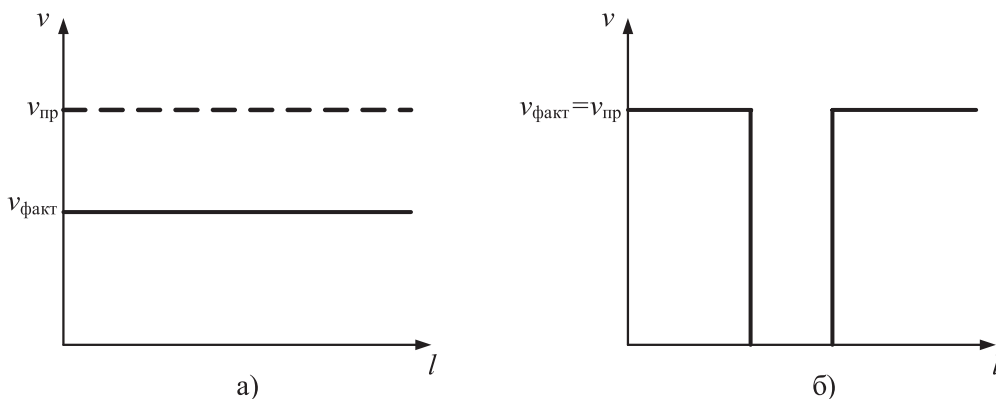
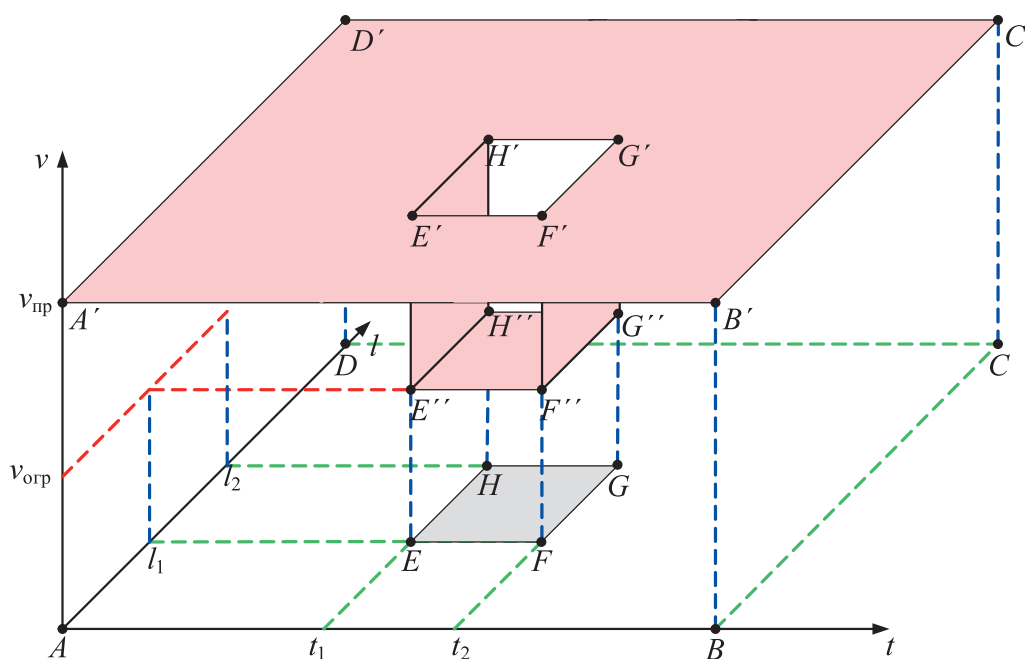


Рисунок 1 – Ограничение скорости движения на участке пути (а) и отказ части участка пути (б)

Рисунок 2 – Пример зависимости скорости v движения на участке от длины l и от времени t

С одной стороны, если на участке пути ввести ограничение скорости движения, то путь будет лишь частично реализовывать свою пропускную способность – это можно считать состоянием частичной работоспособности (снижение фактической скорости $v_{\text{факт}}$ относительно проектной $v_{\text{пр}}$ по всей длине l участка, рисунок 1, а). С другой стороны, поскольку путь является протяженным объектом, когда неработоспособна какая-либо доля длины участка пути, то можно говорить о состоянии частичной работоспособности участка в целом (снижение скорости $v_{\text{факт}}$ до 0 на части длины l участка, рисунок 1, б). На практике оба случая, показанные на рисунке 1, могут комбинироваться, к тому же за заданный интервал наблюдения на участке пути может иметь место несколько случаев ограничения скорости движения, причем каждое из них действует определенный интервал времени.

Таким образом, при наличии ограничения скорости или при отказе части участка, а также при комбинации этих факторов, можно считать, что участок находится в частично работоспособном состоянии и, вследствие этого, имеет коэффициент готовности меньше 1. Если говорить о коэффициенте технической готовности, то следует также учитывать, что участок пути неработоспособен в периоды проведения планового технического обслуживания и ремонта (запланированные «окна»).

Исходя из вышеизложенного, целесообразно при оценке готовности участка пути рассматривать функцию скорости движения v от длины (линейной координаты) l и от времени t . Пример данной функции показан на рисунке 2 в виде трехмерного графика.

На графике (рисунок 2) скорость движения равна проектной $v_{\text{пр}}$, кроме части участка пути от l_1 до l_2 , где на период времени от t_1 до t_2 введено ограничение

скорости $v_{\text{огр}}$. Следовательно, в период времени от t_1 до t_2 часть участка пути от l_1 до l_2 находится в частично работоспособном состоянии (движение поездов обеспечивается, но не с номинально возможной скоростью). Вследствие этого и участок в целом находится также в частично работоспособном состоянии. Как видно из рисунка 2, случаю полной готовности участка пути будет соответствовать параллелепипед $ABCD A' B' C' D'$, а случаю частичной готовности – тот же параллелепипед, но за исключением объема параллелепипеда $E' F' G' H' E' F' G' H'$.

Оценка коэффициента технической готовности участка пути

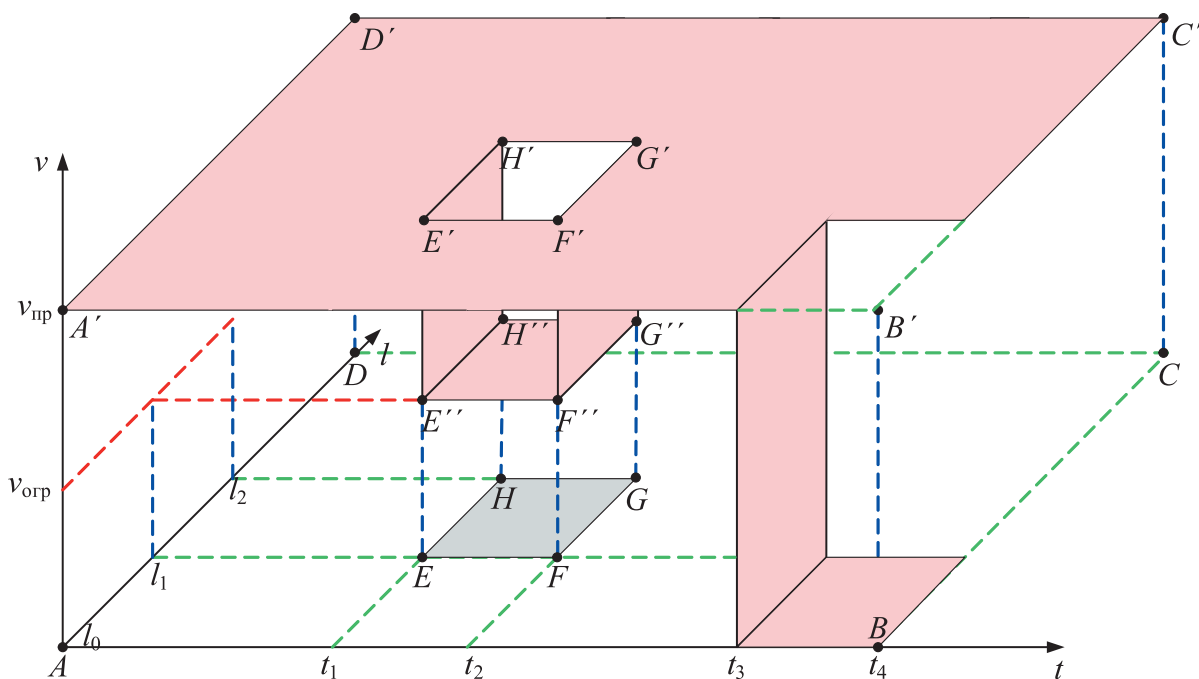
Согласно рисунку 2, обозначим протяженность участка пути $L = AD$, интервал наблюдения $T_n = AB$, ч, длину части участка с ограничением скорости движения $\Delta l = l_2 - l_1$, км, и период действия ограничения скорости движения $\Delta t = t_2 - t_1$, ч. Тогда для примера, показанного на рисунке 2, коэффициент готовности участка пути можно оценить следующим выражением:

$$K_r = \frac{T_n \cdot L \cdot v_{\text{пр}} - \Delta t \cdot \Delta l \cdot (v_{\text{пр}} - v_{\text{огр}})}{T_n \cdot L \cdot v_{\text{пр}}} \quad (2)$$

Следует отметить, что на рисунке 2 и в (2) не учитывается проведение планового технического обслуживания и ремонта.

Для рассмотрения оценки технической готовности добавим на рисунок 2 интервал времени планового технического обслуживания и ремонта от t_3 до t_4 , проводимого на отрезке участка пути от l_0 до l_1 , получив рисунок 3.

Обозначив длительность планового «окна» $\Delta t' = t_4 - t_3$, ч, длину части участка, где предоставлено

Рисунок 3 – Пример зависимости скорости v движения на участке от длины l и от времени t с учетом технологического «окна»

«окно» $\Delta l' = l_1 - l_0$, км, и приняв, что $v_{\text{огр}} = 0$, получим из (2) выражение для оценки коэффициента технической готовности:

$$K_{\text{т.г}} = \frac{T_n \cdot L \cdot v_{\text{пр}} - \Delta t \cdot \Delta l \cdot (v_{\text{пр}} - v_{\text{огр}}) - \Delta t' \cdot \Delta l' \cdot v_{\text{пр}}}{T_n \cdot L \cdot v_{\text{пр}}}. \quad (3)$$

Формулы (2) и (3) описывают частные случаи, что необходимо для пояснения подхода к оценке коэффициента технической готовности участка пути. В общем случае за интервал наблюдения может быть произвольное количество введений ограничения скорости движения и плановых «окон». Также участок железнодорожной линии может включать как один путь, так и более.

Преобразуем выражение (3) для учета произвольного количества введений ограничения скорости движения и плановых «окон»:

$$K_{\text{т.г}} = \frac{T_n \cdot L \cdot v_{\text{пр}} - \sum_{j=1}^m \Delta t_j \cdot \Delta l_j \cdot (v_{\text{пр}} - v_{\text{огр}j}) - v_{\text{пр}} \cdot \sum_{k=1}^{p'} \Delta t'_k \cdot \Delta l'_k}{T_n \cdot L \cdot v_{\text{пр}}}, \quad (4)$$

где m – количество введений на участке ограничения скорости движения за интервал наблюдения T_n ;

Δt_j – интервал времени действия j -го ($j = 1 \dots m$) ограничения скорости движения, ч;

Δl_j – длина отрезка участка пути, на котором введено j -е ($j = 1 \dots m$) ограничение скорости движения, км;

$\Delta v_{\text{огр}j}$ – значение скорости движения, введенное j -м ($j = 1 \dots m$) ограничением, км/ч;

p – количество плановых «окон», предоставленных на участке за интервал наблюдения T_n ;

$\Delta t'_k$ – интервал времени действия k -го ($k = 1 \dots p$) планового «окна», ч;

$\Delta l'_k$ – длина отрезка участка пути, на котором предоставлено k -е ($k = 1 \dots p$) плановое окно, км.

Приняв допущение, что на n -путном участке ($n = 1, 2, \dots$) длины каждого из путей равны и проектные скорости по каждому из путей также равны, получим из (4) выражение для коэффициента технической готовности n -путного участка:

$$K_{\text{т.г}} = \frac{n \cdot T_n \cdot L \cdot v_{\text{пр}} - \sum_{i=1}^n \left[\sum_{j=1}^{m_i} \Delta t_{ij} \cdot \Delta l_{ij} \cdot (v_{\text{пр}} - v_{\text{огр}ij}) - v_{\text{пр}} \cdot \sum_{k=1}^{p_i} \Delta t'_{ik} \cdot \Delta l'_{ik} \right]}{n \cdot T_n \cdot L \cdot v_{\text{пр}}}, \quad (5)$$

где m_i – количество введений на i -м ($i = 1 \dots n$) пути участка ограничения скорости движения за интервал наблюдения T_n ;

Δt_{ij} – интервал времени действия j -го ($j = 1 \dots m_i$) ограничения скорости движения на i -м пути, ч;

Δl_{ij} – длина отрезка участка i -го ($i = 1 \dots n$) пути, на котором введено j -е ($j = 1 \dots m_i$) ограничение скорости движения, км;

$\Delta v_{\text{огр}ij}$ – значение скорости движения, введенное j -м ($j = 1 \dots m_i$) ограничением на i -м пути, км/ч;

p_i – количество плановых «окон», предоставленных на i -м ($i = 1 \dots n$) пути участка за интервал наблюдения T_n ;

$\Delta t'_{ik}$ – интервал времени действия k -го ($k = 1 \dots p_i$) планового «окна» на i -м пути, ч;

$\Delta l'_{ik}$ – длина отрезка участка i -го пути, на котором предоставлено k -е ($k = 1 \dots p_i$) плановое окно, км.

Для согласования размерностей величин в числителе и знаменателе формулы (5) с размерностями, применяемыми в классической формуле коэффициента готовности [2] – размерностями времени – можно разделить числитель и знаменатель (5) на выражение $n \cdot L \cdot v_{\text{пр}}$:

$$K_{т.г} = \frac{T_n - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left[\sum_{j=1}^{m_i} \Delta t_{ij} \cdot \frac{\Delta l_{ij}}{L} \cdot \left(1 - \frac{v_{огр ij}}{v_{пр}} \right) - \sum_{k=1}^{p_i} \Delta t'_{ik} \cdot \frac{\Delta l'_{ik}}{L} \right]}{T_n} =$$

$$= 1 - \frac{\sum_{i=1}^n \left[\sum_{j=1}^{m_i} \Delta t_{ij} \cdot \frac{\Delta l_{ij}}{L} \cdot \left(1 - \frac{v_{огр ij}}{v_{пр}} \right) - \sum_{k=1}^{p_i} \Delta t'_{ik} \cdot \frac{\Delta l'_{ik}}{L} \right]}{n \cdot T_n}. \quad (6)$$

В результате получена формула (6), позволяющая дать оценку коэффициента технической готовности n -путного участка железнодорожного пути с учетом плановых «окон» и состояний частичной работоспособности (ограничений скорости движения).

Далее рассмотрим подход к нормированию коэффициента технической готовности участка пути.

Нормирование коэффициента технической готовности участка пути

Главная задача нормирования показателей надежности заключается в выборе обоснованных критериев, на базе которых устанавливаются пороговые значения для фактических значений показателей. Результат сравнения фактических значений с нормативными позволяет принять решения по дальнейшей эксплуатации объекта оценки.

Для определения критериев нормирования рассмотрим компоненты, которые входят в состав коэффициента готовности участка железнодорожного пути, заменив в формуле (1) $T_n = T_{раб} + T_{планТО(Р)} + T_v + T_{огр}$ ($T_{огр}$ – суммарное время потерь вследствие ограничений скорости за интервал наблюдения, ч; данный компонент мы добавили к компонентам формулы (1) на основании рассмотрения, проведенного выше):

$$K_{т.г} = \frac{T_n - T_{планТО(Р)} - T_v - T_{огр}}{T_n}. \quad (7)$$

Таким образом (см. (7)), коэффициент технической готовности включает следующие компоненты:

1) $T_{планТО(Р)}$ – суммарное время планового технического обслуживания (ремонта); данный компонент можно нормировать на основе известного графика предоставления плановых «окон»:

$$T_{планТО(Р)} = \frac{1}{L} \sum_{k=1}^p \Delta l'_{плk} \cdot \Delta t'_{плk}, \quad (8)$$

где p – количество запланированных к предоставлению «окон» на участке пути за интервал наблюдения T_n ;

$\Delta l'_{плk}$ – длина отрезка участка пути, на котором запланировано k -е ($k = 1 \dots p$) «окно», км;

$\Delta t'_{плk}$ – продолжительность запланированного k -го ($k = 1 \dots p$) «окна», ч;

L – протяженность участка пути, км;

2) T_v – суммарная продолжительность неплановых ремонтов на участке за интервал наблюдения, ч; данный компонент можно нормировать на основе статистической оценки среднего времени до восстановления и функции безотказности пути от его наработки:

$$T_v = t_b \cdot R(X) \cdot L, \quad (9)$$

где t_b – среднее время до восстановления участка пути после отказа, ч;

$R(X)$ – функция безотказности пути от наработки, 1/км;

X – наработка участка пути, млн т брутто.

L – протяженность участка пути, км;

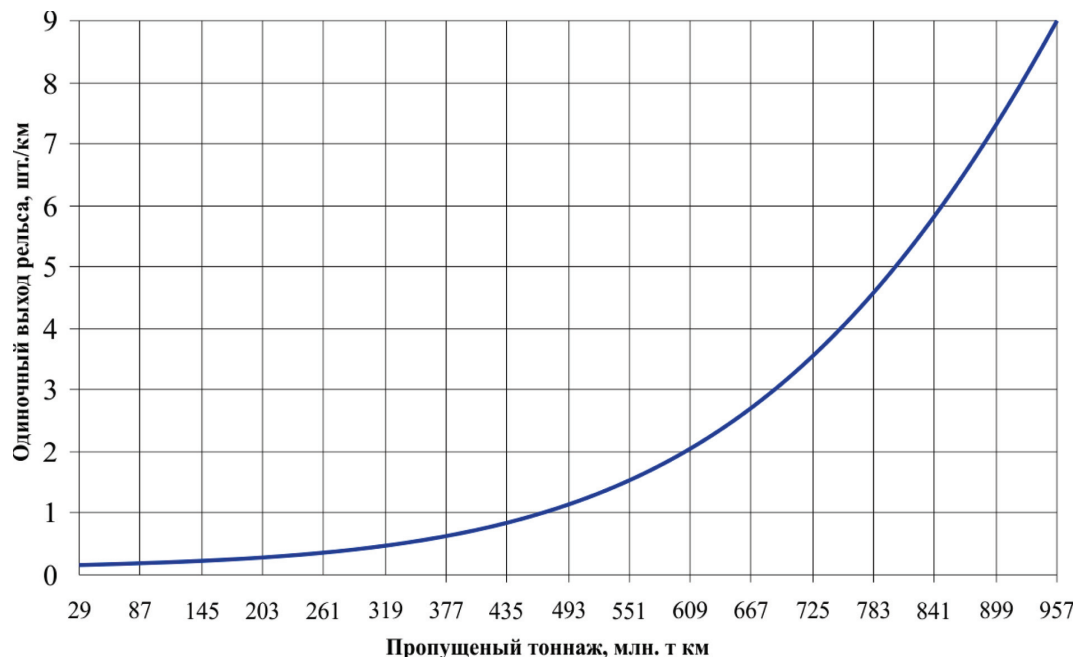


Рисунок 4 – График одиночного выхода рельсов от наработки

Таблица 1 – Результаты тестовых расчетов готовности однопутных перегонов 3 класса Бологовской дистанции пути (ПЧ-47) Октябрьской дирекции инфраструктуры по данным 2016 г.

Перегон	Интервал наблюдения, ч	Протяженность, км	Про-пущенный тоннаж, млн т брутто	Протяженность отре- монтированного пути		и суммарная продол- жительность «окон»		Количество ОТС по рельсовым цепям		Количество ОТС по ОДР		Количество ОТС по ГРК		Количество прочих ОТС		Предупреждения (АСУ ВОП-2): огра- ничение скорости до 25 км/ч	Функция одиночного выхода рельсов от про- пущенного тоннажа, 1/км	Коэффициент техниче- ской готовности	Нормативный коэффици- ент технической готов- ности
				км	ч	шт	ч	шт	ч	шт	ч	шт	ч	шт	ч				
Сонково – Подобино	8760	13,3	423,84	13	44,2	0	0	1	3	0	0	0	0	0	0	3	8,1	0,7926	0,9939
Подобино – Бежецк		11,1	388,29	10,1	104,8	1	2,4	1	0,25	0	0	0	0	0	0	2	3,2	0,6554	0,9875
Бежецк – Шишково		11,9	268,45	7,9	89,5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	4	2,25	0,3541	0,9896
Шишково – Викторово		9,5	21,48	9,5	60,8	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	32	1026	0,0676	0,9085
Викторово – Сидорково		15	287,76	6	24,5	1	1,6	0	0	0	0	0	0	0	0	8	19,45	0,3894	0,9954
Сидорково – Максатиха		9,3	882,48	9,3	220,7	0	0	4	4,3	0	0	0	0	0	0	20	289,1	6	0,9505
Итого		70,1	378,72	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,6228	0,9752	0,9446

3) $T_{\text{огр}}$ – суммарная продолжительность потерь времени вследствие ограничений скорости движения за интервал наблюдения, ч; этот компонент может быть нормирован, исходя из установления некоторых значений допускаемых для данного участка среднего значения ограничения скорости движения и среднего времени ограничения, а также функции безотказности пути от его наработки (поскольку с ростом наработки количество ограничений скорости движения объективно увеличивается):

$$T_{\text{огр}} = \left(1 - \frac{v_0}{v_{\text{пр}}}\right) \cdot t_0 \cdot R(X) \cdot L, \quad (10)$$

где v_0 – средняя скорость ограничения, км/ч;

$v_{\text{пр}}$ – проектная скорость движения на участке, км/ч;

t_0 – нормативная (допустимая) продолжительность ограничения (на 1 км), ч;

$R(X)$ – функция безотказности пути от наработки, 1/км;

X – наработка участка пути, млн т брутто.

L – протяженность участка пути, км.

Рассмотрим функцию безотказности пути от наработки. Самым ответственным элементом верхнего строения пути является рельс. Поэтому при построении наиболее простой модели функции безотказности пути целесообразно применить функцию одиночного выхода рельса в зависимости от наработки. Такие функции в зависимости от типов рельсов рассматриваются в [3, 4, 5]. Используем в примере расчета график одиночного выхода рельсов

[5], который опишем регрессионным уравнением 4-го порядка (рисунок 4):

$$R(X) = \min \left\{ \left(4,809 \cdot 10^{-12} \cdot X^4 + 7,058 \cdot 10^{-9} \cdot X^3 - \right. \right. \\ \left. \left. - 2,738 \cdot 10^{-6} \cdot X^2 + 0,0013 \cdot X + 0,0409 \right); q \right\}, \quad (11)$$

где X – наработка участка пути, млн т брутто;

q – норматив одиночного выхода рельсов для назначения капитального ремонта [6], шт/км.

На основании формул (7) – (11) получим выражение для нормативного коэффициента технической готовности участка пути (для однопутного участка):

$$K_{\text{т.г.н}} = \frac{T_{\text{н}} - \frac{1}{L} \sum_{k=1}^p (\Delta l'_{\text{плк}} \cdot \Delta t'_{\text{плк}}) - R(X) \cdot L \left[t_{\text{б}} + \left(1 - \frac{v_0}{v_{\text{пр}}} \right) \cdot t_0 \right]}{T_{\text{н}}}, \quad (12)$$

Для n -путного участка при принятых выше допущениях выражение (12) преобразуется в следующее:

$$K_{\text{т.г.н}} = \frac{\left(T_{\text{н}} - \frac{1}{n \cdot L} \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^{p_i} (\Delta l'_{\text{плк}} \cdot \Delta t'_{\text{плк}}) - \right. \\ \left. - \left[\sum_{i=1}^n R_i(X) \right] \cdot L \left[t_{\text{б}} + \left(1 - \frac{v_0}{v_{\text{пр}}} \right) \cdot t_0 \right] \right)}{T_{\text{н}}}, \quad (13)$$

где p_i – количество плановых «окон», предоставленных на i -м ($i = 1 \dots n$) пути участка за интервал наблюдения $T_{\text{н}}$;

$\Delta t'_{nik}$ – интервал времени действия k -го ($k = 1 \dots p_i$) запланированного «окна» на i -м пути, ч;

$\Delta l'_{nik}$ – длина отрезка участка i -го пути, для которого запланировано k -е ($k = 1 \dots p_i$) плановое окно, км.

Результаты тестовых расчетов значений фактического коэффициента технической готовности и его нормативных значений, выполненные изложенными выше методами, представлены в таблице 1, где используются параметры $t_{\text{в}} = 2$ ч; $v_0 = 25$ км/ч; $t_0 = 10$ ч; $q = 4$. Авторы благодарят Управление пути и сооружений Центральной дирекции инфраструктуры ОАО «РЖД» за предоставление исходных данных для проведения тестовых расчетов.

Авторы выражают благодарность д.т.н. профессору И.Б. Шубинскому за оказанную помощь в работе над статьей.

Выводы

В результате рассмотрения факторов, приводящих к частично работоспособному и неработоспособному состояниям железнодорожного пути предложен метод оценки коэффициента технической готовности участка пути с учетом влияния ограничений скорости движения на пропускную способность и, тем самым, на готовность пути. Рассмотрены аспекты нормирования коэффициента технической готовности. Получены выражения, позволяющие рассчитать фактический коэффициент готовности участка пути с учетом частично работоспособного состояния, а также нормативное значение для данного показателя. Рассмотренные в статье подходы и методы направлены на повышение объективности оценки готовности железнодорожного пути, что позволит принимать более обоснованные решения по его дальнейшей эксплуатации.

Библиографический список

1. Рабчук С.А. Проблемные вопросы развития путевого комплекса [Текст] // Евразия-вести. – 2012. – VIII. – С. 7.
2. ГОСТ Р 55443-2013 Железнодорожный путь. Номенклатура показателей надежности и функциональной безопасности. Утвержден и введен в действие приказом Федерального агентства по техническому регулированию и метрологии от 25 июня 2013 г. № 186-ст. – М.: Стандартинформ, 2013. – 16 с.
3. Справочник инженера-путейца [Текст] / Под ред. В.В. Басилова, М.А. Чернышова. – М.: Транспорт, 1972. – Том 2. – 519 с.
4. Карпущенко Н.И., Труханов П.С. Оценка и прогнозирование надежности рельсов в различных эксплуатационных условиях [Текст] // Известия Транссиба. – 2016. – № 2(26). – С. 118-126.
5. Щепоткин Г.К., Величко Д.В., Славиковская Э.А. Техничко-экономическая оценка эффективности бесстыкового пути в условиях Сибири [Текст]. – Новосибирск: Изд-во СГУПС, 2006. – 54 с.
6. Технические условия на работы по реконструкции (модернизации) и ремонту железнодорожного пути [Текст] / ОАО «РЖД», Центр «Транспорт». – 2013. – 236 с.

Сведения об авторах

Юрий А. Кувашов – начальник Отделения ОАО «НИИАС». Москва, Россия, тел. (495) 967-77-05, доб. 558, e-mail: kya2003@inbox.ru

Евгений О. Новожилов – кандидат технических наук, начальник отдела ОАО «НИИАС». Москва, Россия, тел. (495) 967-77-05, доб. 208, e-mail: eo.novozhilov@vniias.ru

Поступила 17.04.2017

Обработка данных, полученных при испытаниях на надежность

Борис И. Филиппов, Новосибирский государственный технический университет, Новосибирск, Россия

Татьяна Б. Труш, Новосибирский государственный технический университет, Новосибирск, Россия



Борис И.
Филиппов



Татьяна Б. Труш

Резюме. Цель. Развитие радиоэлектронной промышленности вызывает быстрый рост функциональности выпускаемых изделий, что в свою очередь приводит к усложнению структуры радиоэлектронных систем (РЭС) при одновременном повышении требований к их надёжности. Используемые модели имеют ряд недостатков, главным из которых является тот факт, что они позволяют получить точную оценку показателей безотказности только в отдельных (частных) случаях. Такая оценка пригодна для подтверждения требований технического задания, но она не предоставляет возможности провести анализ надёжности РЭС после изготовления опытной партии аппаратуры. Поэтому задача определения характеристик надёжности изготовленных образцов РЭС представляется актуальной. **Методы.** Рассматривается апостериорный анализ надёжности РЭС, который выполняется после изготовления опытной партии аппаратуры с целью определения её характеристик надёжности. Такие испытания необходимы потому, что на стадии проектирования устройства конструктор не располагает полными априорными сведениями, которые позволили бы заранее определить показатели надёжности с достаточно высокой достоверностью. Важным источником сбора информации о надёжности является система сбора данных о работе изделий в процессе их эксплуатации. Существуют два основных вида испытаний на надёжность. Один из них – определительные испытания, задачей которых является оценка показателей надёжности. Он характерен для крупносерийных изделий. Другой вид испытаний – контрольные испытания, задачей которых является проверка соответствия техническим условиям показателя надёжности системы. Второму виду испытаний и посвящена данная работа. **Результаты.** Необходимо ответить на вопрос, соответствуют ли характеристики надёжности изделия (изготовленной РЭС) заданным требованиям, предусмотренным техническими условиями на изготовление изделия. Для решения этой задачи используется математический аппарат статистической теории гипотез. Рассматриваются две гипотезы: гипотеза H_0 – среднее время наработки на отказ $t^*=T_0$ задаётся требованиями ТУ (изделие хорошее); гипотеза H_1 – среднее время наработки на отказ $t^*=T_1 < T_0$ – альтернатива (изделие плохое). Процедура проверки гипотез имеет тот недостаток, что качество решения определяется после проведения испытаний. Такая процедура решения задачи проверки гипотез не является оптимальной. В работе рассмотрена последовательная процедура проверки гипотез (процедура Вальда), которая предполагает принятие решения после каждого отказа и остановку испытаний, если возможно принятие решения с заданным качеством. Показан алгоритм проверки и дан пример определения соответствия закона распределения полученной выборки показательному или другому закону распределения по критерию χ^2 . **Выводы.** Показано, что при использовании процедуры испытаний $[n, B, r]$ качество решения будет таким же, как и для процедуры $[n, B, r]$, если при этом обеспечивается такое же время испытаний t . При последовательной процедуре, если заранее не известны число отказов r и длительность испытаний, то используется комбинированный метод (смешанная процедура), когда дополнительно задается предельное число отказов r_0 и к правилу решения добавляется условие: если $r < r_0$, то применяется последовательная процедура; если $r = r_0$, то применяется обычная процедура. Показан алгоритм проверки соответствия закону распределения полученной выборки $w_i(y_i)$ показательному или другому закону распределения по критерию χ^2 . Работа может представлять интерес для инженеров – разработчиков радиоэлектронных систем.

Ключевые слова: радиоэлектронная система, процедуры испытаний, время безотказной работы, длительность испытаний, правило Неймана-Пирсона, процедура Вальда, критерий χ^2 .

Формат цитирования: Филиппов Б.И., Труш Т.Б. Обработка данных, полученных при испытаниях на надежность // Надежность. 2017. Т. 17, № 2. С. 24-30. DOI: 10.21683/1729-2646-2017-17-2-24-30

Введение

Как известно, развитие радиоэлектронной промышленности вызывает быстрый рост функциональности выпускаемых изделий, что в свою очередь приводит к усложнению структуры радиоэлектронных систем (РЭС) при одновременном повышении требований к их надёжности. Используемые модели имеют ряд недостатков, главным из которых является тот факт, что они позволяют получить точную оценку показателей безотказности только в отдельных (частных) случаях [1–4]. Такая оценка пригодна для подтверждения требований технического задания, но она не предоставляет возможности провести анализ надёжности РЭС после изготовления опытной партии аппаратуры.

Следовательно, актуальной задачей является определение характеристик надёжности изготовленных образцов РЭС.

Задачи и решения

1. Задачи апостериорного анализа

Апостериорный анализ надёжности выполняется после изготовления опытной партии аппаратуры с целью определения её характеристик надёжности. Для этого проводятся статистические испытания РЭС по одной из ниже перечисленных процедур [5]:

а) процедура $[n, B, r]$ предполагает, что в испытаниях участвует n РЭС до r отказов без замены отказавших систем;

б) процедура $[n, B, r]$ предполагает, что в испытаниях участвует n РЭС до r отказов с заменой отказавших систем (восстановление);

в) процедура $[n, B, T]$ предполагает, что в испытаниях участвует n РЭС в течение заданного времени T (длительность испытаний) без замены отказавших систем;

г) процедура $[n, B, T]$ предполагает, что в испытаниях участвует n РЭС в течение заданного времени T с заменой отказавших систем (восстановление);

д) смешанные процедуры: $[n, B, r/T]$ или $[n, B, r/T]$ предполагают, что задана длительность испытаний и число отказов; испытания прекращаются, когда либо r , либо T достигают заданного значения; при этом, если длительность испытаний до последнего отказа $t_r \leq T$, то обработка результатов выполняется по процедурам а) или б), если $t_r > T$, то обработка результатов выполняется по процедурам в) или г);

е) процедура $[n, B, n]$ – испытания проводятся до отказа всех n РЭС, участвующих в испытаниях; эта процедура используется редко, в основном, в тех случаях, когда необходимо определить статистические характеристики последовательности отказов отдельных элементов РЭС.

В каждой из процедур испытаний можно выделить ряд достоинств и недостатков, некоторые из которых будут продемонстрированы в последующих разделах.

Обработка результатов испытаний имеет целью решение одной из двух задач:

1-я задача. Определение характеристик надёжности изготовленных образцов РЭС;

2-я задача. Определение степени соответствия характеристик надёжности изготовленных образцов РЭС техническим условиям.

Первая задача рассмотрена в [6].

2. Проверка соответствия характеристик надёжности техническим условиям

(2-я задача)

Проверка соответствия характеристик надёжности РЭС заданным требованиям является второй задачей её испытаний на надёжность. Необходимо ответить на вопрос, соответствуют ли характеристики надёжности изделия (изготовленной РЭС) заданным требованиям, предусмотренным техническими условиями на изготовление изделия. Для решения этой задачи используется математический аппарат статистической теории гипотез [5].

Постановка задачи исследования

1. В результате испытаний по процедуре $[n, B, r]$ с заменой (восстановлением) отказавших систем получена выборка моментов времени отказов $(t_1, \dots, t_r)$, по которой определена выборка интервалов времени между отказами $(y_1, \dots, y_r)$.

2. Рассматриваются две гипотезы:

- гипотеза H_0 : среднее время наработки на отказ $t^* = T_0$ задано требованиями ТУ (изделие хорошее);

- гипотеза H_1 : $t^* = T_1 < T_0$ – альтернатива (изделие плохое).

3. Известно, что плотность распределения интервалов между отказами соответствует показательному закону (если это не так, то производится проверка соответствия экспериментальных данных принятой теоретической модели).

4. Решение о справедливости той или иной гипотезы принимается по правилу Неймана-Пирсона, для которого при заданной вероятности ошибок первого рода получается наименьшее значение вероятности ошибок второго рода.

По полученным результатам испытаний необходимо ответить на вопрос, какая из гипотез справедлива.

Описание метода решения задачи исследования

1. Выборка – это точка в r -мерном пространстве Y , рисунок 1.

До начала испытаний пространство выборки необходимо разбить на два подпространства в соответствии с принятым правилом решения:

$$\text{если } (y_1, \dots, y_r) \in y_r^{(H_0)} \xrightarrow{\gamma_0} H_0,$$

$$\text{если } (y_1, \dots, y_r) \in y_r^{(H_1)} \xrightarrow{\gamma_1} H_1, \quad (1)$$

где γ_0 – решение в пользу гипотезы H_0 , а γ_1 – в пользу гипотезы H_1 .

При этом возможны и ошибочные решения:

- ошибка первого рода: γ_0/H_1 – риск заказчика,
- ошибка второго рода: γ_1/H_0 – риск изготовителя.

Соответственно, правильные решения имеют вид: γ_0/H_0 и γ_1/H_1 .

2. Согласно правилу Неймана-Пирсона:

- риск заказчика $\alpha = P\{\gamma_0/H_1\}$ (вероятность ошибок первого рода задаётся заказчиком);
- риск изготовителя $\beta = P\{\gamma_1/H_0\}$ (вероятность ошибок второго рода минимизируется изготовителем).

Показатель качества решения: $(1-\beta) = P\{\gamma_1/H_1\}$ – вероятность правильного решения, что изделие плохое.

3. Вычисляем отношение правдоподобия

$$L(y_1, y_2, \dots, y_r) = \frac{w_r(y_1, \dots, y_r / H_0)}{w_r(y_1, \dots, y_r / H_1)}.$$

Это даёт возможность преобразовать правило решения в r -мерном пространстве (1) в правило решения в одномерном пространстве, когда отношение правдоподобия сравнивается с некоторым порогом

- решение γ_0 : H_0 , если $L(y_1, \dots, y_r) \geq C$,
- решение γ_1 : H_1 , если $L(y_1, \dots, y_r) \leq C$.

4. Определяем порог C для правила Неймана-Пирсона.

Порог C определяется через заданное α следующим образом.

$$\alpha = P\{\gamma_0/H_1\} = P\{L(y_1, \dots, y_r) \geq C/H_1\} \quad (2)$$

Перепишем правило (2) в виде

$$\ln L(y_1, \dots, y_r) \geq \ln C, \text{ то решение } \gamma_0, \text{ иначе } \gamma_1. \quad (3)$$

Тогда

$$\ln L(y_1, \dots, y_r) \geq \ln \prod_{i=1}^r \frac{w_1(y_i/H_0)}{w_1(y_i/H_1)} = \sum_{i=1}^r \ln \left(\frac{w_1(y_i/H_0)}{w_1(y_i/H_1)} \right),$$

если y_i – независимы, то

$$w_r(y_1, \dots, y_r / H_0) = \prod_{i=1}^r w_1(y_i / H_0)$$

При условии замены отказавших систем (процедура $[n, B, r]$)

$$w_1(y_i / H_0) = \frac{n}{T_0} e^{-\frac{n}{T_0} y_i},$$

где $\lambda_0 = \frac{1}{T_0}$ – допустимая интенсивность отказов хороших изделий,

$$w_1(y_i / H_1) = \frac{n}{T_1} e^{-\frac{n}{T_1} y_i},$$

где $\lambda_1 = \frac{1}{T_1} > \lambda_0$ – интенсивность отказов изделий, не удовлетворяющих техническим условиям.

Тогда

$$\frac{w_1(y_i/H_0)}{w_1(y_i/H_1)} = \frac{T_1}{T_0} e^{-ny_i(\frac{1}{T_0} - \frac{1}{T_1})}$$

и отношение правдоподобия принимает вид

$$\begin{aligned} \ln L(y_1, \dots, y_r) &= \sum_{i=1}^r \left\{ n \frac{T_1}{T_0} - ny_i \left(\frac{1}{T_0} - \frac{1}{T_1} \right) \right\} = \\ &= r \ln \frac{T_1}{T_0} + n \left[\frac{1}{T_1} - \frac{1}{T_0} \right] \sum_{i=1}^r y_i = r \ln \frac{T_1}{T_0} + \left(\frac{1}{T_1} - \frac{1}{T_0} \right) t_\Sigma. \end{aligned} \quad (4)$$

Правило решения (3) с учётом (4) принимает вид $t_\Sigma \geq K$, то решение γ_0 , иначе γ_1 ,

$$\text{где порог } K = f(C) = \frac{C - r \ln \frac{T_1}{T_0}}{\frac{1}{T_1} - \frac{1}{T_0}}. \quad (5)$$

5. Порог K может быть определён с помощью таблиц распределения χ^2 . Для этого перепишем (2) в виде

$$P\{t_\Sigma \geq K/H_1\} = \alpha \quad (6)$$

и преобразуем переменную t_Σ таким образом, чтобы новая переменная имела нормированное распределение χ^2 .

Известно, что $t_\Sigma = n \sum_{i=1}^r y_i$ – это сумма экспоненциально распределённых случайных величин y_i . Следовательно, t_Σ имеет ненормированное распределение χ^2 . Для его нормирования, как и в [6], необходимо ввести новую переменную $\tau = \left(\frac{2t_\Sigma}{t^*} \right)$.

Тогда с учётом того, что гипотеза H_1 соответствует среднему времени наработки на отказ $t^* = T_1$, вероятность (6) принимает вид

$$P\left\{ \frac{2t_\Sigma}{t^*} \geq \frac{2K}{T_1} \right\} = \alpha \text{ или } P\left\{ \tau \geq \frac{2K}{T_1} \right\} = \alpha,$$

где τ имеет $\chi^2(2r)$ распределение с $2r$ степенями свободы.

На этом распределении (рисунок 2) $\frac{2K}{T_1} = \chi_\alpha^2(2r)$, что соответствует $\alpha\%$ -точке распределения $\chi^2(2r)$.

Следовательно, порог (5) равен

$$K = \frac{T_1}{2} [\chi_\alpha^2(2r)]. \quad (7)$$

6. Для порога решения (7) найдём риск изготовителя β , значение которого для правила Неймана-Пирсона будет минимальным.

Согласно правилу Неймана-Пирсона и уравнению (6)

$$\beta = P\{\gamma_1/H_0\} \text{ или } \beta = P\{t_\Sigma < K/H_0\}. \quad (8)$$

Переходим к нормированному распределению $\chi^2(2r)$

$$\beta = P\left\{\frac{2t_{\Sigma}}{T_0} < \frac{2K}{T_0}\right\}, \text{ или } \beta = P\left\{\tau < \frac{2K}{T_0}\right\},$$

где $\frac{2K}{T_0} = \chi_{(1-\beta)}^2(2r)$, что соответствует $(1-\beta)\%$ -точке распределения $\chi^2(2r)$, рисунок 2.

Учитывая, что T_0 и K известны, можно определить $(1-\beta)$ -показатель качества решения.

Следует обратить внимание на то, что

$$\begin{aligned} \chi_{(1-\beta)}^2(2r) &= \frac{T_1}{T_0} \chi_{\alpha}^2(2r), \\ \frac{\chi_{(1-\beta)}^2(2r)}{\chi_{\alpha}^2(2r)} &= \frac{T_1}{T_0}, \end{aligned} \quad (9)$$

то есть, $\alpha\%$ и $(1-\beta)\%$ точки $\chi^2(2r)$ распределения отличаются во столько же раз, во сколько полученное в результате испытаний среднее время наработки на отказ T_1 хуже заданного T_0 .

Таким образом, необходимо знать четыре параметра: $\frac{T_1}{T_0}, \alpha, \beta, r$ (или T_1, T_0, r, α). Обычно три из этих параметров задаются в начале испытаний, а четвертый определяется.

В заключение следует заметить, что при использовании процедуры испытаний $[n, Б, r]$ качество решения будет таким же, как и для процедуры $[n, В, r]$, если обеспечивается такого же суммарного времени испытаний t_{Σ} .

Прикладная интерпретация и иллюстрация полученных результатов исследования

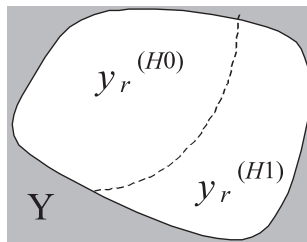


Рис. 1 – Пространство выборки Y

Пример. Проверка гипотезы о величине среднего времени безотказной работы

В таблице 1 приведена выборка интервалов безотказной работы, полученная при испытании радиотехнической системы на надежность по плану $[1, В, 50]$, т.е. рассматривается одна РЭС ($n = 1$) с заменой отказавших систем (восстановлением), где число отказов равно 50 ($r = 50$). Будем считать, что восстановление после отказа происходит настолько

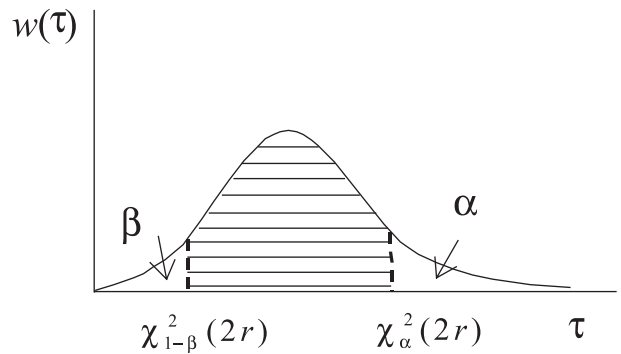


Рис. 2 – $\alpha\%$ и $(1-\beta)\%$ точки $\chi^2(2r)$ распределения

быстро, что можно не учитывать время, затраченное на восстановление.

Табл. 1 – Выборка интервалов безотказной работы при испытании РЭС по плану $[1, В, 50]$

i	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$y_i, \text{ч}$	118	1,5	85	45	169	243	145	49	39	138
i	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
$y_i, \text{ч}$	17	267	107	115	331	17	70	20,5	5	102
i	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30
$y_i, \text{ч}$	117	115	112	65	306	93	50	96	71	280
i	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40
$y_i, \text{ч}$	7	9,5	53	4	28	257	364	123	159	116
i	41	42	43	44	45	46	47	48	49	50
$y_i, \text{ч}$	52	18,5	2	34	35	14	48	1	2,5	43

Пусть задана величина среднего времени безотказной работы системы $T_0 = 100$ ч. По данным испытаний необходимо проверить гипотезу $T_{\text{ср}} = 100$ ч. Риск изготовителя принимаем равным $\alpha = 0,05$. Оптимальная по критерию Неймана-Пирсона процедура проверки указанной гипотезы, где число отказов равно 50 ($r = 50$), состоит в сравнении суммарной наработки системы за время испытаний с порогом:

$$K = \frac{T_0}{2} \chi_{1-\alpha}^2(2r) = 50 \chi_{0,95}^2(100) = 3896,5 \text{ ч.}$$

Используя данные таблицы 1, найдем суммарную наработку системы во время испытаний:

$$t_{\Sigma} = \sum_{i=1}^{50} y_i = 4759,5 \text{ ч.}$$

Так как суммарная наработка $t_{\Sigma} = 4759,5$ ч, т.е. больше порога $K = 3896,6$ ч, то следует принять решение о соответствии ТУ. Полагая $T_1 = 75$ ч, можно определить риск заказчика β . Согласно (8.1)

$$\chi_{(1-\beta)}^2(100) = \frac{75 \cdot \chi_{0,05}^2(100)}{100} = 93,265.$$

По таблице процентных точек распределения находим: $1 - \beta = 0,67$, откуда вычисляем риск заказчика $\beta = 0,33$.

Оценивание и проверка гипотезы при небольшом числе отказов

Покажем, насколько ухудшилось бы качество оценивания среднего времени безотказной работы и проверки гипотезы о величине этого показателя надежности, если бы испытания системы на надежность останавливали при появлении 10-го отказа. Из таблицы 1. находим, что суммарная наработка к моменту появления 10-го отказа равна $t_{\Sigma} = \sum_{i=1}^{10} y_i = 1032,5$ ч. Длительность испытания уменьшается в $\frac{4759,5}{1032,5} \approx 4,6$ раз по сравнению с испытаниями до 50-го отказа. Оценка максимального правдоподобия среднего времени безотказной работы в этом случае равна

$$T_{cp} = \frac{1032,5}{10} = 103,25 \text{ ч.}$$

По таблицам процентных точек χ^2 -распределения находим для коэффициента доверия $\gamma = 0,96$.

Для испытаний до 50-го отказа при коэффициенте доверия $\gamma = 0,96$ получаем

$$\chi^2_{0,5-0,48}(100) = 131, \quad \chi^2_{0,5+0,48}(100) = 73.$$

Нижняя доверительная граница равна

$$\frac{2t_{\Sigma}}{\chi^2_{0,02}(100)} = \frac{9519}{131} \approx 73 \text{ ч.}$$

Верхняя доверительная граница равна

$$\frac{2t_{\Sigma}}{\chi^2_{0,98}(100)} = \frac{9519}{73} \approx 130 \text{ ч.}$$

Таким образом, доверительный интервал для среднего времени безотказной работы определяется равенством

$$73 \leq T_{cp} \leq 130 \text{ ч.}$$

Длина доверительного интервала равна 57 ч.

По таблицам процентных точек χ^2 -распределения находим для коэффициента доверия $\gamma = 0,96$

$$\chi^2_{0,5-0,48}(20) = 35,02, \quad \chi^2_{0,5+0,48}(20) = 9,24.$$

Нижняя доверительная граница равна

$$\frac{2t_{\Sigma}}{\chi^2_{0,02}(20)} = \frac{9519}{35,02} \approx 272 \text{ ч.}$$

Верхняя доверительная граница равна

$$\frac{2t_{\Sigma}}{\chi^2_{0,98}(20)} = \frac{9519}{9,24} \approx 1030 \text{ ч.}$$

Таким образом, доверительный интервал для среднего времени безотказной работы определяется равенством

$$272 \leq T_{cp} \leq 1030 \text{ ч.}$$

Длина доверительного интервала равна 758 ч, т.е. увеличилась почти в 14 раз по сравнению с испытаниями до 50-го отказа при том же коэффициенте доверия.

Рассмотрим теперь задачу проверки гипотезы о том, что $T_{cp} = 100$ ч по выборке $r = 10$. В этом случае при $\alpha = 0,05$ пороговое значение равно

$$K = \frac{T_0}{2} \chi^2_{1-\alpha}(2r) = 50 \chi^2_{0,95}(20) = 50 \cdot 10,85 = 542,5 \text{ ч.}$$

Так как $t_{\Sigma} = \sum_{i=1}^{10} y_i = 1032,5$ ч, т.е. больше порога $K = 542,5$ ч, то гипотеза принимается (устройство соответствует ТУ). Полагая $T_1 = 75$ ч, находим риск заказчика:

$$\chi^2_{(\beta)}(20) = \frac{100}{75} \cdot 10,85 = 14,5, \quad \beta = 0,8.$$

Таким образом, величина риска заказчика оказалась совершенно приемлемой.

Увеличим риск изготовления до $\alpha = 0,3$. Пороговое значение при этом будет равно

$$K = \frac{T_0}{2} \chi^2_{1-\alpha}(2r) = 50 \chi^2_{0,7}(20) = 50 \cdot 16,27 = 813,5 \text{ ч.}$$

Решение о том, что гипотеза верна, остается в силе. Находим риск заказчика

$$\chi^2_{(\beta)}(20) = \frac{100}{75} \cdot 16,27 = 21,7, \quad \beta = 0,35.$$

Мы убеждаемся, что при объеме выборки $r = 10$ вероятностные характеристики принятого решения не могут удовлетворить ни заказчика, ни изготовителя и, следовательно, испытания необходимо продолжать.

3. Последовательная (пошаговая) процедура проверки гипотез

Рассмотренная в разделе 2 процедура проверки гипотез имеет тот недостаток, что качество решения определяется после проведения испытаний (вначале испытываем, а затем находим оценку качества результата). Такая процедура решения задачи проверки гипотез не является оптимальной и, следовательно, не экономичной.

В то же время известна последовательная процедура проверки гипотез (процедура Вальда), которая предполагает попытку принятия решения после каждого отказа и остановку испытаний, если возможно принятие решения с заданным качеством. При этом α , β задаются и с помощью последовательной процедуры пытаются найти статистику $y_1, y_2, \dots, y_r$, которая минимизирует среднее число отказов: $m\{r/H_0\}$ или $m\{r/H_1\}$, необходимое для принятия решения.

Точное решение задачи получить трудно. Практически используется приближенное правило решения, когда отношение правдоподобия сравнивается с двумя порогами:

если $t_{\Sigma} \leq K_1$, то решение $\gamma_1: H_1$ (изделие не удовлетворяет ТУ);

если $K_0 < t_{\Sigma} < K_1$, то решение γ_k (испытания продолжать); (10)

если $t_{\Sigma} \geq K_0$, то решение $\gamma_0: H_0$ (изделие удовлетворяет ТУ).

Недостаток последовательной процедуры: заранее неизвестно число отказов r и длительность испытаний. Поэтому иногда используется комбинированный метод (смешанная процедура), когда дополнительно задается предельное число отказов r_0 и к правилу решения (10) добавляется условие:

если $r < r_0$, то применяется последовательная процедура;

если $r = r_0$, то применяется обычная процедура, например, рассмотренная в разделе 2.

4. Оценка закона распределения

Как уже отмечалось, прежде чем определять характеристики надежности по результатам испытаний, необходимо проверить соответствие закона распределения полученной выборки $w_i(y_i)$ показательному закону распределения (например, $w_i(y_i) = n\lambda e^{-n\lambda y_i}$ или другому). Это можно сделать по критерию χ^2 .

Алгоритм проверки

1. Выбор процедуры испытаний.
2. Испытания, получение выборки $(t_1, t_2, \dots, t_y), (y_1, y_2, \dots, y_i)$.
3. Всё время испытаний делится на k равных интервалов.
4. Определение количества отказов в каждом интервале m_i .

5. Находим точечную оценку $\hat{\lambda} = \frac{r-1}{t_{\Sigma}}$. (11)

Предположим, что закон распределения y_i – экспоненциальный.

6. Вычисляем теоретическую вероятность числа отказов в каждом интервале.

$$P_i = 1 - e^{-n\hat{\lambda} \frac{t_{\Sigma}}{k}} \quad (12)$$

и оценку вероятности отказов в каждом интервале

$$\hat{P}_i = \frac{m_i}{r}. \quad (13)$$

Результаты расчётов заносятся в таблицу.

Определяется

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(\hat{P}_i - P_i)^2}{P_i} \leq \chi_{\alpha}^2 (k-1-\theta), \quad (14)$$

где $\chi_{\alpha}^2 (k-1-\theta)$ – допустимое отклонение, $\alpha < 1$, θ – количество параметров оцениваемого закона распределения.

Если неравенство (14) справедливо, то полученные экспериментальные результаты не противоречат предполагаемому теоретическому закону распределения.

Пример

В таблице 2 приведена выборка интервалов безотказной работы, полученная при испытании радиотехнической системы на надежность по плану [1, В, 112], т.е. рассматривается одна РЭС ($n = 1$) с заменой отказавших систем (восстановлением), где число отказов равно 112 ($r = 112$). Будем считать, что восстановление после отказа происходит настолько быстро, что можно не учитывать затраченное на восстановление время.

Используя данные таблицы 2, найдем суммарную наработку системы во время испытаний:

$$t_{\Sigma} = \sum_{i=1}^{112} y_i = 11363 \text{ ч.}$$

Пусть все испытания делятся на k равных интервалов ($k = 8$).

Табл. 2 – Выборка интервалов безотказной работы при испытании РЭС по плану [1, В, 112]

i	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
y_i , ч	120	1,5	82	45	169	243	145	49	39	138	11	267	108	121	331	17
i	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32
y_i , ч	70	20,5	5	102	117	115	112	65	306	93	50	96	71	280	7	9,5
i	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45	46	47	48
y_i , ч	53	4	28	255	366	123	159	116	52	18,5	2	34	35	14	48	1
i	49	50	51	52	53	54	55	56	57	58	59	60	61	62	63	64
y_i , ч	2,5	43	249	99	104	103	122	32	337	18	19	205	60	8,5	154	388
i	65	66	67	68	69	70	71	72	73	74	75	76	77	78	79	80
y_i , ч	10	4,5	9	74	24	177	44,5	10,5	292	150	21	126	189	16	38	92
i	81	82	83	84	85	86	87	88	89	90	91	92	93	94	95	96
y_i , ч	57	31	7	97	108	111	113	70	298	98	69	100	75	275	11	9
i	97	98	99	100	101	102	103	104	105	106	107	108	109	110	111	112
y_i , ч	7	49	260	88	101	105	117	28	327	15	19	211	67	4,5	143	357

Найдем точечную оценку по формуле (11):

$$\hat{\lambda} = \frac{r-1}{t_{\Sigma}} = \frac{112-1}{11363} = 0,0098 \text{ 1/ч.}$$

Вычисляем теоретическую вероятность числа отказов в каждом интервале по формуле (12) и оценку вероятности отказов в каждом интервале по формуле (13) и результаты заносим в таблицу 3.

Табл. 3 – Результаты расчёта надёжности

Временной интервал	m_i (число отказов в интервале)	$\hat{P}_i$ (оценка вероятности отказов)	P_i (теоретическая вероятность)
1	37	0,3304	1
2	10	0,0893	1
3	15	0,1339	1
4	7	0,0625	1
5	2	0,0179	1
6	4	0,0357	0,999999991
7	3	0,0268	0,999999877
8	2	0,0179	0,999999099

Значения теоретической вероятности P_i равны единице или близки к единице, поскольку значение правой части формулы (12) стремится к нулю; например, для $k=1$: $e^{-n\hat{\lambda}\frac{t_k}{k}} = 4,35 \cdot 10^{-49} \rightarrow 0$.

Далее по формуле (14) найдем $\chi^2 = 6,71$, а с помощью таблицы процентных точек χ^2 -распределения найдем для $k-1-\theta = k-1-1 = 6$ степеней свободы и уровня значимости $\alpha = 0,05$ пороговое значение

$$\chi_{0,05}^2(6) = 12,592.$$

Таким образом,

$$\chi^2 \leq \chi_{0,05}^2,$$

следовательно, по критерию согласия χ^2 гипотеза об экспоненциальности не противоречит результатам испытаний на надежность системы.

Выводы

1. При использовании процедуры испытаний $[n, B, r]$ качество решения будет таким же, как и для процедуры $[n, B, r]$, если обеспечивается такое же суммарное время испытаний t_{Σ} .

2. При последовательной процедуре, если заранее неизвестны число отказов r и длительность испытаний, используется комбинированный метод (смешанная процедура), когда дополнительно задается предельное число отказов r_0 и к правилу решения добавляется условие:

- если $r < r_0$, то применяется последовательная процедура;

- если $r = r_0$, то применяется обычная процедура, например, рассмотренная в разделе 2.

3. Показан алгоритм проверки соответствия закона распределения полученной выборки $w_i(y_i)$ показательному или другому закону распределения по критерию χ^2 .

4. Работа может представлять интерес для инженеров – разработчиков радиотехнических систем.

Библиографический список

1. Жаднов В.В., Полесский С.Н. Проектная оценка надёжности радиотехнических систем/ В.В. Жаднов, С. Н. Полесский//Надёжность и качество: тр. Международного симпози. в 2 т. Т.1/ под ред. Н. К. Юркова. Пенза: Изд-во Пенз. Гос. Ун-та, 2006.С. 24– 29.

2. Жаднов В.В., Сарафанов А.В. Управление качеством при проектировании теплонагруженных радиоэлектронных средств/В. В. Жаднов, А. В. Сарафанов. М.: Солон-Пресс. 2004. 464 с.

3. Артюхова М.А., Жаднов В.В., Полесский С.Н. Метод учёта влияния системы менеджмента надёжности предприятия при расчётной оценке показателей надёжности электронных средств/ М.А. Артюхова, В.В. Жаднов, С.Н. Полесский //Радиоелектроніка, інформатика, управління. – 2013. – №2. – С. 48– 53.

4. Филиппов Б.И. Априорный анализ надёжности радиотехнических систем без восстановления/ Б.И. Филиппов // Известия ВолгГТУ, серия Электроника, измерительная техника, радиотехника и связь, выпуск 12.– 2015. – № 11 (176) . – С. 97-103.

5. Левин Б.Р. Теория надёжности радиотехнических систем/ Б.Р. Левин.М.:Сов.Радио,1978. – 264 с.

6. Филиппов Б.И. Апостериорный анализ надёжности радиоэлектронных систем/ Б.И. Филиппов // Вестник АГТУ, серия Управление, вычислительная техника и информатика. – 2015. – № 4. – С. 81-91.

Сведения об авторах

Борис И. Филиппов – кандидат технических наук, доцент, доцент кафедры защиты информации Новосибирского государственного технического университета. 630099, Новосибирск, ул. Урицкого, д. 17, кв. 13, тел. +79232256721, e-mail: Fillippov-boris@rambler.ru

Татьяна Б. Труш – студент кафедры защиты информации Новосибирского государственного технического университета. 630017, Новосибирск, ул. Б.Богаткова, д. 192/5, кв. 183, тел. +79538075706, e-mail: Tanuza95@mail.ru

Поступила 20.12.2016

Фундаментальные электрические шумы и неразрушающий контроль электронных приборов

Борис И. Якубович, Петербургский институт ядерной физики Национальный исследовательский центр «Курчатовский институт», Россия, Гатчина



Борис И. Якубович

Резюме. Цель. Исследование возможностей широкого применения электрических шумов для неразрушающего контроля электронных приборов и теоретическое обоснование использования электрических шумов в этих целях. Для этого рассматриваются фундаментальные электрические шумы и анализируются те их типы, которые принципиально могут быть использованы для неразрушающего контроля. **Методы.** Теоретически исследованы флуктуационные процессы, лежащие в основе нескольких типов электрических шумов, и деградационные процессы в электронных приборах. Проанализирована связь спектральных свойств флуктуаций с характеристиками деградационных процессов в электронных приборах. На основании этого сделаны выводы о возможностях применения электрических шумов для неразрушающего контроля электронных приборов. Рассмотрены электрические флуктуационные явления, вызванные захватом и эмиссией носителей заряда ловушками, образованными дефектами структуры твердых тел. Процессы захвата и эмиссии носителей ловушками являются основополагающей причиной следующих фундаментальных типов электрических шумов: избыточного, генерационно-рекомбинационного и взрывного. При этом имеются существенные различия по параметрам и статистическим свойствам флуктуационных процессов для разных типов шумов. В связи с этим анализировались электрические флуктуации, вызванные ловушками, с целью дать достаточно общее описание таких флуктуационных явлений. В результате дано строгое описание электрических флуктуаций, вызванных ловушками. Вычислено выражение общего вида для спектра флуктуаций. От него можно перейти в частных случаях к спектрам избыточного, генерационно-рекомбинационного и взрывного шумов. Результаты изучения электрических флуктуаций, вызванных ловушками, могут быть применены для определения спектральных свойств флуктуаций твердых материалов и электронных устройств на их основе. Проведен строгий количественный анализ деградационных процессов, протекающих в электронных приборах на основе твердых материалов, в целях связать спектральные характеристики шумов, вызванных захватом и эмиссией носителей дефектами структуры, со степенью дефектности материалов для развития возможностей использования шумов для оценки качества и надежности электронных приборов. Установлено: спектральная плотность шума связана со степенью и со скоростью деградации структуры. Таким образом, шумы в электронных приборах содержат информацию о степени и скорости деградации. Сделаны следующие практические выводы. Спектральная плотность шума связана с числом дефектов в приборе в начальный момент и связана со скоростью образования дефектов и, следовательно, со скоростью старения электронного прибора. Таким образом, шум содержит информацию о качестве изготовленного прибора и о скорости изменения эксплуатационных характеристик прибора. Следовательно, по спектру шума можно оценить недостатки качества электронного прибора, как возникающие в процессе изготовления, так и проявляющиеся в процессе эксплуатации. **Выводы.** В итоге работы обоснованы возможности широкого применения электрических шумов для неразрушающего контроля электронных приборов, показана возможность использования фундаментальных типов электрических шумов для этих целей. Строгое обоснование применения электрических шумов для неразрушающего контроля электронных приборов, возможность оценки недостатков качества приборов, вызванных различными причинами, использование широко распространенных и часто преобладающих типов шумов, высокая чувствительность флуктуационной спектроскопии указывают на эффективность применения электрических шумов для неразрушающего контроля электронных приборов.

Ключевые слова: шумы, флуктуации, неразрушающий контроль, надежность, твердые тела, полупроводники, электронные приборы.

Формат цитирования: Якубович Б.И., Фундаментальные электрические шумы и неразрушающий контроль электронных приборов // Надежность. 2017. Т. 17, № 2. С. 31-35. DOI: 10.21683/1729-2646-2017-17-2-31-35

Введение

Электрические шумы могут быть использованы для неразрушающего контроля электронных приборов. На это указывают многочисленные экспериментальные

результаты. Установлена корреляция между характеристиками шумов и длительностью безотказной работы электронных приборов. Причем такая корреляция обнаружена для многочисленных электронных

приборов, изготовленных из различных типов твердых материалов. Обзор исследований в этом направлении приведен в [1, 2]. Наличие такой корреляции связывается с тем, что происхождение ряда шумовых процессов обусловлено дефектами структуры твердых материалов [2-5]. Повышенная концентрация дефектов материалов, из которых изготовлен прибор, может свидетельствовать о его потенциальной ненадежности. Имеются также указания на то, что формирование низкочастотного электрического шума может быть связано с деградиационными процессами, протекающими в электронных приборах [6-8]. Возможность использовать электрические шумы с целью оценивать степень дефектности твердых материалов, из которых изготовлены приборы, и характеризовать деградиационные изменения, произошедшие в электронных приборах, делает шумовую спектроскопию достаточно универсальным методом неразрушающего контроля электронной техники. Высокая чувствительность флукуационной спектроскопии указывает на эффективность такого метода.

В связи с этим целесообразно более широкое развитие шумовой спектроскопии для неразрушающего контроля электронных приборов и более строгое обоснование возможности использования электрических шумов в этих целях. Для этого рассмотрим фундаментальные электрические шумы, поскольку они наблюдаются в очень большом количестве разнообразных объектов, и проанализируем те их типы, которые принципиально могут быть использованы для неразрушающего контроля. К таким шумам относятся избыточный низкочастотный, генерационно-рекомбинационный и взрывной шумы. Избыточный низкочастотный шум – шум, спектральная плотность которого изменяется по закону $S(f) = 1/f^\alpha$, где α близко к 1. Наиболее значительная теоретическая модель, дающая объяснению шуму этого типа, связывает его происхождение с захватом и эмиссией носителей заряда ловушками, образованными дефектами структуры твердых тел [3, 5]. Генерационно-рекомбинационный шум вызван генерационно-рекомбинационными процессами в полупроводниках, которые в большинстве случаев идут через центры генерации-рекомбинации, образованные дефектами структуры [5, 9, 10]. Взрывной шум имеет вид случайного сигнала ступенчатой формы и наиболее убедительное объяснение его природы дается за счет процессов захвата и эмиссии носителей заряда ловушками при низких частотах этого процесса [5, 11]. Далее проанализируем избыточный, генерационно-рекомбинационный и взрывной шумы, дадим строгое количественное описание флукуационных процессов, лежащих в их основе, и выясним связь спектров шумов с деградиационными процессами в электронных приборах в целях изучения возможностей применения фундаментальных электрических шумов этих типов для неразрушающего контроля электронных приборов.

Электрические шумы

Рассмотрим электрические флукуационные явления, вызванные захватом и эмиссией носителей заряда ловушками, образованными дефектами структуры твердых тел. Процессы захвата и эмиссии носителей ловушками являются основополагающей причиной избыточного, генерационно-рекомбинационного и взрывного шумов. Характер шума, вызванного ловушками, во многом определяется видом ловушек, их концентрацией, статистическими свойствами процессов захвата и эмиссии носителей на ловушках. Различия, главным образом, по этим показателям приводят к разным типам электрических шумов, имеющих единый источник – стохастические процессы захвата и эмиссии носителей заряда на ловушках. В сложившейся ситуации флукуации, вызванные общей причиной – захватом и эмиссией носителей ловушками, при наложении различных условий на флукуационные процессы данного вида относятся к различным типам электрических шумов. В связи с этим представляется целесообразным проанализировать в достаточно общем виде электрические флукуации, вызванные захватом и эмиссией носителей заряда ловушками, образованными структурными дефектами. Проанализируем флукуации, не накладывая ограничений на соотношения между параметрами флукуационного процесса при заданных в общем виде распределениях времен между последовательными событиями флукуационного процесса. Поскольку для электронной техники наиболее значительны полупроводниковые материалы, рассмотрим электрические флукуации в полупроводниках.

Рассматриваем электрические флукуации в полупроводниках, вызванные процессами захвата и эмиссии носителей заряда ловушками, образованными дефектами структуры. Переход свободных носителей в связанные состояния на ловушках приводит к флукуациям проводимости и, вследствие этого, к электрическому шуму в полупроводниках. Вычислим спектр флукуаций числа свободных носителей в полупроводнике, связанных с ловушками. Анализируем флукуации в весьма общем случае. Концентрации свободных носителей и ловушек находятся в произвольном соотношении. Вероятность изменения числа свободных носителей в полупроводнике статистически связана с числами свободных носителей, захваченных носителей и пустых ловушек в данный момент. Поскольку число свободных носителей в отсутствие захватов на ловушки и число ловушек в образце фиксированы, то в любой момент времени число свободных носителей полностью определяет количество захваченных носителей и пустых ловушек. Проанализируем флукуационный процесс, для которого вероятность изменения числа свободных носителей статистически связана с числом свободных носителей в данный момент и статистическая связь задана в общем виде. Рассматриваемые флукуации, вызванные стоха-

стическим процессом изменения числа N свободных носителей, представляют собой случайную последовательность прямоугольных импульсов, амплитуда которых δN определяется выражением $\delta N = N - \langle N \rangle$, а длительность очередного импульса равна промежутку времени между последовательными событиями изменения числа свободных носителей в образце (вызываемыми захватом и эмиссией носителей ловушками). При указанных выше статистических связях рассматриваемого флуктуационного процесса длительность импульса статистически связана с его амплитудой, а амплитуда импульса статистически связана с амплитудой предшествующего импульса. Вычислим спектр флуктуаций числа свободных носителей в полупроводнике, считая флуктуационный процесс стационарным. Для этого проведем вычисление описанной случайной последовательности импульсов. Флуктуации числа свободных носителей в полупроводниковом материале можно записать следующим образом:

$$\delta N = \sum_{j=1}^n \delta N_j x(t - \theta_1 - \dots - \theta_{j-1}, \theta_j), \quad (1)$$

где n – число импульсов в последовательности продолжительностью T , $x(t)$ – функция, описывающая форму импульса, δN_j – амплитуда, θ_j – длительность импульса. Преобразование Фурье имеет вид

$$\begin{aligned} F(f) &= \int_{-\infty}^{\infty} \sum_{j=1}^n \delta N_j x(t - \theta_1 - \dots - \theta_{j-1}, \theta_j) e^{-2\pi i f t} dt = \\ &= \sum_{j=1}^n \delta N_j x(t - \theta_1 - \dots - \theta_{j-1}, \theta_j), \end{aligned} \quad (2)$$

Где

$$F_0(f, \theta_j) = \int_{-\infty}^{\infty} x(t, \theta_j) e^{-2\pi i f t} dt. \quad (3)$$

Соответственно,

$$\begin{aligned} |F(f)|^2 &= \sum_{j=1}^n \delta N_j^2 |F_0(f, \theta_j)|^2 + \\ &+ 2 \operatorname{Re} \sum_{j=1}^{n-1} \sum_{i=1}^{n-j} \delta N_j^2 \delta N_{j+i} e^{2\pi i f (\theta_j + \dots + \theta_{j+i-1})} \cdot F_0(f, \theta_j) F_0^*(f, \theta_{j+i}). \end{aligned} \quad (4)$$

Рассчитываем среднее по ансамблю $\langle |F(f)|^2 \rangle$, используя независимость ряда параметров в рассматриваемой последовательности импульсов

$$\begin{aligned} \langle |F(f)|^2 \rangle &= \sum_{j=1}^n \langle \delta N_j^2 |F_0(f, \theta_j)|^2 \rangle + \\ &+ 2 \operatorname{Re} \sum_{j=1}^{n-1} \langle \delta N_j \delta N_{j+1} e^{2\pi i f \theta_j} \cdot F_0(f, \theta_j) F_0^*(f, \theta_{j+1}) \rangle + \\ &+ 2 \operatorname{Re} \sum_{j=1}^{n-2} \sum_{i=2}^{n-j} \langle \delta N_j e^{2\pi i f \theta_j} F_0(f, \theta_j) \rangle \cdot \\ &\cdot \langle \delta N_{j+i} F_0^*(f, \theta_{j+i}) \rangle \langle e^{2\pi i f \theta_{j+1}} \rangle \dots \langle e^{2\pi i f \theta_{j+i-1}} \rangle. \end{aligned} \quad (5)$$

Вычисляем спектральную плотность флуктуаций числа свободных носителей

$$S_N(f) = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{\langle |F(f)|^2 \rangle}{T}. \quad (6)$$

Учитывая стационарность рассматриваемого стохастического процесса, получаем спектральную плотность флуктуаций следующего вида:

$$\begin{aligned} S_N(f) &= \nu \left\{ \langle \delta N^2 |F_0(f, \theta)|^2 \rangle + \right. \\ &+ 2 \operatorname{Re} \langle \delta N_j \delta N_{j+1} e^{2\pi i f \theta} F_0(f, \theta_j) F_0^*(f, \theta_{j+1}) \rangle + \\ &\left. + 2 \operatorname{Re} \langle \delta N F_0^*(f, \theta) \rangle \langle \delta N e^{2\pi i f \theta} F_0(f, \theta) \rangle \frac{\langle e^{2\pi i f \theta} \rangle}{1 - \langle e^{2\pi i f \theta} \rangle} \right\}, \end{aligned} \quad (7)$$

где $\nu = \lim_{T \rightarrow \infty} n/T$ – среднее число захватов и испусканий носителей ловушками в единицу времени. Очевидно, что $\nu = 1/\langle \theta \rangle$. Вычислим преобразование Фурье одиночного импульса, учитывая, что импульс прямоугольной формы

$$F_0(f, \theta) = \int_0^\theta x(t) e^{-2\pi i f t} dt = \frac{e^{-\pi i f \theta} \sin \pi f \theta}{\pi f}. \quad (8)$$

В итоге спектр флуктуаций числа свободных носителей в полупроводниках при произвольном соотношении концентраций ловушек и свободных носителей имеет вид

$$\begin{aligned} S_N(f) &= \frac{1}{\pi^2 f^2 \langle \theta \rangle} \left\{ \langle \delta N^2 \sin^2 \pi f \theta \rangle + \right. \\ &+ 2 \operatorname{Re} \langle \delta N_j \delta N_{j+1} e^{\pi i f (\theta_j + \theta_{j+1})} \sin \pi f \theta_j \sin \pi f \theta_{j+1} \rangle + \\ &\left. + 2 \operatorname{Re} \langle \delta N e^{\pi i f \theta} \sin \pi f \theta \rangle^2 \frac{\langle e^{2\pi i f \theta} \rangle}{1 - \langle e^{2\pi i f \theta} \rangle} \right\}. \end{aligned} \quad (9)$$

Из формулы (9) непосредственно переходим к выражению для спектра флуктуаций тока, протекающего в полупроводнике при постоянном напряжении, приложенном к образцу. Поскольку ток пропорционален числу свободных носителей в образце, то спектр нормированных флуктуаций тока в полупроводнике имеет вид:

$$\begin{aligned} \frac{S(f)}{I^2} &= \frac{1}{\langle N \rangle^2 \pi^2 f^2 \langle \theta \rangle} \left\{ \langle \delta N^2 \sin^2 \pi f \theta \rangle + \right. \\ &+ 2 \operatorname{Re} \langle \delta N_j \delta N_{j+1} e^{\pi i f (\theta_j + \theta_{j+1})} \sin \pi f \theta_j \sin \pi f \theta_{j+1} \rangle + \\ &\left. + 2 \operatorname{Re} \langle \delta N e^{\pi i f \theta} \sin \pi f \theta \rangle^2 \frac{\langle e^{2\pi i f \theta} \rangle}{1 - \langle e^{2\pi i f \theta} \rangle} \right\}. \end{aligned} \quad (10)$$

Таким образом, рассмотрены в весьма общем случае электрические флуктуации в полупроводниках, вызванные стохастическими процессами захвата и эмиссии носителей заряда дефектами структуры. Вычисленное общее выражение для спектра флуктуаций может быть использовано для

описания избыточного, генерационно-рекомбинационного и взрывного шумов. Задавая свойственные данному типу шума соотношения между параметрами флуктуационного процесса и распределения времен можно из общей формулы (10) получить выражение для спектра этого шума. Анализируя в конкретных случаях электрические флуктуации в твердых телах и электронных приборах на их основе, можно из общей формулы (10), задавая характеристики твердого материала и параметры флуктуационного процесса, определять спектральные характеристики флуктуаций. Результаты изучения электрических флуктуаций, вызванных захватом и эмиссией носителей заряда структурными дефектами, могут быть использованы для определения спектральных свойств флуктуаций твердых материалов и электронных устройств на их основе и установления зависимостей спектральных свойств от характеристик твердых материалов.

Деградационные процессы

Проанализируем деградационные процессы, протекающие в твердых материалах и электронных устройствах на их основе. Актуальность проведения таких исследований связана со следующими обстоятельствами. Имеется группа электрических шумов, происхождение которых обусловлено дефектами структуры твердых тел. Спектральные свойства таких шумов зависят от степени дефектности структуры. Строгий количественный анализ деградационных процессов позволил бы связать спектральные характеристики шумов со степенью дефектности материалов и, соответственно, дал бы возможность использовать шумы для оценки качества и надежности электронных приборов.

Рассмотрим деградационный процесс, протекающий в твердом материале. Результатом этого процесса является увеличение числа дефектов структуры. Количество дефектов возрастает с увеличением времени. При этом, вообще говоря, возможны события возникновения и уничтожения дефектов. То есть, деградационные изменения структуры представляют собой случайный процесс изменения числа дефектов. Такой случайный процесс может принимать только неотрицательные значения, изменения этого процесса могут происходить в любой момент времени t , при этом в любой момент времени он может или увеличиться на единицу, или уменьшиться на единицу, или остаться неизменным. Стохастический процесс такого типа описывается системой дифференциальных уравнений Колмогорова [12]:

$$\begin{aligned} \frac{dp_0(t)}{dt} &= u_1(t)p_1(t) - w_0(t)p_0(t) \\ \frac{dp_1(t)}{dt} &= w_0(t)p_0(t) + u_2(t)p_2(t) - (w_1(t) + u_1(t))p_1(t) \\ &\dots \\ \frac{dp_i(t)}{dt} &= w_{i-1}(t)p_{i-1}(t) + u_{i+1}(t)p_{i+1}(t) - (w_i(t) + u_i(t))p_i(t), \quad (11) \end{aligned}$$

где $i = 1, 2, 3, \dots$, $p_i(t)$ – вероятность числа i дефектов структуры в момент времени t , $w_i(t)$ – интенсивности

потоков событий, ведущих к увеличению числа дефектов, $u_i(t)$ – интенсивности потоков событий, ведущих к уменьшению числа дефектов. Найдем среднее число дефектов $N_d(t)$ в момент времени t . Сделаем это следующим образом. Умножим левую и правую часть i -го уравнения системы (11) на величину i :

$$\begin{aligned} i \frac{dp_i(t)}{dt} &= w_0(t)p_0(t) + u_2(t)p_2(t) - (w_1(t) + u_1(t))p_1(t) \\ &\dots \\ i \frac{dp_i(t)}{dt} &= iw_{i-1}(t)p_{i-1}(t) + iu_{i+1}(t)p_{i+1}(t) - i(w_i(t) + u_i(t))p_i(t). \quad (12) \end{aligned}$$

Сложим левые и правые части полученных уравнений:

$$\sum_{i=1}^{\infty} i \frac{dp_i(t)}{dt} = \sum_{i=1}^{\infty} \left[iw_{i-1}(t)p_{i-1}(t) + iu_{i+1}(t)p_{i+1}(t) - i(w_i(t) + u_i(t))p_i(t) \right]. \quad (13)$$

Преобразуем левую часть уравнения:

$$\sum_{i=1}^{\infty} i \frac{dp_i(t)}{dt} = \frac{d}{dt} \sum_{i=1}^{\infty} ip_i(t) = \frac{d}{dt} N_d(t). \quad (14)$$

Учтем следующие соотношения:

$$\sum_{i=1}^{\infty} iw_{i-1}(t)p_{i-1}(t) = \sum_{i=1}^{\infty} (i+1)w_i(t)p_i(t), \quad (15)$$

$$\sum_{i=1}^{\infty} iu_{i+1}(t)p_{i+1}(t) = \sum_{i=1}^{\infty} (i-1)u_i(t)p_i(t). \quad (16)$$

В результате получаем:

$$\frac{dN_d(t)}{dt} = \sum_{i=1}^{\infty} (w_i(t) - u_i(t))p_i(t). \quad (17)$$

Для реальных деградационных процессов, протекающих в твердых телах, как правило, выполняется соотношение $w_i(t) = w(t)$, означающее, что скорость образования дефектов зависит от времени и не зависит от числа дефектов, имеющихся в данный момент. Поскольку при реалистических концентрациях дефекты не оказывают взаимного влияния друг на друга, выполняется соотношение $u_i(t) = u(t)$, где $u(t)$ – интенсивность потока событий для одного дефекта, причем величина $u(t)$ обычно достаточно мала. С учетом этого:

$$\sum_{i=1}^{\infty} w_i(t)p_i(t) = w(t) \sum_{i=1}^{\infty} p_i(t) = w(t), \quad (18)$$

$$\sum_{i=1}^{\infty} u_i(t)p_i(t) = u(t) \sum_{i=1}^{\infty} ip_i(t) = u(t)N_d(t). \quad (19)$$

В итоге находим уравнение для $N_d(t)$:

$$\frac{dN_d(t)}{dt} = w(t) - u(t)N_d(t). \quad (20)$$

Его решение при начальном условии $N_d(0)$ имеет вид:

$$N_d(t) = e^{-\int_0^t u(x)dx} \left[\int_0^t w(x)e^{\int_0^x u(\theta)d\theta} dx + N_d(0) \right]. \quad (21)$$

Поскольку спектральная плотность шумов, вызванных дефектами структуры, непосредственно связана с количеством дефектов [1-3, 5], то, используя формулу (21), можно сделать следующие выводы. Спектральная плотность шума зависит от числа дефектов, а значит, связана со степенью деградации структуры. Спектральная плотность шума зависит от скорости образования дефектов и, следовательно, от скорости деградации структуры. Таким образом, шумы в электронных приборах на основе твердых материалов содержат информацию о степени и скорости деградации. Далее следуют практические выводы. Спектральная плотность шума связана с числом дефектов в приборе в начальный момент и, следовательно, характеризует качество изготовленного прибора. Кроме того, спектральная плотность шума зависит от скорости образования дефектов и, следовательно, от скорости старения электронного прибора. Таким образом, спектральная плотность шума связана со скоростью изменения эксплуатационных характеристик прибора. Следовательно, по спектру шума можно оценить недостатки качества электронного прибора, как возникающие в процессе изготовления, так и проявляющиеся в процессе эксплуатации.

Заключение

Проанализированы электрические флуктуации в твердых материалах и электронных приборах на их основе, вызванные дефектами. Дано количественное описание флуктуаций. Вычислено выражение общего вида для спектра флуктуаций. Полученные результаты могут быть использованы для описания избыточного, генерационно-рекомбинационного и взрывного шумов. Шумы этих типов являются фундаментальными и во многом определяют вид спектра и интенсивность шума многочисленных электронных приборов. Данные шумы в большой степени связаны с дефектностью твердых материалов и могут быть широко использованы для неразрушающего контроля качества изделий твердотельной электроники. Полученные в статье результаты дают возможность не сложным образом определять спектральные свойства и интенсивность шумов, вызванных дефектами, в электронных приборах различного назначения.

Проанализированы деградационные процессы, протекающие в твердотельных электронных приборах. Определены количественные характеристики деградационных процессов. Показана связь электрических шумов, вызванных дефектами, как со степенью, так и со скоростью деградационных изменений в электронных приборах. Установлено, что спектр шума содержит информацию о недостатках качества электронного прибора, как возникающих в процессе изготовления, так и проявляющихся в процессе эксплуатации. В итоге работы обоснована возможность широкого применения электрических шумов для неразрушающего контроля электронных приборов, показана возможность ис-

пользования фундаментальных типов электрических шумов для этих целей. Строгое обоснование применения электрических шумов для неразрушающего контроля электронных приборов, возможность оценки недостатков качества приборов, вызванных различными причинами, использование широко распространенных и часто преобладающих типов шумов, высокая чувствительность флукуационной спектроскопии указывают на эффективность применения электрических шумов для неразрушающего контроля электронных приборов.

Библиографический список

1. Jones B.K. Electrical noise as a measure of quality and reliability in electronic devices // Adv. Electron. Electron. Phys. 1993. V. 87, P. 201-257.
2. Якубович Б.И. Электрический шум и дефекты структуры твердых тел. Germany: LAP Lambert Academic Publishing, 2012. 116 с.
3. Kirton M.J., Uren M.J. Noise in solid-state microstructures: A new perspective on individual defects, interface states and low-frequency (1/f) noise // J. Adv. Phys. 1989. V. 38, N. 4. P. 367-468.
4. Fleetwood D.M. 1/f noise and defects in microelectronic materials and devices // IEEE Trans. Nucl. Sci. 2015. V. 62, N. 4. P. 1462-1486.
5. Якубович Б.И. Электрические флуктуации в твердых телах. Germany: AV Akademikerverlag, 2013. 212 с.
6. Малахов А.Н. К вопросу о спектре фликкер-шума // Радиотехника и электроника. 1959. Т.4, № 1. С. 54-62.
7. Якубович Б.И. Электрические флуктуации в неметаллах. СПб.: Энергоатомиздат, 1999. 208 с.
8. Якубович Б.И. О природе избыточного низкочастотного шума (обзор) // Успехи прикладной физики. 2016. Т.4, №2. С. 127-138.
9. Mitin V., Reggiani L., Varani L. Generation-recombination noise in semiconductors // Noise and fluctuations control in electronic devices (Ed. A. Balandin). California: American scientific publishers, 2002. P. 11-29.
10. Якубович Б.И. Генерационно-рекомбинационный шум в полупроводниках // Научное приборостроение. 2013. Т.23, №4 С.50-53.
11. Kleinpenning T.G.M. On 1/f noise and random telegraph noise in very small electronic devices // Physica B. 1990. V.164, N. 3. P. 331-334.
12. Феллер В. Теория вероятностей и ее приложения. – Т.1. М.: Мир, 1984. 528 с.

Сведения об авторах

Борис И. Якубович – кандидат физико-математических наук, старший научный сотрудник Петербургского института ядерной физики Национального исследовательского центра «Курчатовский институт». Россия, 188300, Ленинградская обл., г. Гатчина, Орлова роща, тел. 81371-4-64-92, e-mail: yakubovich_bi@pnpi.nrcki.ru

Поступила 23.03.2017

Функциональная надежность программного обеспечения блока индикации комплекса БЛОК

Ефим Н. Розенберг, ОАО «НИИАС», Москва, Россия
Наталья Г. Пенькова, ОАО «НИИАС», Москва, Россия
Александр С. Коровин, ОАО «НИИАС», Москва, Россия



Ефим Н.
Розенберг



Наталья Г.
Пенькова



Александр С.
Коровин

Резюме. Цель. Статья посвящена решению задачи оценки функциональной надежности программного обеспечения (ПО) блока индикации, входящего в состав безопасного локомотивного объединенного комплекса БЛОК, связанной с ошибками программы при заданном времени работы системы 24 часа. Одной из центральных задач является расчет значений таких атрибутов функциональной надежности ПО, как безошибочность, правильность, защищенность, контролируемость, безотказность, устойчивость ПО к ошибкам и готовность, которые являются ключевыми показателями для оценки работоспособности устройств безопасности. При этом ставится задача оценки целесообразности проведения проверки программного обеспечения блока индикации перед каждой поездкой с помощью предрейсового тестирования. **Методика.** В исходных условиях задачи отсутствуют статистические данные о реализациях программы в процессе ее сопровождения. Также отсутствуют сведения о структурных характеристиках программы (количестве операторов, операндов, циклов и др.), что не позволяет использовать статические модели надежности типа модели Холстеда или модели IBM и им подобные. Поэтому в качестве аппарата определения исходных данных для решения задачи выбрана модель Шумана. Методика оценки функциональной надежности блока индикации основывается на результатах работы [1]. **Результаты.** На первом этапе решения задачи были определены значения следующих исходных данных: первоначальное количество дефектов в программе, интенсивность ошибок программы и вероятность правильного однократного выполнения программы. С использованием найденных значений на следующем этапе получены значения таких параметров надежности, как вероятность отсутствия ошибки в результате выполнения программы в течение заданного времени, вероятность отсутствия отказов в работе блока индикации при выполнении программы в течение заданного времени и среднее время до ошибки программы. Рассчитав вероятность $P_{no}(t)$ отсутствия ошибки в результате выполнения программы в течение заданного времени, оценили такие атрибуты функциональной надежности ПО, как безошибочность, правильность, защищенность и контролируемость. Рассчитав вероятность отсутствия отказов в работе блока индикации $P_g(t)$ при выполнении программы в течение заданного времени, дали оценку таким атрибутам, как безотказность и устойчивость ПО к ошибкам, а рассчитав среднее время до ошибки программы $T_{ср.по}$ и зная среднее время простоя, вызванного необходимостью устранения ошибки программы $\tau_{пр}$, определили атрибут готовности блока индикации в произвольный момент времени безошибочно выполнять определенный информационный процесс $k_{ф}$. Полученные значения коэффициента частичной функциональной готовности блока индикации показали, что проведение проверки блока индикации перед каждой поездкой и, в случае обнаружения ошибок, оперативное их устранение позволит существенно повысить пользовательские характеристики блока индикации локомотивного (БИЛ) в рамках своевременного информирования машиниста об актуальной поездной обстановке с целью своевременного принятия им решения по управлению движением поезда.

Ключевые слова: безопасный локомотивный объединенный комплекс БЛОК, блок индикации, функциональная надежность.

Формат цитирования: Розенберг Е.Н., Пенькова Н.Г., Коровин А.С. Функциональная надежность программного обеспечения блока индикации комплекса БЛОК // Надежность. 2017. Т. 17, № 2. С. 36-40. DOI: 10.21683/1729-2646-2017-17-2-36-40

Безопасный локомотивный объединенный комплекс БЛОК является современным бортовым средством обеспечения безопасности движения поездов, широко внедряемым на сети Российских железных дорог. Комплекс БЛОК пришел на смену и заменяет собой, совмещая в себе их функции, такие бортовые устройства безопасности, как КЛУБ (комплексное локомотивное устройство безопасности), САУТ (система автоматического

управления торможением) и ТСКБМ (телемеханическая система контроля бодрствования машиниста).

БЛОК предназначен для обеспечения безопасности движения поездов на участках железных дорог с автономной и электрической тягой постоянного и переменного тока, оборудованных путевыми устройствами систем АЛСН (автоматическая локомотивная сигнализация непрерывного типа с числовым кодированием),

АЛС-ЕН (многозначная автоматическая локомотивная сигнализация непрерывного типа с фазоразностной модуляцией несущей частоты), САУТ, аппаратурой цифрового радиоканала, точечного канала, системы координатного интервального регулирования движения поездов, а также на участках, оборудованных устройствами полуавтоматической блокировки.

Важное место в обеспечении безопасности движения занимают вопросы человеко-машинного взаимодействия, которое осуществляется через устройства индикации и управления. Комплекс БЛОК имеет свой блок индикации. На блоке индикации отображается вся необходимая информация о поездной ситуации по маршруту следования и работе системы на борту локомотива, позволяющая машинисту достигать поставленные цели и успешно находить решение возникающих проблем.

Рассмотрим пример расчета показателей функциональной надежности программы блока индикации, входящего в состав безопасного локомотивного объединенного комплекса БЛОК.

Результаты тестирования программного обеспечения блока индикации

Программа блока индикации предназначена для отображения машинисту поездной ситуации в реальном масштабе времени.

На этапе отладки проведено тестирование программы. Блок индикации подключен согласно структурной схеме, которая показана на рисунке 1.

В состав структурной схемы входит:

- источник питания;
- блок индикации БИЛ;
- персональный компьютер, с установленной на нем имитационной программой;
- Kvaser, преобразователь интерфейсов USB в CAN (Controller Area Network).

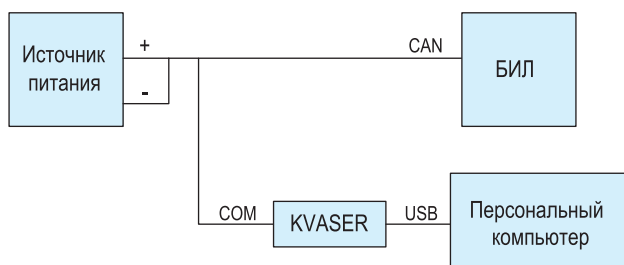


Рис. 1

Заявки на выполнение программы поступают с интенсивностью $\gamma = 1800$ 1/ч от имитационной программы, которая установлена на персональный компьютер.

Проведено 14 этапов тестирования:

1. Тестирование отображения сигналов светофора по данным АЛСН совместно с проверкой правильности отображения частоты по АЛСН.

В течение 7 часов с помощью имитационной программы задавались CAN-сообщения для блока индикации о поочередной смене сигналов светофора по АЛСН (значения сигналов светофора: белый, красный, красно-желтый, желтый, зеленый) и о поочередной смене частоты по АЛСН (значение частот: 25 Гц, 50 Гц, 75 Гц, 25 Гц). В результате тестирования данного этапа ошибки в работе программы не обнаружены.

2. Тестирование отображения сигналов светофора по данным АЛС-ЕН совместно с проверкой правильности отображения движения прямо или с отклонением.

В течение 7 часов с помощью имитационной программы задавались CAN-сообщения для блока индикации о поочередной смене сигналов светофора по АЛС-ЕН (значения сигналов светофора: белый мигающий, красный, красно-желтый, 1БУ, 2БУ, 3БУ, 4БУ, 5БУ) и о поочередной смене движения прямо или с отклонением (значения: отсутствует, прямо, с отклонением). В результате тестирования данного этапа в работе программы было обнаружено две ошибки: при значениях светофоров по АЛС-ЕН красно-желтый и красный на блоке индикации неправильно отображается движение прямо или с отклонением.

3. Проверка правильности отображения фактической, целевой и допустимой скоростей.

В течение 8 часов с помощью имитационной программы задавались CAN-сообщения для блока индикации со значениями фактической, целевой и допустимой скоростей. Задаваемые значения фактической скорости: 0, 20, 40, 60, 80, 100, 120, 140, 160, 180, 200, 220, 240, 260, 120, 0. Задаваемые значения целевой скорости: 0, 20, 40, 60, 80, 100, 120, 140, 160, 180, 200, 220, 240, 260, 200. Задаваемые значения допустимой скорости: 0, 20, 40, 60, 80, 100, 120, 140, 160, 180, 200, 220, 240, 260, 0). В результате тестирования данного этапа ошибки в работе программы не обнаружены.

4. Проверка правильности отображения координаты, номера пути, направления движения вперед или назад.

В течение 9 часов с помощью имитационной программы задавались CAN-сообщения для блока индикации со значениями координат (0 км 0 пк 1 м, 4 км 5 пк 99 м, 9999 км 9 пк 99 м, 0 км 0 пк 0 м), со значениями номера пути (0, 8, 15, 1), со значениями направления движения (вперед, назад). В результате тестирования данного этапа ошибки в работе программы не обнаружены.

5. Проверка правильности отображения названия цели, вида цели и расстояния до цели и названия станции.

В течение 8 часов с помощью имитационной программы задавались CAN-сообщения для блока индикации с названиями цели (Икша, Нахабино, Нет цели), с видами цели (светофор, станция, опасное место, мост, переезд, платформа, тоннель, стрелка, рельсовая цепь, ППУ ТК-САУТ (приемопередающее устройство точечного канала связи САУТ), тупик, хвост поезда, место остановки, работают люди, усл-разр. сигнал, станция), с расстояниями до цели (1 м, 1000 м, 8191 м, 0 м) и с названиями станции (Москва, Тушино, Болевое, Нет

станции). В результате тестирования данного этапа ошибки в работе программы не обнаружены.

6. Проверка правильности отображения давления в тормозном цилиндре, тормозной магистрали и в уравнительном резервуаре.

В течение 7 часов с помощью имитационной программы задавались CAN-сообщения для блока индикации со значениями давления в тормозном цилиндре (0,1 МПа, 0,5 МПа, 1,0 МПа, 0 МПа), со значениями давления в тормозной магистрали (0,1 МПа, 0,5 МПа, 1,0 МПа, 0 МПа) и со значениями давления в уравнительном резервуаре (0,1 МПа, 0,5 МПа, 1,0 МПа, 0 МПа). В результате тестирования данного этапа ошибки в работе программы не обнаружены.

7. Формирование блоком индикации сообщений в CAN-интерфейс о состоянии работоспособности программы.

В течение 10 часов с помощью имитационной программы происходила проверка формирования блоком индикации сообщений в CAN-интерфейс, каждые 500 мс, о состоянии работоспособности программы. В результате тестирования данного этапа были обнаружены две ошибки, и блок индикации дважды производил программно перезапуск программного обеспечения и начинал снова формировать каждые 500 мс сообщения в CAN-интерфейс о состоянии работоспособности.

8. Проверка правильности отображения режима работы автоведения, значения заданной скорости от автоведения и времени по графику от автоведения.

В течение 9 часов с помощью имитационной программы задавались CAN-сообщения для блока индикации со значениями режима работы автоведения (автоведение выключено, автоведение в информационном режиме, автоведение в автоматическом режиме), со значениями заданной скорости от автоведения (0, 20, 40, 60, 80, 100, 120, 140, 160, 180, 200, 220, 240, 260, 120, 0), со значениями времени по графику от автоведения (0 часов 10 минут 15 секунд; 3 часа 12 минут 19 секунд; 5 часов 19 минут 22 секунды; 11 часов 23 минуты 27 секунд; 15 часов 27 минут 34 секунды; 19 часов 34 минуты 38 секунд; 22 часа 44 минуты 47 секунд; 23 часа 57 минут 59 секунд). В результате тестирования данного этапа ошибки в работе программы не обнаружены.

9. Проверка правильности отображения предварительной сигнализации, предварительной сигнализации ТСКБМ, запроса подтверждения работоспособности машиниста и устойчивой связи по радиоканалу.

В течение 7 часов с помощью имитационной программы задавались CAN-сообщения для блока индикации со значением предварительной сигнализации (включена, выключена), со значением предварительной сигнализации ТСКБМ (включена, выключена), со значением запроса подтверждения работоспособности машиниста (есть запрос, нет запроса) и со значением устойчивой связи по радиоканалу (наличие связи, отсутствие связи). В результате тестирования данного этапа ошибки в работе программы не обнаружены.

10. Проверка правильности отображения ускорения, наличия нейтральной вставки/токораздела и расстояния до нейтральной вставки/токораздела.

В течение 7 часов с помощью имитационной программы задавались CAN-сообщения для блока индикации со значениями ускорения (-1,0, -0,92, -0,80, -0,73, -0,69, -0,53, -0,44, -0,30, -0,22, -0,10, -0,02, 0,04, 0,15, 0,23, 0,37, 0,49, 0,56, 0,66, 0,79, 0,83, 0,94, 1,0), со значениями наличия нейтральной вставки/токораздела (нет нейтральной вставки или токораздела, есть нейтральная вставка, есть токораздел), со значениями расстояния до нейтральной вставки/токораздела (0 м, 140 м, 631 м, 1202 м, 3044 м, 9999 м, 42142 м, 65535 м). В результате тестирования данного этапа ошибки в работе программы не обнаружены.

11. Проверка правильности ввода команд в информационной строке блока индикации.

В течение 8 часов с помощью клавиатуры блока индикации вводились команды в информационной строке (K0, K5, K6, K7, K71, K70, K91, K92, K261, K517, K522, K773, K799, K809, K800, K1029, K2565). В результате тестирования данного этапа ошибки в работе программы не обнаружены.

12. Проверка правильности отображения в информационной строке блока индикации диагностических сообщений.

В течение 7 часов с помощью имитационной программы задавались CAN-сообщения для блока индикации со следующими диагностическими сообщениями (срыв кон, срыв эпк тскбм, срыв эпк саут, боксование, номер электронной карты, отображение наличия в конфигурации модулей, которые входят в состав комплекса БЛОК, отображение версии, подвески и контрольной суммы модулей, которые входят в состав комплекса БЛОК). В результате тестирования данного этапа ошибки в работе программы не обнаружены.

13. Проверка правильности отображения текущего времени.

В течение 7 часов с помощью имитационной программы задавались CAN-сообщения для блока индикации со значениями текущего времени (0 часов 10 минут 15 секунд; 3 часа 12 минут 19 секунд; 5 часов 19 минут 22 секунды; 11 часов 23 минуты 27 секунд; 15 часов 27 минут 34 секунды; 19 часов 34 минуты 38 секунд; 22 часа 44 минуты 47 секунд; 23 часа 57 минут 59 секунд). В результате тестирования данного этапа ошибки в работе программы не обнаружены.

14. Проверка правильности отображения состояния кассеты регистрации и режима работы.

В течение 7 часов с помощью имитационной программы задавались CAN-сообщения для блока индикации со значением состояния кассеты регистрации (в наличии, отсутствует) и со значениями режима работы (поездной, маневровый, режим двойной тяги). В результате тестирования данного этапа ошибки в работе программы не обнаружены.

Результаты этапов тестирования приведены в сводной таблице 1.

Таблица 1.

Номер этапа тестирования	Длительность этапа тестирования t , ч	Количество выявленных ошибок программы m
1	7	0
2	7	2
3	8	0
4	9	0
5	8	0
6	7	0
7	10	2
8	9	0
9	7	0
10	7	0
11	8	0
12	7	0
13	7	0
14	7	0

Исходные условия для расчета показателей надежности программного обеспечения блока индикации

Кроме результатов тестирования, приведенных в предыдущем разделе статьи, в расчете показателей надежности программного обеспечения БИЛ использованы следующие исходные данные. Вероятность того, что ошибка ПО приведет к отказу функционирования блока $g_{\text{фр}} = 0,047$ [1]. Интенсивность отказов аппаратной составляющей блока индикации составляет $\lambda_{\text{ап}} = 3,01 \cdot 10^{-6}$ 1/ч [4]. Предполагается наличие подпрограммы само-тестирования, характеризующейся вероятностью обнаружения отказов на уровне $\alpha = 0,5$ [3]. А также, наличие механизмов реагирования на обнаружения отказа, характеризующихся вероятностью успешного парирования обнаруженного функционального отказа $\beta = 0,99$.

$$\beta = 1 - \lambda_{\text{ап}} * t,$$

где $\lambda_{\text{ап}}$ – интенсивность отказов аппаратной составляющей блока индикации;

t – заданное время работы системы.

Среднее время простоя блока индикации, вызванного необходимостью устранения ошибки программы, равно $\tau_{\text{пр}} = 24$ ч.

Требуется рассчитать показатели надежности блока, связанные с ошибками программы при заданном времени работы системы $t = 24$ часа в предположении отсутствия сбойных ошибок, а также в предположении, что при исправлении обнаруженных ошибок новые дефекты не вносятся в программу.

Расчет показателей надежности программного обеспечения блока индикации

В исходных условиях задачи отсутствуют статистические данные о реализациях программы в процессе ее сопровождения. Также отсутствуют сведения о структурных характеристиках программы (количестве операторов, операндов, циклов и др.), что не позволяет использовать статические модели надежности типа модели Холстеда или модели IBM и им подобные. Поэтому выберем путь решения задачи, базирующийся на модели Шумана. А именно: найдем первоначальное количество дефектов в программе, затем интенсивность ошибок и значения искомых вероятностей, характеризующие показатели надежности ПО.

Первоначальное количество дефектов в программе N вычисляются из следующего уравнения:

$$\sum_{j=1}^k m_j \cdot \frac{\sum_{j=1}^k t_j}{\sum_{j=1}^k \frac{m_j}{N - n_{j-1}}} = \sum_{j=1}^k (N - n_{j-1}) t_j,$$

где $k = 14$ (количество этапов тестирования);

m_j – количество выявленных ошибок программы на j -ом этапе тестирования;

$n_j = m_1 + m_2 + \dots + m_j$ – суммарное количество выявленных ошибок программы на $1-j$ -ом этапах тестирования;

t_j – длительность j -го этапа тестирования.

Значения m_j , n_j и t_j заданы в таблице 1. В соответствии с данными значениями методом подбора получено $N = 7$.

Интенсивность ошибок программы $\lambda_{\text{по}}$ вычисляется по формуле Шумана

$$\lambda_{\text{по}} = \frac{\sum_{j=1}^k \frac{m_j}{N - n_{j-1}}}{\sum_{j=1}^k t_j} (N - n_k)$$

При значениях переменных, рассчитанных на предыдущем шаге $\lambda_{\text{по}}$ составляет 0,014 1/ч.

Вероятность правильного однократного выполнения программы $P_{\text{по одн}}$ после ее отладки вычисляется по формуле

$$P_{\text{по одн}} = \frac{1 - \frac{\lambda_{\text{по}}}{P_n}}{1 - \frac{0,014}{1800}} = \frac{1 - 7,77 \cdot 10^{-6}}{1} = 0,99999,$$

где P_n – вероятность отсутствия сбойных ошибок, которая в предположении отсутствия сбойных ошибок (см. пункт Исходные данные) равна 1.

Теперь определим показатели надежности блока, связанные с ошибками программы при заданном времени работы системы 24 ч.

Вероятность $P_{\text{по}}(t)$ отсутствия ошибки в результате выполнения программы в течение заданного времени $t = 24$ ч.

$$P_{no}(t) = \exp(-\lambda_{no} t) = \exp(-24 \cdot 0,014) \approx 0,7.$$

Среднее время до ошибки программы $T_{cr.no}$

$$T_{cr.no} = \frac{1}{\lambda_{no}} = \frac{1}{0,014} = 71,43 \text{ ч.}$$

Вероятность отсутствия отказов в работе блока индикации $P_b(t)$ при выполнении программы в течение заданного времени $t = 24$ ч.

$$\begin{aligned} P_b(t) &= \exp(-\lambda_{an} t) [1 - (1 - \alpha\beta) g_{dm} (1 - \exp(-\lambda_{no} t))] = \\ &= \exp(-24 \cdot 3,01 \cdot 10^{-6}) \cdot [1 - (1 - 0,5 \cdot 0,99) \cdot 0,047 \cdot \\ &\quad \cdot (1 - \exp(-24 \cdot 0,014))] = 0,99. \end{aligned}$$

Среднее время до частичного функционального отказа блока индикации $T_{cr.b}$

$$\begin{aligned} T_{cr.b} &= \frac{1 b g_{ft} (1 + b e)}{\lambda_{an}} + \frac{g_{ft} (1 + b)}{\lambda_{no} + \lambda_{an}} = \frac{1 + b e \text{ время до } 99}{3,016 \cdot 10^{-6}} + \\ &+ \frac{10 b e \text{ время до час}}{0,014 + 3,016 \cdot 10^{-6}} = 3,084 \cdot 10^5 \text{ ч.} \end{aligned}$$

Коэффициент частичной функциональной готовности блока индикации

$$K_{fc} = \frac{T_{cr.no}}{T_{cr.no} + \tau_{nn}} = \frac{71,43}{71,43 + 24} = 0,749.$$

В результате стендовых испытаний программного обеспечения блока индикации на этапе отладки удалось выявить ряд ошибок программы. Однако не исключено, что при работе данного программного обеспечения на локомотиве в реальных условиях эксплуатации могут быть выявлены и другие ошибки. Поэтому целесообразно проводить проверку программного обеспечения блока индикации перед каждой поездкой и, в случае обнаружения ошибок в результате предрейсового тестирования, оперативно осуществлять устранения обнаруженных ошибок программного обеспечения. Систематическое проведение такой процедуры позволит существенно повысить показатель готовности БЛОК. Например, сокращение времени устранения ошибки программы с 24 часов до 1 часа за счет своевременного устранения обнаруженных отказов ($\tau_{nn} = 1$ ч), позволяет получить значение коэффициента частичной функциональной готовности блока индикации равное

$$K_{fc} = \frac{T_{cr.no}}{T_{cr.no} + \tau_{nn}} = \frac{71,43}{71,43 + 1} = 0,986.$$

Таким образом, при времени устранения ошибки программы, равном $\tau_{nn} = 24$ часа, коэффициент частичной функциональной готовности блока индикации равен $K_{fc} = 0,749$, а сокращение времени устранения ошибки до $\tau_{nn} = 1$ часа, позволяет получить значение коэффициента частичной функциональной готовности блока индикации равное $K_{fc} = 0,986$, что практически на 25% улучшает эксплуатационные характеристики ПО БИЛ.

Заключение

В рамках данной статьи был рассмотрен пример расчета показателей функциональной надежности программы блока индикации, входящего в состав безопасного локомотивного объединенного комплекса БЛОК. На примере данного частного случая показано, что используемая методика работает и может применяться на практике.

Полученные значения коэффициента частичной функциональной готовности блока индикации показывают, что проведение проверки блока индикации перед каждой поездкой и, в случае обнаружения ошибок, оперативное их устранение позволит существенно повысить пользовательские характеристики БИЛ в рамках своевременного информирования машиниста об актуальной поездной обстановке с целью своевременного принятия им решения по управлению движением поезда.

Благодарность

Авторы выражают благодарность профессору, доктору технических наук Шубинскому Игорю Борисовичу за оказанную помощь, ценные советы и замечания при написании настоящей статьи.

Библиографический список

1. Шубинский И.Б. Функциональная надежность информационных систем. Методы анализа. ООО «Журнал Надежность» 2012 г. – 296 с.;
2. Шухина Е.Е., Астрахан В.И. Безопасный локомотивный объединенный комплекс БЛОК. Москва 2013 г. – 103 с.;
3. ГОСТ Р МЭК 61508-7-2012 «Функциональная безопасность систем электрических, электронных, программируемых электронных, связанных с безопасностью. Часть 7. Методы и средства»;
4. Пояснительная записка с расчетом надежности для блока индикации.

Сведения об авторах

Ефим Н. Розенберг – профессор, доктор технических наук, первый заместитель Генерального директора ОАО «НИИАС». Россия, 109029, Москва, ул. Нижегородская, д. 27, стр. 1, тел. 8 (499) 262-62-17, e-mail: info@vniias.ru

Наталья Г. Пенькова – заместитель начальника центра безопасности и алгоритмической поддержки ОАО «НИИАС». Россия, 109029, Москва, ул. Нижегородская, д. 27, стр. 1, тел. 8 (499) 260-77-52, e-mail: N.Penkova@vniias.ru

Александр С. Коровин – главный специалист сектора разработки микропроцессорных устройств ОАО «НИИАС». Россия, 109029, Москва, ул. Нижегородская, д. 27, стр. 1, тел. 8 (499) 262-82-53, e-mail: A.Korovin@vniias.ru

Поступила 06.12.2016

Модель функциональной отказоустойчивости процессов обеспечения потребителей навигационными сигналами в сложных условиях

Сергей М. Климов, 4 ЦНИИ Минобороны России, Королёв, Россия

Алексей Ю. Половников, 4 ЦНИИ Минобороны России, Королёв, Россия

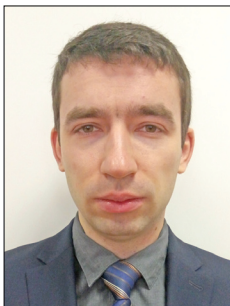
Алексей П. Сергеев, 4 ЦНИИ Минобороны России, Королев, Россия



Сергей М. Климов



Алексей Ю.
Половников



Алексей П.
Сергеев

Резюме. Целью статьи является разработка модели, позволяющей получить количественную оценку функциональной отказоустойчивости процессов обеспечения потребителей навигационными сигналами в сложных условиях их приема с использованием навигационной аппаратуры потребителя (НАП). В материалах статьи представлено обоснование актуальности и важности оценки функциональной отказоустойчивости навигационной аппаратуры потребителя в тех случаях, когда на прием этих сигналов влияют промышленные помехи, псевдоспутники, переотражения от городской застройки и объектов рельефа местности. Под функциональной отказоустойчивостью процессов обеспечения потребителей навигационными сигналами (средств НАП) в сложных условиях понимается их свойство выполнять функции и сохранять предусмотренные значения параметров в условиях информационно-технических воздействий на заданном интервале времени. В качестве сложных условий процессов обеспечения потребителей навигационными данными (сигналами) рассматривается совокупность нежелательных событий и состояний приема и обработки навигационных данных с возможными искажениями. В статье разработан типовой паспорт уязвимостей навигационного сигнала (на примере искажения значений псевдодальности и псевдоскорости), который определяет исходные данные для анализа отказоустойчивости оборудования НАП. Модель основана на следующих подходах: параметрами навигационных сигналов являются псевдодальность и псевдоскорость, данные альманаха системы и эфемеридная информация; количественная оценка функциональной отказоустойчивости процессов обеспечения потребителей навигационными сигналами осуществляется вероятностью безотказной работы НАП в сложных условиях; функциональная отказоустойчивость указанных процессов обеспечивается комплексным использованием функциональной, аппаратной, программно-алгоритмической и временной избыточности; структура аппаратно-программных средств обеспечения отказоустойчивости НАП рассматривается в виде трехэлементной системы с нагруженным и ненагруженным резервом; допустимый уровень риска нарушения функциональной отказоустойчивости определяется по принципу ALARP. Показано, что обеспечение отказоустойчивости и помехозащищенности НАП основано на следующем: применении мультисистемных навигационных приемников; контроле целостности навигационных сигналов; пространственной и частотно-временной селекции сигналов; предкорреляционной обработке смеси сигналов и радиопомех; посткорреляционной обработке сигнала; обработке радиочастотных параметров и информационных параметров сигнала; криптографической аутентификации; комплексировании с внешними источниками навигационной информации и в едином приёмно-вычислительном комплексе нескольких методов противодействия радиопомехам и навигационным сигналам псевдоспутников. Предложенная модель определяет функциональную отказоустойчивость НАП в виде двух вариантов динамических моделей надежности, в которых показатели вероятности безотказной работы зависят от времени: система с нагруженным резервом из трех дополнительных модулей противодействия и система с ненагруженным резервом с переключателем на три дополнительных модуля противодействия. Разработанная модель позволяет наглядно представить процессы обеспечения потребителей навигационными сигналами в сложных условиях, количественно оценить вероятность безотказной работы для вариантов систем с нагруженным и ненагруженным резервом с тремя модулями противодействия информационно-техническим воздействиям, вероятность восстановления и коэффициент готовности НАП, а также допустимый риск нарушения функциональной отказоустойчивости НАП.

Ключевые слова: потребитель навигационных сигналов, навигационная аппаратура потребителя, сложные условия, функциональная отказоустойчивость, вероятность безотказной работы.

Формат цитирования: Климов С.М., Половников А.Ю., Сергеев А.П. Модель функциональной отказоустойчивости процессов обеспечения потребителей навигационными сигналами в сложных условиях // Надежность. 2017. № 2. С. 41-47. DOI: 10.21683/1729-2646-2017-17-2-41-47

Введение

В настоящее время необходимо расширить внедрение услуг с использованием спутниковой радионавигационной системы (СРНС) ГЛОНАСС в интересах отечественных потребителей и международного использования российских спутниковых навигационных технологий [1]. Одними из основных задач развития системы ГЛОНАСС являются поддержание ее с гарантированными характеристиками навигационного поля на конкурентоспособном уровне и совершенствование системы в направлении улучшения ее потребительских характеристик (прежде всего, точности определения координат).

В ГОСТ Р 52865–2009 понятие «навигационное поле спутниковой радионавигационной системы» определяется как совокупность радионавигационных сигналов в рабочей зоне СРНС, позволяющая измерять навигационные параметры и определять местоположение и время потребителя с требуемым уровнем доступности, надежности и точности. Следовательно, навигационное поле представляет собой совокупность радиосигналов на входе наземной аппаратуры потребителя (НАП), позволяющая ему выполнять навигационно-временные определения. Современную НАП можно рассмотреть в качестве специализированного компьютера сбора, обработки и выдачи навигационных данных потребителю.

В реальных и сложных условиях применения системы ГЛОНАСС (аналогичных зарубежных космических навигационных систем) целостность и доступность принимаемых навигационных данных (сигналов) в НАП может быть нарушена, что приводит к погрешности определения координат местоположения и скорости движения потребителя (например, наземного, морского, воздушного транспорта).

Потенциальные нарушения целостности и доступности принимаемых цифровых навигационных сигналов обусловлены случайными проявлениями непреднамеренных и преднамеренных дефектов в специальном программном обеспечении в процессе работы НАП системы ГЛОНАСС, в следующих сложных условиях помех:

- промышленных радиопомех;
- искаженных навигационных сигналов (данных) от псевдоспутников (например, передаваемых беспилотными летательными аппаратами [2]);
- искаженных навигационных сигналов, переотраженных от объектов городской застройки или искаженных за счет приема сигналов на поверхности Земли со сложным рельефом местности (наличие многолучевости в ходе приема навигационных сигналов, например, в горной местности).

Проявления этих дефектов в сложных условиях помех, по сути, являются информационно-техническими воздействиями (ИТВ) на цифровые навигационные данные (кадры), которые принимаются и обрабатываются в аппаратно-программных средствах НАП.

Совокупность нежелательных событий и состояний приема и обработки навигационных данных с возможными искажениями будем понимать, как сложные

условия процессов обеспечения потребителей навигационными данными (сигналами). В настоящей статье не рассматриваются нарушения целостности навигационных данных, вызванные классическими погрешностями позиционирования НАП.

Указанные сложные условия на практике являются причиной не только нарушения устойчивости, но и, в некоторых случаях, блокирования процессов и невыполнения функций обеспечения потребителей навигационными данными и систем на базе использования координатно-временной информации.

Объективной причиной искажения информации у потребителя принимаемых навигационных данных (кадров) является значительное расстояние (более 19000 км) между видимым созвездием космических аппаратов СРНС ГЛОНАСС и оборудованием НАП. Передаваемая в навигационном кадре координатно-временная информация от космических аппаратов и реальные измерения у потребителя на поверхности Земли отличаются в виду доплеровского эффекта отклонения радиоволн при их распространении.

Под функциональной отказоустойчивостью процессов обеспечения потребителей навигационными сигналами (средств НАП) в сложных условиях будем понимать их свойство выполнять функции и сохранять предусмотренные значения параметров в условиях информационно-технических воздействий на заданном интервале времени.

Чтобы измерить функциональную отказоустойчивость процессов обеспечения потребителей навигационными сигналами необходимо проведение испытаний варианта построения НАП в сложных условиях, имитирующих реальные условия эксплуатации до возникновения сбоев (отказов), а затем по результатам испытаний выполнение обработки статистических данных и расчетов.

Таким образом, разработка модели, которая обеспечивает количественную оценку функциональной отказоустойчивости процессов обеспечения потребителей навигационными сигналами в сложных условиях промышленных помех, наличия псевдоспутников, переотражений сигналов является актуальной и представляет практический интерес.

Постановка задачи

В ходе исследований приняты следующие подходы:

- параметрами навигационных сигналов являются псевдодальность и псевдоскорость, а также данные альманаха и эфемеридной информации цифрового сообщения навигационного сигнала [3];
- количественная оценка функциональной отказоустойчивости процессов обеспечения потребителей навигационными сигналами осуществляется вероятностью безотказной работы НАП в сложных условиях;
- функциональная отказоустойчивость указанных процессов обеспечивается многоуровневой избыточностью (сочетание функциональной, аппаратной, программно-алгоритмической и временной избыточности) [4];

- структура аппаратно-программных средств обеспечения отказоустойчивости НАП рассматривается в виде трехэлементной системы с нагруженным и ненагруженным резервом [5];

- допустимый уровень риска нарушения функциональной отказоустойчивости определяется по принципу ALARP [4].

Бортовое оборудование СРНС ГЛОНАСС и НАП предназначены для измерения двух первичных навигационных параметров: расстояния между спутником и потребителем s и скорости изменения этого расстояния $\dot{s}$. О расстоянии s судят по времени распространения радиосигнала от спутника до потребителя, а о величине $\dot{s}$ судят либо по изменению сигнала s во времени, либо на основании доплеровского эффекта [6].

Так как в реальных условиях часы спутника и потребителя не синхронизированы, то используемый способ определения расстояния и скорости его изменения вносит погрешности, вызванные независимыми погрешностями часов спутника и потребителя. Поэтому для результатов измерений используются термины «псевдодальность» и «псевдоскорость».

По измеренным параметрам s и $\dot{s}$, а также на основании данных о координатах и скорости спутника, определяемых по данным альманаха и эфемерид, могут быть вычислены координаты и скорость потребителя на основе итерационного метода Ньютона с использованием следующих математических выражений:

$$s_i = \sqrt{(x_i - x)^2 + (y_i - y)^2 + (z_i - z)^2} + \Delta s_i, \quad (1)$$

$$\dot{s}_i = ((x_i - x)(Vx_i - Vx) + (y_i - y)(Vy_i - Vy) + (z_i - z)(Vz_i - Vz)) / s_i + \Delta \dot{s}_i, \quad (2)$$

где x_i, y_i, z_i – гринвичские прямоугольные координаты i -го навигационного спутника, x, y, z – гринвичские прямоугольные координаты потребителя, Vx_i, Vy_i, Vz_i – составляющие вектора скорости i -го навигационного спутника, Vx, Vy, Vz – составляющие вектора скорости потребителя, Δs_i – ошибка измерения псевдодальности, $\Delta \dot{s}_i$ – ошибка измерения псевдоскорости.

Процессы обеспечения потребителей навигационными сигналами в основном реализуются аппаратно-программными средствами НАП. В простейшем случае анализ отказоустойчивости процессов обеспечения потребителей навигационными сигналами сводится к анализу отказоустойчивости НАП.

Типовой паспорт уязвимостей навигационного сигнала (на примере искажения значений псевдодальности и псевдоскорости), который определяет исходные данные для анализа отказоустойчивости НАП, представлен в таблице 1.

Аппаратно-программные средства сбора и обработки навигационных данных НАП представляют собой корреляционный приёмник, предкорреляционный тракт которого согласован с полосой частот полезного сигнала. Особенность достижения требуемой функциональной отказоустойчивости НАП в сложных условиях состоит в необходимости применения многоуровневой избыточности (сочетания функциональной, аппаратной, программно-алгоритмической и временной избыточности) и следующих методов повышения отказоустойчивости и помехозащищённости НАП:

- применение мультисистемных навигационных приёмников;
- контроль целостности навигационных сигналов;
- пространственная и частотно-временная селекция сигналов;

Табл. 1 – Типовой паспорт уязвимостей навигационного сигнала (на примере искажения значений псевдодальности и псевдоскорости)

Элементы описания уязвимости	Описание уязвимости
1. Наименование уязвимости	Уязвимость «НАП»
2. Идентификатор уязвимости	НАП-2017-00003
3. Краткое описание уязвимости	Уязвимость допускает искажение псевдодальности и псевдоскорости
4. Класс уязвимости	Уязвимость программно-алгоритмического обеспечения
5. Наименование уязвимого элемента	Вычислительный модуль НАП
6. Протокол передачи данных	Навигационный радиосигнал стандартной точности
7. Тип недостатка	Недостатки, связанные с дальномерным кодом
8. Место возникновения (проявления) уязвимости	Уязвимость существует из-за периодичности псевдослучайного дальномерного кода
9. Дата выявления уязвимости	10.02.2017
10. Автор, опубликовавший информацию о выявленной уязвимости	Подразделение информационной безопасности
11. Способ (правило) обнаружения уязвимости	Выполнение пошаговой инструкции
12. Критерии опасности уязвимости	Превышение установленного значения точностных характеристик
13. Степень опасности уязвимости	Высокая
14. Возможные меры по устранению уязвимости	Внесение функциональной, аппаратной, программно-алгоритмической и временной избыточности в оборудование НАП

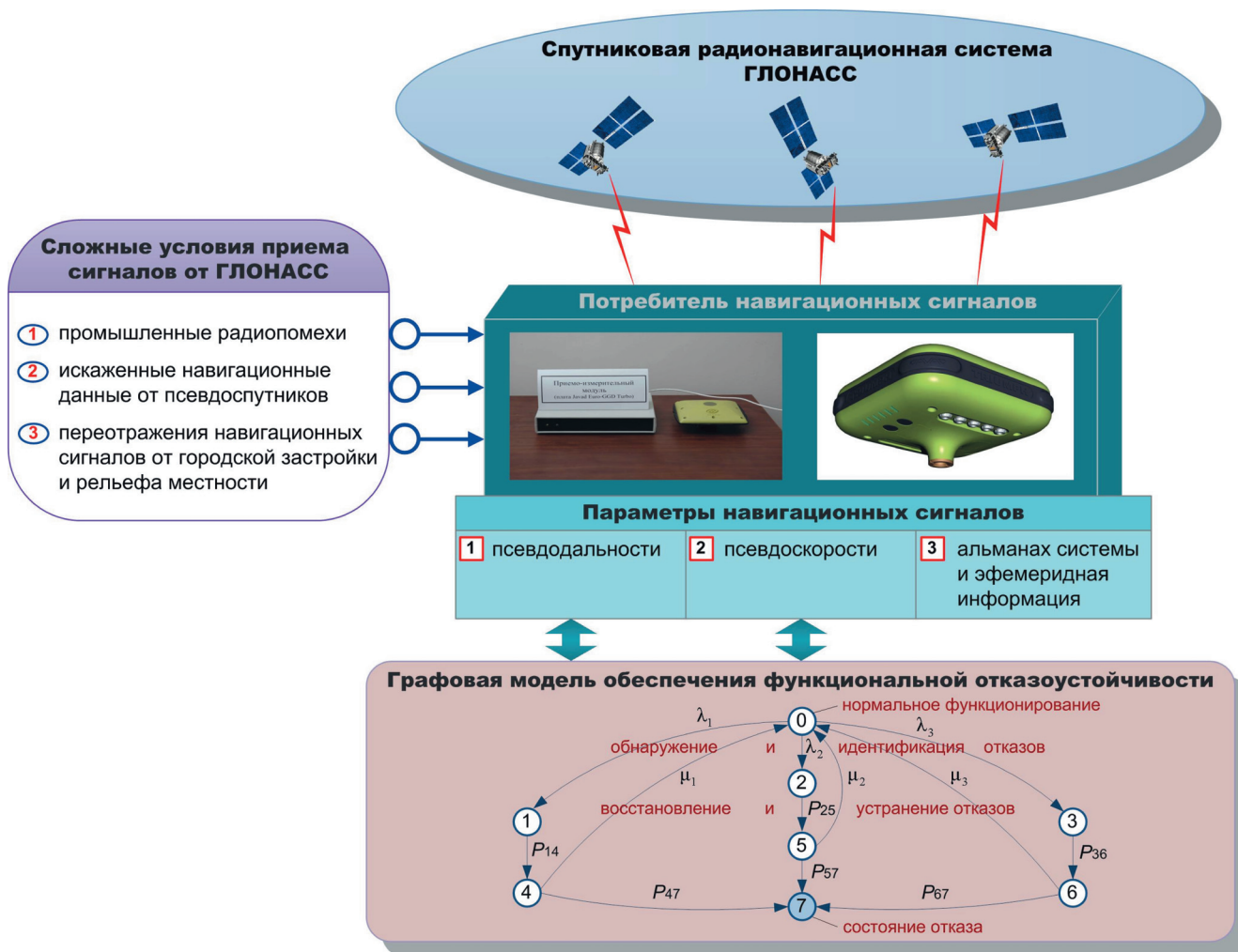


Рис. 1 – Схема модели функциональной отказоустойчивости НАП в сложных условиях

- предкорреляционная обработка смеси сигналов и радиопомех;
- посткорреляционная обработка сигнала;
- обработка радиочастотных параметров сигнала (например, контроль мощности сигнала);
- обработка информационных параметров сигнала (например, кодовых и фазовых измерений);
- криптографическая аутентификация;
- комплексирование с внешними источниками навигационной информации;
- комплексирование в едином приёмно-вычислительном комплексе нескольких методов противодействия радиопомехам и навигационным сигналам псевдоспутников.

Схема модели функциональной отказоустойчивости НАП в сложных условиях представлена на рисунке 1.

На рисунке 1 приведены типовые состояния графовой модели функциональной отказоустойчивости НАП:

0 – модули НАП функционируют в нормальном режиме без отказов;

1 – отказ (сбой) НАП за счет промышленных радиопомех с интенсивностью λ_1 ;

2 – отказ (сбой) НАП за счет искаженных навигационных сигналов (данных) от псевдоспутников с интенсивностью λ_2 ;

3 – отказ (сбой) НАП за счет искаженных навигационных сигналов, переотраженных от объектов городской застройки или рельефа местности с интенсивностью λ_3 ;

4 – восстановление и устранение отказа (сбой) НАП модулем противодействия промышленным радиопомехам с вероятностью P_{14} ;

5 – восстановление и устранение отказа (сбой) НАП модулем противодействия навигационным сигналам (данным) от псевдоспутников с вероятностью P_{25} ;

6 – восстановление и устранение отказа (сбой) НАП модулем противодействия переотраженным навигационным сигналам (данным) от объектов городской застройки или рельефа местности с вероятностью P_{36} ;

7 – опасный отказ НАП, который обусловлен тем, что не сработал один из указанных выше модулей восстановления и устранения отказов (состояния 4-5) с соответствующими вероятностями P_{47}, P_{57}, P_{67} .

Расчетные математические соотношения модели функциональной отказоустойчивости НАП.

Приведенную модель функциональной отказоустойчивости НАП рассмотрим в виде двух вариантов динамических моделей надежности [5], в которых показатели вероятности безотказной работы зависят от времени:

Первый вариант – система с нагруженным резервом из трех дополнительных модулей противодействия.

Второй вариант – система с ненагруженным резервом с переключателем на три дополнительных модуля противодействия.

В вариантах моделей рассматриваются случаи, когда каждый из модулей противодействия имеет экспоненциальный закон распределения наработки до отказа НАП.

Первый вариант. Модель функциональной отказоустойчивости НАП интерпретируем системой с нагруженным резервом из трех дополнительных модулей противодействия (относительно НАП общего применения), которые обеспечивают работоспособность оборудования в исследуемых сложных условиях. В такой системе с нагруженным резервом три дополнительных модуля противодействия первоначально включены, а для обеспечения работы системы достаточно одного модуля (в данном случае, предполагается, что сложные условия не коррелируют между собой).

Тогда, исходя из предположения независимости ИТВ на навигационные сигналы, вероятность безотказной работы НАП (с нагруженным резервом) в сложных условиях для трех дополнительных модулей противодействия с использованием [5] запишем в виде:

$$P_{\text{НАП}}^{\text{НР}}(t) = e^{-\lambda_1 t} + e^{-\lambda_2 t} + e^{-\lambda_3 t} - e^{-t(\lambda_1 + \lambda_2)} - e^{-t(\lambda_1 + \lambda_3)} - e^{-t(\lambda_2 + \lambda_3)} + e^{-t(\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3)}, \quad (3)$$

где t – время наработки до отказа одного из модулей противодействия НАП.

На рисунке 2 представлена вероятность безотказной работы НАП (с нагруженным резервом) в сложных условиях для трех дополнительных модулей противодействия



Рис. 2 – Вероятность безотказной работы НАП (с нагруженным резервом) в сложных условиях для трех дополнительных модулей противодействия

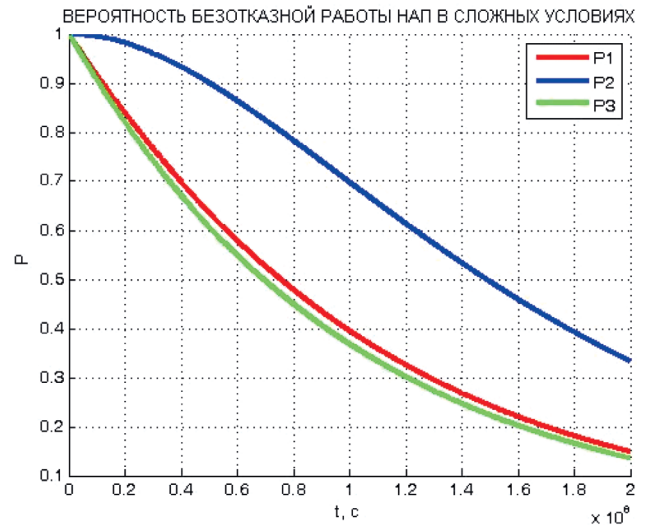


Рис. 3 – Вероятности безотказной работы НАП (с ненагруженным резервом) в сложных условиях для трех дополнительных модулей противодействия

условиях для трех дополнительных модулей противодействия при следующих исходных данных: $\lambda_1 = 1,0 \cdot 10^{-8}$, $\lambda_2 = 1,0 \cdot 10^{-10}$, $\lambda_3 = 1,0 \cdot 10^{-6}$.

Второй вариант. Модель функциональной отказоустойчивости НАП представляется системой с ненагруженным резервом из трех дополнительных модулей противодействия (относительно НАП общего применения). В такой системе в каждый момент времени работает и противодействует сложным условиям только один модуль. В случае если один из модулей не сработал (отказал) в условиях воздействия ИТВ, то подключается следующий модуль противодействия.

В предположении, что для каждого из модулей противодействия интенсивность отказов постоянна и равна λ , то выражение для вероятности безотказной работы НАП (с ненагруженным резервом) в сложных условиях для трех дополнительных модулей противодействия с использованием [5] запишем в виде:

$$P_{\text{НАП}}^{\text{НР}}(t) = e^{-\lambda t} \left(1 + \frac{\lambda}{\lambda_{\text{П}}} (1 - e^{-\lambda_{\text{П}} t}) \right) + e^{-\lambda t} \left(\frac{\lambda}{\lambda_{\text{П}}} \right)^2 (1 - e^{-\lambda_{\text{П}} t} - \lambda_{\text{П}} t e^{-\lambda_{\text{П}} t}), \quad (4)$$

где $\lambda_{\text{П}}$ – интенсивность отказов переключателя НАП (совокупности аппаратно-программных средств), осуществляющей подключение модулей противодействия в зависимости от сложных условий.

На рисунке 3 представлены вероятности безотказной работы НАП (с ненагруженным резервом) в сложных условиях для трех дополнительных модулей противодействия при следующих исходных данных: $\lambda = 1,0 \cdot 10^{-8}$, $\lambda_{\text{П1}} = 1,0 \cdot 10^{-7}$, $\lambda_{\text{П2}} = 1,0 \cdot 10^{-8}$, $\lambda_{\text{П3}} = 1,0 \cdot 10^{-2}$.

Вероятность восстановления работоспособности НАП в сложных условиях в предположении, что интенсивность восстановления постоянна, равна μ , имеет

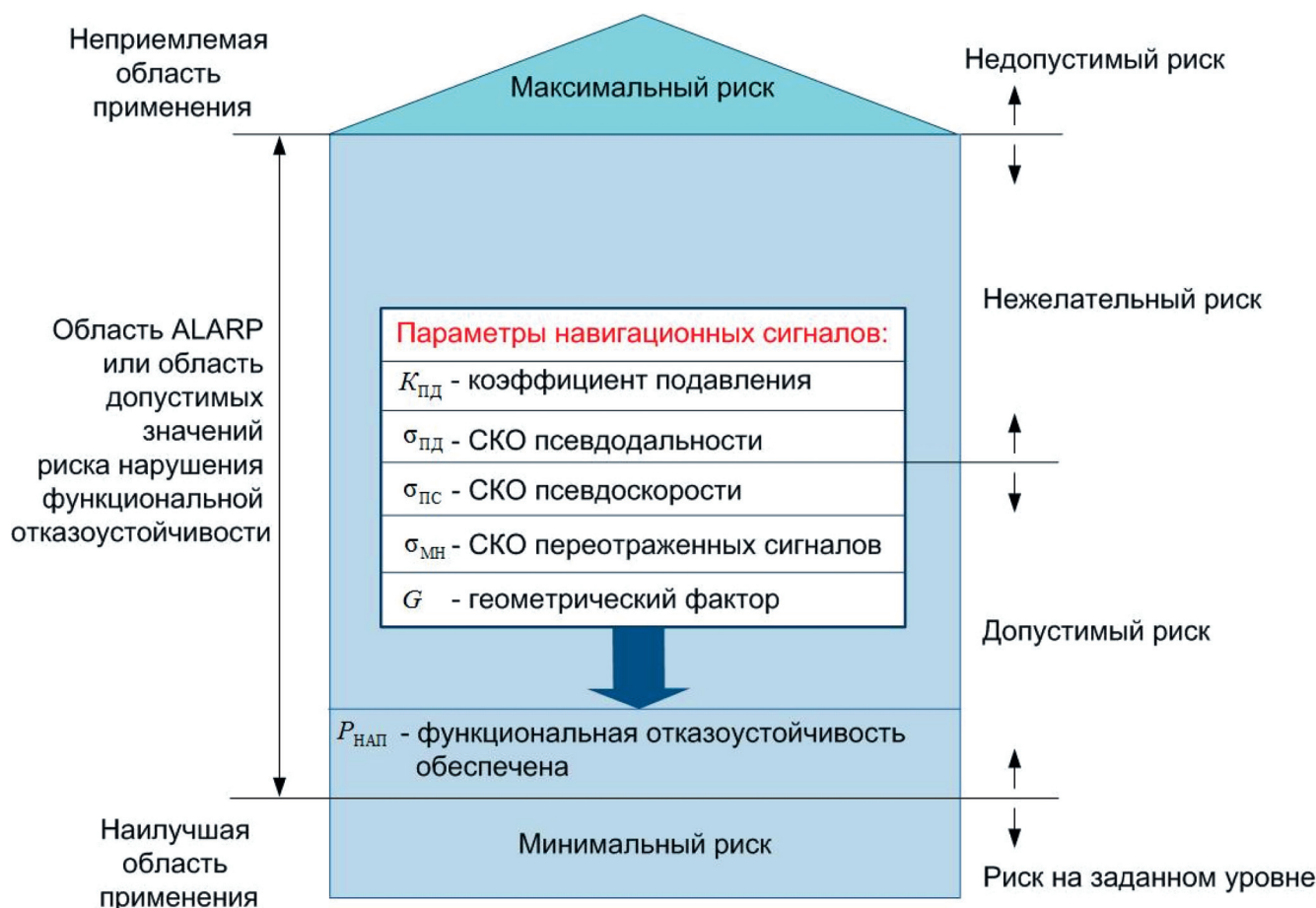


Рис. 4 – Схема допустимого риска нарушения уровня функциональной отказоустойчивости НАП по принципу ALARP

экспоненциальное распределение, в простейшем случае, с использованием [5] определим математическим выражением:

$$P_{\text{НАП}}^{\text{ВОС}}(t_B) = 1 - e^{-t_B \mu}, \quad (5)$$

где t_B – интервал времени восстановления НАП.

Для количественной оценки взаимосвязанных процессов отказов и восстановлений НАП в сложных условиях предлагается использовать коэффициент готовности НАП, который определяется как вероятность того, что в заданный момент времени и в сложных условиях НАП выполнит установленные для потребителя функции и параметры. Для вычисления коэффициента готовности НАП в сложных условиях удобно использовать выражение:

$$P_{\text{ГНАП}}(t_{\text{НР}}) = \frac{\mu}{\mu + \lambda} + \frac{\lambda}{\mu + \lambda} e^{-(\mu + \lambda)t_{\text{НР}}}, \quad (6)$$

где $t_{\text{НР}}$ – время неработоспособности НАП.

Схема и математическое выражение для оценки допустимого уровня риска функциональной отказоустойчивости НАП.

Для экспертно-аналитической оценки функциональной отказоустойчивости НАП в сложных условиях определим допустимый уровень риска ее нарушения по принципу ALARP [4] «риск настолько низок, насколько это достижимо на практике» на основе применения диаграммы на рисунке 4 и таблицы 2.

Область ALARP риска нарушения функциональной отказоустойчивости НАП в сложных условиях соответствует значениям параметров навигационных сигналов, которые находятся в зоне своих допустимых значений. Допустимое значение риска нарушения уровня функциональной отказоустойчивости НАП по принципу ALARP (верхняя часть области ALARP) обеспечивается только при нахождении параметров

Табл. 2 – Оценка допустимого риска нарушения функциональной отказоустойчивости НАП

Уровень риска	Частота возникновения отказов	Оценка уровня функциональной отказоустойчивости	Значения ущерба за счет отказа НАП (баллы)
Низкий	10^{-8} 1/ч	Допустимый $P_{\text{НАП}} \geq 0,8$	$\gamma_{\text{Н}} = 1 \div 2$
Средний	10^{-5} 1/ч	Приемлемый $0,6 \leq P_{\text{НАП}} \leq 0,7$	$\gamma_{\text{С}} = 3 \div 4$
Высокий	10^{-3} 1/ч	Недопустимый $0,5 \leq P_{\text{НАП}} \leq 0,6$	$\gamma_{\text{В}} = 5 \div 10$

навигационных сигналов в установленных интервалах значений.

Выявление риска искажения параметров навигационных сигналов в типовых аппаратно-программных средствах НАП предлагается осуществить путем контроля следующих значений параметров:

- мощности сигналов промышленных радиопомех – коэффициент подавления не более 30 дБ;
- псевдодальности распространения навигационного сигнала – среднеквадратическое отклонение (СКО) псевдодальности не должно превышать 5 метров;
- псевдоскорости навигационного сигнала – СКО не должно превышать 0,01 м/с;
- многолучевости (отражений навигационных сигналов от городской застройки или рельефа местности) – СКО определения местоположения не более 10 метров и геометрический фактор не хуже 15 (минимизация числа принимаемых в обработку переотраженных навигационных сигналов).

Согласно таблице 2, частоте возникновения отказов НАП (10^{-8} 1/ч) и низкому уровню риска будет соответствовать допустимое значение вероятности безотказной работы $P_{\text{НАП}} \geq 0,8$ и минимальное значение ущерба непредоставления качественных услуг навигационных определений потребителю.

Значения допустимого риска нарушения уровня функциональной отказоустойчивости НАП получим с использованием математического выражения:

$$R_{\text{доп}} = \sum_{i=1}^n ((1 - P_{\text{НАП},i}) \gamma_j), \quad (7)$$

где $P_{\text{НАП},i}$ – вероятность безотказной работы НАП с i -м модулем противодействия ИТВ на НАП, γ_j – значение ущерба j -го уровня.

Заключение

В статье предложена модель, которая позволяет наглядно представить процессы обеспечения потребителей навигационными сигналами в сложных условиях в виде типового графа состояний. Модель включает в свой состав математические выражения для количественной оценки вероятности безотказной работы для вариантов систем с нагруженным и ненагруженным резервом с тремя модулями противодействия информационно-техническим воздействиям, определения вероятности

восстановления и коэффициента готовности НАП, а также допустимого риска нарушения функциональной отказоустойчивости НАП.

Библиографический список

1. Федеральная целевая программа «Поддержание, развитие и использование системы ГЛОНАСС на 2012 – 2020 годы», <http://www.gost.ru>.
2. Boeing и QinetiQ разрабатывают военный БПЛА с высокой автономностью: беспилотный высотный летательный аппарат должен с полезной нагрузкой 500 кг (1 тыс. фунтов) находиться без посадки не менее пяти лет непрерывно, <http://www.roscosmos.ru>.
3. Яценков В.С. Основы спутниковой навигации. Системы GPS NAVSTAR и ГЛОНАСС. – М: Горячая линия-Телеком, 2005. – 272 с: ил.
4. Шубинский И.Б. Надежные отказоустойчивые информационные системы. Методы синтеза/ И.Б. Шубинский. – Ульяновск: Областная типография «Печатный двор», 2016. – 544 с., ил. – («Журнал надежность»).
5. К. Капур, Л. Ламберсон. Надежность и проектирование систем. Под ред. И.А. Ушакова. Пер. с англ. – М.: «Мир», 1980. – 604 с., ил.
6. Бабищ О. А. Обработка информации в навигационных комплексах. – М. Машиностроение, 1991. – 512 с.

Сведения об авторах

Сергей М. Климов – доктор технических наук, профессор, начальник управления 4 ЦНИИ Минобороны России. Россия, 141092, Московская обл., г. Королёв, мкр. Юбилейный, ул. Б.Комитетская, д. 12, кв. 105, тел. 8(985)928-13-55, e-mail: klimov.serg2012@yandex.ru

Алексей Ю. Половников – кандидат технических наук, доцент, главный научный сотрудник управления 4 ЦНИИ Минобороны России. Россия, 141090, Московская обл., г. Королёв, мкр. Юбилейный, ул. Маяковского, д. 9/18, кв. 70, тел. 8(916)119-24-65, e-mail: plv71@yandex.ru

Алексей П. Сергеев – старший научный сотрудник 4 ЦНИИ Минобороны России. Россия, 141070, Московская обл., г. Королёв, ул. Ленина, д. 27, кв. 159, тел. 8(926)493-51-16, e-mail: lex_serg@mail.ru

Поступила 28.03.2017

Методы анализа пожарной безопасности тягового подвижного состава

Ольга Б. Проневич, ОАО «НИИАС», Москва, Россия, e-mail: O.Pronevich@vniias.ru



Ольга Б. Проневич

Резюме. Цель. Пожарная безопасность объекта защиты – состояние объекта защиты, характеризующее возможность предотвращения возникновения и развития пожара, а также воздействия на людей и имущество опасных факторов пожара [1]. Одним из важнейших объектов защиты на железнодорожном транспорте является тяговый подвижной состав (ТПС). Управление пожарной безопасностью ТПС связано с наличием большого объема информации о различных видах ТПС: возможных пожароопасных состояниях, системах противопожарной защиты, параметров, реализуемых на ТПС процессах. Это значит, что в основе эффективного управления должен лежать анализ, позволяющий выявить тенденции и факторы развития пожароопасных ситуаций. Анализ должен быть построен таким образом, чтобы его результаты могли быть использованы для оценки комплексных показателей безопасности [2]. Кроме того, несомненным является прикладной характер такого анализа. В виду этого факта важно отметить, что непосредственная задача прикладных исследований – применение результатов фундаментальных исследований для решения не только познавательных, но и социально-практических проблем [3]. Цель статьи – структурирование наиболее эффективных прикладных и теоретических методов анализа и разработка структуры системного анализа пожарной безопасности ТПС. **Методы.** Множество факторов, влияющих на состояние ТПС можно разделить на две группы: качественные и количественные. При этом важным фактором является то, что невозможно изучить влияние всех элементов сложной технической системы, которую представляет из себя ТПС, на пожарную безопасность. Приходится знакомиться с частью совокупности, т.е. с выборкой, а затем с помощью вероятностно-статистических методов переносить выводы, сделанные при рассмотрении выборки, на совокупность в целом [4]. При анализе массива данных необходимо правильно определить выборку. Важнейшим критерием на этом этапе является качество информации. Перечень исходных данных определялся, исходя из полноты имеющего описания, достоверности источников. Далее были реализованы в определенной последовательности анализы данных качественными и полуколичественными методами. Первым, в условиях отсутствия возможности исследовать явные связи (из-за уничтожения опасными факторами пожара) между состояниями узлов, предшествующими пожару, был использован анализ Парето; исследования проводились с применением анализа корневых причин (диаграмма Исикавы). В дальнейшем использовался кластерный анализ пожароопасных состояний. Основная цель кластерного анализа – установление типовых последовательностей событий, приводящих к появлению пожара на ТПС. Для достижения этой цели необходимо описание возможных пожароопасных состояний тягового подвижного состава, т.е. необходимо описание множества событий и состояний. Для анализа надежности успешно используются представление информации о состояниях безопасности в образах теории множества [5]. Множества опасных пожароопасных событий ТПС представлены в виде частично-упорядоченных множеств. Обработка таких множеств, являющихся объектами нечисловой природы, не может осуществляться статистическими процедурами, основанными на операциях сложения параметрических данных. Поэтому использовался математический инструментарий, основанный на понятии типа расстояния. Часть данных, имеющих количественные характеристики, анализировалась статистическими методами. **Результаты.** Реализованные в представленной статье методы анализа данных о пожарной безопасности ТПС, включающие в себя методы обработки данных числовой и нечисловой природы, позволили сформировать форматизированный перечень факторов пожарной опасности, являющихся основой для построения практически применимой методики расчета пожарных рисков ТПС. Предложен алгоритм применения качественных и количественных методов анализа данных различной числовой природы, приведен пример применения алгоритма для анализа пожарной безопасности тепловозов. Предложенный метод может быть использован для анализа техногенной безопасности в части формирования перечня факторов, важных для оценки рисков.

Формат цитирования: Проневич О.Б. Методы анализа пожарной безопасности тягового подвижного состава // Надежность. 2017. № 2. С. 48-55. DOI: 10.21683/1729-2646-2017-17-2-48-55

Введение

Описание вида, структуры данных – начало любого статистического исследования. В случае анализа пожарной безопасности статистические данные – это значение некоторого признака, свойственного тяговому подвижному составу (ТПС) и влияющего на возможность инициации или распространения горения. Значения могут быть количественными или качественными. При измерении по нескольким количественным или качественным признакам в качестве статистических данных об объекте получаем вектор [6]. Однако векторные исчисления связаны с применением громоздкого математического аппарата, а также с необходимостью формировать систему координат и определять перечень операций, которые можно было бы применять при обработке разнотипных данных. В виду прикладного характера исследования целесообразно декомпозировать задачу до анализа одномерных наблюдаемых величин, определить одномерные статистические методы исследования, последовательное применение которых даст столько же информации об объекте, сколько и многомерный анализ. В соответствии с типом исходных данных все возможные методы анализа разбиваются на две части – числовую статистику и статистику объектов нечисловой природы. Последнее имеет ключевое значение по двум причинам. Во-первых, источником большей части информации о случаях пожара на ТПС являются акт о пожаре и заключение о непосредственной (технической) причине пожара, имеющие форму анкеты с открытыми вопросами. Эти документы содержат информацию в числовом и нечисловом виде. Другой причиной является характер оценки влияния состояния локомотива на возможность возникновения пожара. Основным источником такой информации является мнение эксперта, обычно выраженной в нечисловом виде.

Подход, предлагаемой в данной работе, ориентирован на формирование перечня факторов пожарной опасно-

сти, относящихся к объектам числовой и нечисловой природы и формирующих наиболее полную информацию, необходимую для построения модели оценки пожарных рисков.

Выбор способов получения и анализа данных о пожарной безопасности тягового подвижного состава

При решении задачи, связанной с обработкой данных о пожарной безопасности тягового подвижного состава исследователь располагает двумя источниками информации. Первый – это результаты наблюдений за случаями пожаров на ТПС, порождающие информацию в виде выборки данных из некой генеральной совокупности. Объем такой выборки ограничен двумя факторами: периодом наблюдения и количеством наблюдаемых признаков. При этом количество наблюдаемых признаков в течение всего периода наблюдения (с 2011 по 2015 год) не было фиксированным в связи с изменением порядка регистрации и хранения данных. Второй источник – это априорная информация о конструкции ТПС и возможных нарушениях при техническом содержании и эксплуатации, приводящих к появлению пожароопасных ситуаций, накопленных к моменту начала анализа. Эти данные, в отличие от наблюдаемых признаков, имеют структурированный вид. Таким образом, при работе с источниками информации в первую очередь решалась задача извлечения данных, т.е. структурирование данных из неструктурированных или слабоструктурированных документов. В таблице 1 приведена классификация источников информации о пожарной безопасности объектов и способы извлечения данных из источников для дальнейшего анализа.

Формирование выборки осуществляется на этапе первичной обработки данных. Результатом извлечения

Таблица 1 – Анализ – классификация способов получения данных о пожарной безопасности тягового подвижного состава

Тип источника	Источник	Способ извлечения данных
Документальный	Акт служебного расследования	Ручной анализ: упорядочивание данных, систематизация данных
	Заключение о непосредственной (технической причине пожара)	
	Акт осмотра тягового подвижного состава после пожара	
	Журнал технического состояния локомотива	Ручной анализ: логический анализ, систематизация данных, экспертный анализ
	Автоматизированная система управления пожарной безопасностью	Группировка данных, первичный статистический анализ
Экспертная группа	Анализ состояния пожарной безопасности объектов и подвижного состава ОАО «РЖД»	Ручной анализ: обобщение и классификация данных
Эксперимент	(наблюдение в измененных условиях)	Ручное анализ: регистрация, логический анализ и систематизация данных

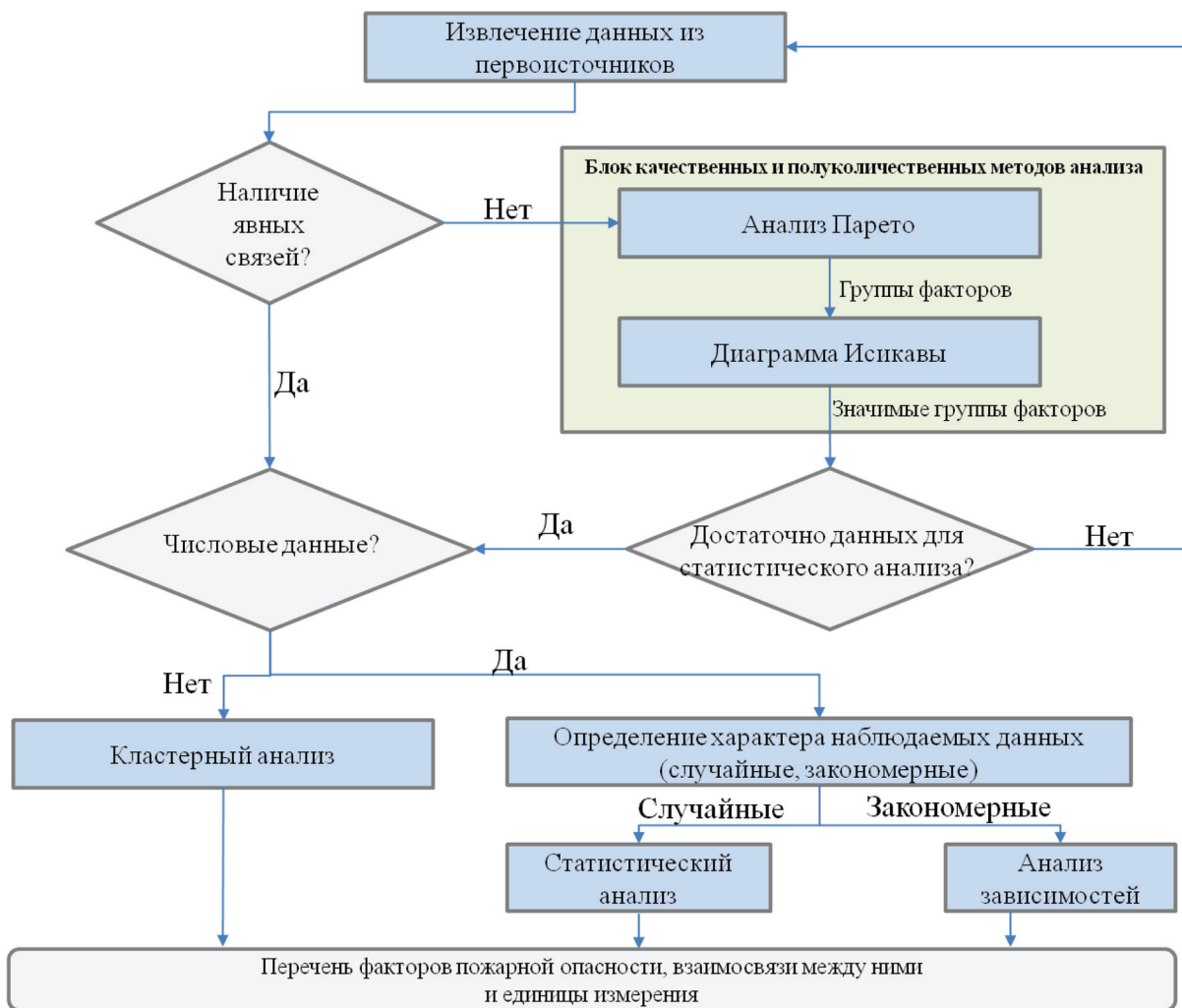


Рисунок 1 – Алгоритм выбора метода анализа данных

данных из первоисточника являются частично упорядоченная информация числового и нечислового характера. Эта информация отличается по уровню структуризации, однородности, а главное по уровню взаимосвязи данных друг с другом. Для анализа таких данных был разработан алгоритм, представленный на рисунке 1.

Качественные и полуквантитативные методы анализа пожарной безопасности тягового подвижного состава

В ходе извлечения данных из первоисточника и группировки данных о количестве и причинах пожара установлено, что из 344 пожаров на тепловозах и электровозах за рассматриваемый период 201 пожар произошел по вине ремонтных локомотивных депо (далее – ТЧР), 31 – по вине сервисных предприятий, 35 – по вине эксплуатационных локомотивных депо (далее – ТЧЭ), 15 – по вине локомотиворемонтных заводов, 5 – по вине других сторонних организаций.

Стоит отметить, что большинство сервисных компаний, которые на данный момент не входят в структуру ОАО «РЖД», ранее были ремонтными локомотивными депо. Несмотря на реструктуризацию и перевод части ТЧР в общества с ограниченной ответственностью, не относящиеся к структурным подразделениям

ОАО «РЖД», проблема с возникновением пожара по вине ТЧР и сервисных компаний осталась актуальной. Изменилось лишь процентное соотношение. Если в 2011-2013 гг. количество пожаров по вине ТЧР составляло около 80%, по вине сервисных предприятий около 4 %, то в 2014 г. ТЧР и сервисные компании разделили вину по 46 % и 41 % соответственно, т.е. 80 % пожаров в течение 4 лет происходило по причине некачественного проведения ремонтов. Анализ Парето по виновным в случаях пожара приведен на рисунке 2.

Диаграмма Парето позволяет сделать вывод, что главной причиной возникновения пожара на ТПС является некачественное проведение технических осмотров и ремонтов. Это означает, что дальнейший анализ должен быть посвящен детализации и структуризации данных о конкретных состояниях локомотива, приводящих к появлению пожаров или действий работников, эксплуатирующих и ремонтирующих его. Однако прежде чем перейти к такому анализу важно учесть фактор различия конструкций локомотивов различных серий. На рисунке 3 представлено количество пожаров за рассматриваемый период по сериям тепловоза. Из рисунка 3 видно, что 37,6 % всех пожаров на тепловозах

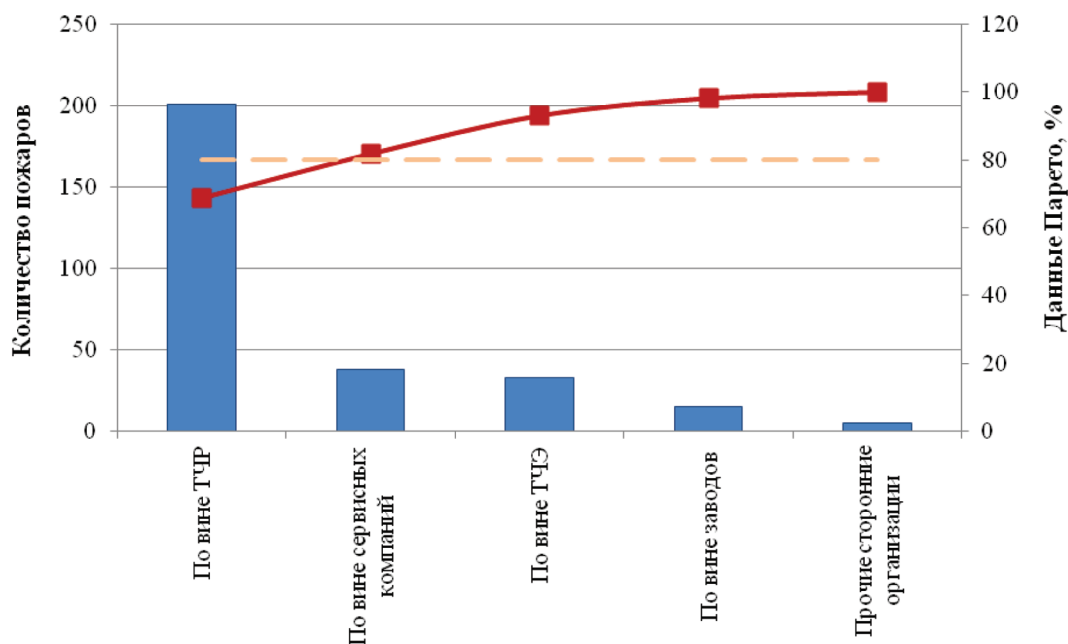


Рисунок 2 – Диаграмма Парето по виновным по пожарам на тепловозах и электровозах за рассматриваемый период

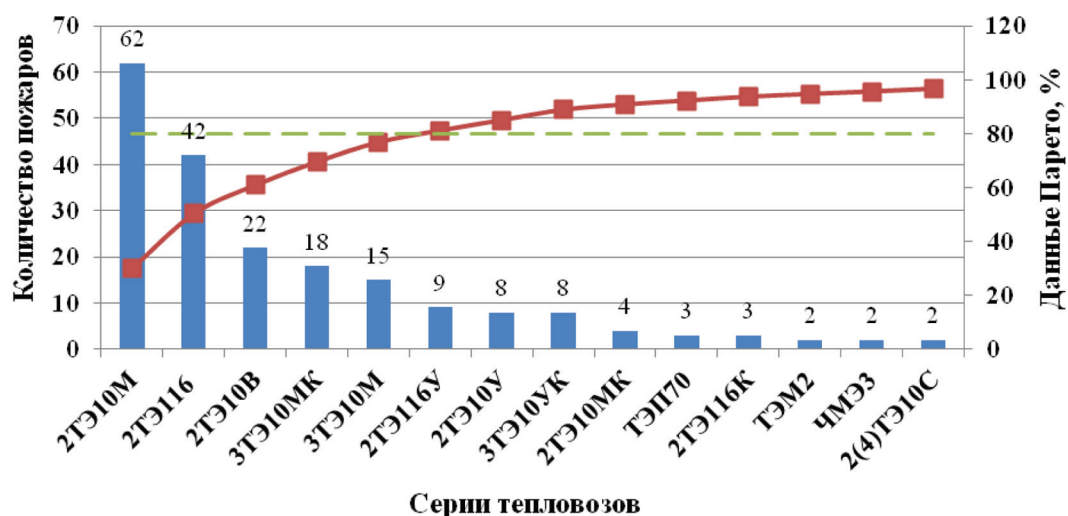


Рисунок 3 – Количество пожаров за 2011-2015 гг. по сериям тепловозов

за рассматриваемый период приходится на серию 2(3) ТЭ10М, 19 % – серия 2(3)ТЭ116, 12,4 % – серия 2(3) ТЭ10В, 10,1 % – серия 2(3)ТЭ10МК. Это можно объяснить тем, что большую часть (63 %) эксплуатационного парка тепловозов по всей сети ОАО «РЖД» составляют серии 2ТЭ10 и 2ТЭ116. Они являются наиболее часто эксплуатируемыми, что также является фактором высокой статистики пожара по данным сериям. Оставшиеся 37 % эксплуатационного парка тепловозов по всей сети ОАО «РЖД» составляют серии, для которых нет статистических данных или пожары редки.

Из диаграммы Парето, представленной на рисунке 3, можно сделать вывод, что наибольшее количество пожаров приходится на серии тепловозов 2ТЭ10М, 2ТЭ116, 2ТЭ10В, 3ТЭ10МК. В ходе изучения материалов разбора пожаров установлена причинно-следственная связь возникновения пожара по причинам технических неисправ-

ностей. На рисунке 4 представлена диаграмма Исикавы, отображающая причинно-следственные связи между пожаром на локомотивах и факторами, влияющими на него. По правилам построения диаграммы Исикавы, факторы, которые усугубляют проблему, отражают стрелками, покосившимися к основной стрелке вправо, а те, которые нейтрализуют проблему – с наклоном влево. К нейтрализующим факторам относятся элементы системы противопожарной защиты (далее – СППЗ): установки пожарной сигнализации (УПС); установки пожаротушения (УПТ); огнетушащие вещества (ОГН) отражены как нейтрализующие факторы. Таким образом, видно, что на возникновение пожара на тяговом подвижном составе может влиять как отдельно взятый показатель, так и совокупность показателей различных факторов. На диаграмме Исикавы (рисунок 4) цветом выделены показатели факторов, которые в большинстве



Рисунок 4 – Причинно-следственные связи пожаров на тепловозах и электровозах и факторов, влияющих на возникновение пожара

случаев являлись причиной возникновения пожара на данных тепловозах серий 2ТЭ10М, 2ТЭ116, 2ТЭ10В, 3ТЭ10МК.

Поскольку наиболее часто горят тепловозы определенных серий, рассмотрим подробно, какие именно узлы данных серий являются пожароопасными. На рисунке 5 представлен анализ пожаров на тепловозах серий 2ТЭ10М, 2ТЭ116, 2ТЭ10В, 3ТЭ10МК за рассма-

триваемый период по узлам возникновения пожара.

Из диаграммы Парето, представленной на рисунке 5, видно, что наибольшую часть пожарной опасности (80 %) для данных серий представляет следующее множество узлов: электрические цепи управления, силовые электрические цепи, тяговый электродвигатель, масляная система, топливная система, турбокомпрессор, дизель, выхлопная система, вспомогательные электрические машины, главный генератор, высоковольтная камера, механическое вспомогательное оборудование и их приводы, статические преобразователи, выпрямители, система охлаждения ТЭД и выпрямительных установок, аккумуляторные батареи, фильтры непрерывного действия.

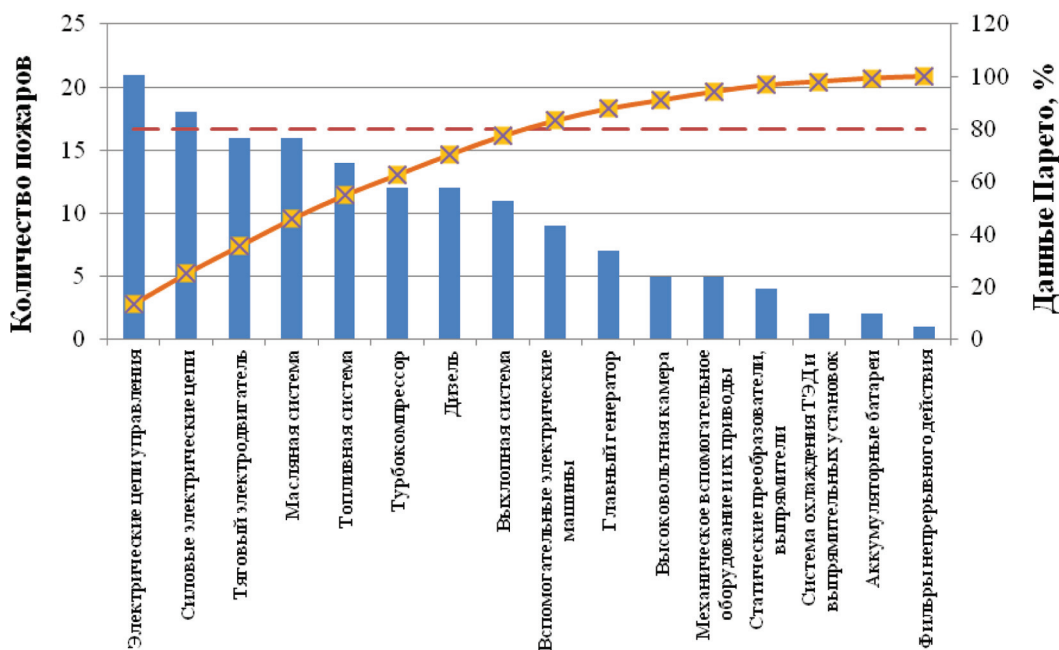


Рисунок 5 – Количество пожаров по пожароопасным узлам тепловозов

ческие машины. Т.е. на данном этапе анализа можно говорить о формировании выборки пожароопасных узлов, оценка пожарной опасности которых будет характеризовать основную часть пожарной безопасности ТПС в целом.

При этом каждый из пожароопасных узлов имеет определенные сборочные единицы и детали, которые являются инициаторами пожара. Так, например, для электрических цепей это изоляция и жилы. У тяговых электродвигателей это более обширный список – от якоря до подводящих кабелей. На условия возникновения пожара также оказывают влияние и пожароопасные события, которые приводят к пожару в определенной детали узла. Рассмотрим их более подробно. При разборе материалов расследования пожаров на тепловозах чаще всего встречались события короткого замыкания, приводящие к появлению искры и дальнейшему возгоранию жил кабелей и проводов. Перечень пожароопасных событий для тепловозов: электрическая дуга, искры, искры короткого замыкания из-за замыкания проводов друг на друга, на корпус, искры короткого замыкания из-за межвиткового замыкания, круговой огонь, горение легко воспламеняющихся веществ, нагрев, раскаленные газы, другое. Т.к. эти описанные характеристики тепловоза, влияющие на его пожарную безопасность, являются не числовыми, то в соответствии с алгоритмом выбора метода анализа данных (рисунок 1) дальнейший метод анализа таких данных – кластерный анализ.

Кластерный анализ нечисловых статистических данных

На основе информации материалов расследований и данных из автоматизированной системы пожарной безопасности были сформированы классификаторы пожароопасных событий и классификаторы пожароопасных узлов. В результате анализа данных по пожарам с помощью классификаторов событий и узлов были построены цепи пожароопасных событий, каждому из которых соответствовали определенные узлы.

Дальнейший анализ посвящен построению типовых цепей событий. Под цепью событий понимается последовательность с конечным или счётным бесконечным числом событий, характеризующаяся тем свойством, что, говоря нестрого, состояние, которое встречается перед или после функционирования ТПС, соответствует определённому набору параметров, которые не зависят от состояния локомотива до формирования цепи событий.

Объект анализа – цепь событий – частично упорядоченное множество. *Задача анализа* – выработать правила поиска общих признаков в цепях событий и формирование цепей с общим признаком сценариев типовых событий. Для осуществления задачи анализа будет оцениваться близость цепей событий кластерным анализом.

Формализуем ряд понятий:

Z – частично упорядоченное множество всех цепей событий.

A_i – частично упорядоченное подмножество (далее – ЧУП) множества Z i -ого типа.

B_j – ЧУП множества Z .

Каждое подмножество B_j можно заменить на универсальное подмножество, характеризующее множество i -ого типа (A_i подмножество).

Расстояние между двумя подмножествами B_k и B_l , характеризующее близость подмножеств, рассчитывается по формуле (1.1):

$$d_{lk} = \sum_{i=1}^5 r_i \quad (1.1)$$

Где

$$r_i = \begin{cases} 0, & x_{ki} = x_{li} \\ 1, & x_{ki} \neq x_{li} \end{cases}$$

x_{ki} – событие на i -ом месте в подмножестве B_k ;

x_{li} – событие на i -ом месте в подмножестве B_l .

Объединив подмножества B_j по признаку d_{lk} , получим кластер. В таблице 2 представлено соответствие значения признака d_{lk} и уровня схожести.

Таблица 2 – Расстояние между подмножествами и уровень схожести.

	d				
	1	2	3	4	5
Уровень схожести	Сильная	Заметная	Незначительная	Слабая	Нет

Для формирования цепочек с общим признаком сценариев типовых событий подмножества брались с уровнем схожести «сильная» и «заметная».

Результат формирования кластеров событий представлен в таблице 3. Мощность кластера – количество входящих и совпадающих цепочек событий. ПС – пожароопасное событие.

Аналогичным образом формировались типовые группы узлов пожаров. Для построения типовых сценариев развития пожара на тепловозах был проведен анализ соответствий типовых групп узлов пожарам из кластера событий. Если пожарам из типовых групп узлов соответствуют пожары из кластера событий, значит, из них можно сформировать сценарий. Часто реализуемые сценарии формируются при соответствии хотя бы 4 пожаров. Число соответствующих пожаров – мощность сценария. В таблице 4 приведены примеры сформированных сценариев пожара на тепловозах.

Результатом анализа нечисловых данных являются сценарии пожара, включающие узлы и последовательности событий, приводящих к пожару. При оценке пожарного риска по фактическому состоянию ТПС должны учитываться те состояния, которые влияют на вероятность появления описанных сценариев пожара.

Таблица 3 – Пример объединенных в кластеры событий

Кластер №	Мощность	Года/месяцы		ПС1	ПС2	ПС3	ПС4	ПС5
1	8	2014 октябрь	Центр кластера	Разрушение, излом	Искрение	Попадание искр	0	Искра
		2013 март	Элементы кластера	Отсутствие (детали)	Искрение	Попадание искр	0	Искра
		2013 май		Повреждение	Искрение	Попадание искр	0	Искра
		2014 апрель		Применение нетиповых деталей	Искрение	Попадание искр	0	Искра
		2013 май		Применение нетиповых деталей	Искрение	Попадание искр	Попадание искр	Искра
		2014 март		Неисправность	Искрение	Попадание искр	0	Искра
		2014 апрель		Повреждение	Искрение	Попадание искр	0	Искра
		2013 июль		Разрушение, излом	Искрение	Попадание искр	0	Искра

Таблица 4 – Сформированные сценарии пожаров на тепловозах с уровнем мощности 5.

Сценарий	Узлы	События				Мощность
1	Выхлопная система дизеля	Отсутствие (детали)	Повреждение	Применение нетиповых деталей	Разрушение, излом	4
	система охлаждения	Искрение	Попадание искр			
2	Топливная система	Отсутствие (детали)	Неправильный монтаж	Повреждение / износ (старение)	Излом	4
	Выхлопная система, дренажная система	Нагревание легковоспламеняющихся материалов и веществ, их попадание на горячие части локомотива				
3	Электрооборудование	Нарушение изоляции / перетираание, пробой	КЗ проводов	КЗ на корпус	Нагрев	8

Определение характера наблюдаемых данных

К числовым характеристикам пожарной безопасности ТПС относится количество пожаров за период наблюдения с 2011 по 2015 год. Интервал наблюдения – месяц. Перед тем, как подвергнуть результаты наблюдений соответствующей статистической обработке, необходимо убедиться в том, что они действительно образуют случайную выборку, т.е. являются стохастически независимыми (альтернативами могут быть зависимость результатов наблюдения от порядкового номера, времени наблюдения, наличие смещение циклического или монотонного характера) [7]. Для этого наблюдаемый ряд выборочных данных проанализируем с помощью критерия «восходящих» и «нисходящих» серий. Это критерий выбран, т.к. он «улавливает» постепенное смещения (по ходу выборочного обследования) среднего значения в исследуемом распределении периодического характера. Исходной последовательности (количество пожаров в месяц) ставится в соответствие последовательность плюсов и минусов. На i -ом месте последовательности ставится плюс, если $x_{i+1} - x_i > 0$, минус, если $x_{i+1} - x_i < 0$. Если два или несколько следующих друг за другом наблюдений равны между собой, то во внимание принимается только одно из них, другие исключаются из последовательности.

Критерий серий основан на утверждении: если выборка случайна, то в образованной ею последовательности знаков общее число серий ($v(n)$) не может быть слишком малым, а их протяженность ($t(n)$) – слишком большой. В количественном выражении это правило имеет вид:

$$v(n) > \left[\frac{1}{3}(2n-1) - U(\alpha) \sqrt{\frac{16n-29}{90}} \right]$$

$$t(n) < t_0(n)$$

Величина $t_0(n)$ в зависимости от величины последовательности (n) определяется следующим образом: при $n \leq 26$ $t_0(n) = 5$; при $26 < n \leq 153$ $t_0(n) = 6$; при $153 < n \leq 1170$ $t_0(n) = 7$.

Анализ временного ряда пожаров показал, что последовательность количества пожаров – случайная выборка. Это означает, что дальнейший анализ должен осуществляться методами прикладной статистики, в т.ч. для прогнозирования случаев пожара должны быть оценены верхние и нижние границы вероятности этого события. Особенности оценки вероятности возникновения пожаров на тепловозах различных серий подробно изложены в статье [8] и подробно рассматриваться в рамках этой статьи не будет. Результаты оценок вероятности появления пожара используются как один из ключевых факторов при построении модели оценки рисков.

Заключение

Показана необходимость разработки алгоритма для выбора метода анализа неструктурированных данных об объекте при наличии нескольких источников информации. Определены основные методы анализа с учётом наличия данных числового и не числового характера. Продemonстрировано последовательное применение методов качественного и полуквантитативного анализа данных без явных связей с группировкой и классификацией полученных результатов. Применен метод кластерного анализа нечисловой статистики для формирования типовых сценариев появления пожара.

Системный подход к применению различных видов анализа позволяет определить перечень параметров ТПС, которые будут учитываться при оценке рисков, установить шкалу измерений и характер наблюдаемых величин.

Библиографический список

1. Федеральный закон «Технический регламент о требованиях пожарной безопасности» от 22.07.2008 № 123-ФЗ
2. Шубинский И.Б., Замышляев А.М., Проневич О.Б. Графовый метод оценки производственной безопасности на объектах железнодорожного транспорта/Надежность. 2017 г. – №1, -С 40-45.
3. Герцог, Г.А. Основы научного исследования: методология, методика, практика [Текст]: учебное пособие /

Г.А. Герцог. – Челябинск: Изд-во Челяб. гос. пед. ун-та, 2013. – 208 с.

4. Орлов А.И. Организационно-экономическое моделирование. Часть 3: Статистические методы анализа данных./ А.И. Орлов. – М.: Изд-во МГТУ им. Н.Э. Баумана, 2012. – 623 с.

5. Шубинский И.Б. Надежные отказоустойчивые информационные системы. Методы синтеза [Текст]/ И.Б. Шубинский – М: Журнал Надежность, 2016 – 544 с.

6. Орлов А.И. Эконометрика; учебник для вузов / А.И. Орлов Изд. 4-е, дополн. и перераб. – Ростов н/Д: Феникс, 2009. – 572 с.

7. Айвазян С. А. и др. Прикладная статистика: Основы моделирования и первичная обработка данных. Справочное изд. / С. А. Айвазян, И. С. Енюков, Л. Д. Мешалкин. — М.: Финансы и статистика, 1983. — 471 с.

8. Шубинский И.Б., Проневич О.Б., Данилова А.Д. Особенности оценки вероятности возникновения пожаров на тепловозах различных серий // Надежность. 2016. № 4 С. 24-29.

Сведения об авторах

Ольга Б. Проневич – начальник отдела ОАО «НИИ-АС», Москва, Россия, тел. (495) 967-77-05, доб. 516, e-mail: O.Pronevich@vniias.ru

Поступила 17.04.2017



<http://Gnedenko-Forum.org/>

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 A4; 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 обо-

значениях 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 , $\odot$ — 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.

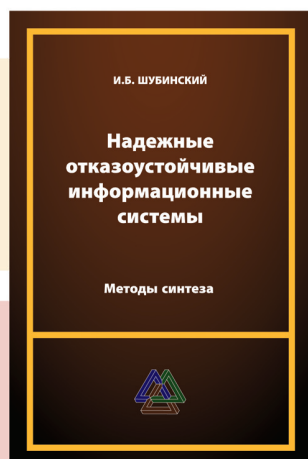
ПОДПИСКА НА ЖУРНАЛ «НАДЕЖНОСТЬ»

Подписаться на журнал 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



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

Подписано в печать 12.02.2016. Формат издания 70х100/16.
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

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 реализации, 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, в 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

ЗАЯВКА НА ПОДПИСКУ НА ЖУРНАЛ «НАДЕЖНОСТЬ»

с № _____ 20__ г. по № _____ 20__ г., количество экз. _____

Полное наименование организации	
Юридический адрес предприятия (индекс, страна, адрес)	
Почтовый адрес предприятия (индекс, страна, адрес)	
ИНН/КПП	
Расчетный счет	
Банк	
Корреспондентский счет	
БИК	
Контактное лицо: Ф.И.О., должность	
Телефон/факс, e-mail	

Реквизиты: ООО «Журнал «Надежность»

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

Тел./факс: (495) 967-77-02 , e-mail: E.Patrikeeva@gismps.ru

ИНН 7709868505 КПП 770901001

р/с 40702810100430000017

к/с 30101810100000000787

Адрес доставки:

Кому: _____

Куда: _____

Для оформления подписки на журнал «Надежность» заполните заявку и отправьте ее по факсу или электронной почте.

По всем вопросам, связанным с подпиской, обращайтесь в редакцию журнала.

Стоимость годовой подписки 4180-00 руб, в т.ч. НДС 10%.

Периодичность – 4 номера в год.

ЖУРНАЛ ИЗДАЕТСЯ ПРИ УЧАСТИИ И ПОДДЕРЖКЕ

ОТКРЫТОГО АКЦИОНЕРНОГО ОБЩЕСТВА «НАУЧНО-ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ И ПРОЕКТНО-
КОНСТРУКТОРСКИЙ ИНСТИТУТ ИНФОРМАТИЗАЦИИ, АВТОМАТИЗАЦИИ И СВЯЗИ НА
ЖЕЛЕЗНОДОРОЖНОМ ТРАНСПОРТЕ»
(ОАО «НИИАС»)



ОАО «НИИАС» – ведущее предприятие ОАО «РЖД» в области создания комплексов и систем обеспечения безопасности движения, управления движением, геоинформационного обеспечения, мониторинга состояния подвижного состава и инфраструктуры железных дорог



Цели:

- ☐ эффективность,
- ☐ безопасность
- ☐ надежность перевозок



Основные направления деятельности

- Интеллектуальные системы управления
- Технологии управления перевозками и транспортного обслуживания
- Системы автоматики и телемеханики
- Центры автоматизированного управления
- Информационные системы
- Геоинформационные системы и спутниковые технологии
- Системы транспортной безопасности
- Системы управления инфраструктурой
- Системы управления топливно-энергетическими ресурсами
- Испытания, сертификация и экспертиза
- Информационная безопасность
- Нормативно-правовое обеспечение



www.vniias.ru