

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

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

Ответственный секретарь:

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

Технический редактор:

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

Председатель редакционного совета:

Розенберг Игорь Наумович – доктор технических наук, профессор, Генеральный директор АО «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:

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

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

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

Гапанович Валентин Александрович – кандидат технических наук, старший советник генерального директора ОАО «РЖД» (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 (Москва, Россия)

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

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

Лецкий Эдуард Константинович – доктор технических наук, профессор, заведующий кафедрой «Автоматизированные системы управления» Российского университета транспорта (МИИТ) (Москва, Россия)

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

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

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

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

Уткин Лев Владимирович – доктор технических наук, профессор, профессор кафедры «Телематика» (при ЦНИИ РТК) Санкт-Петербургского политехнического университета Петра Великого (Санкт-Петербург, Россия)

Юркевич Евгений Викторович – доктор технических наук, профессор, Главный научный сотрудник лаборатории Технической диагностики и отказоустойчивости ИПУ РАН. (Москва, 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 28.05.2018
Объем , Тираж 500 экз, Заказ №
Формат 60x90/8, Бумага глянец

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

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

СОДЕРЖАНИЕ

Структурная надежность. Теория и практика

Анкудинов А.В., Антонов А.В., Чепурко В.А. Уравнение восстановления для процессов Кижима-Сумиты 3

Романов И.О., Стрельцов А.С. Функционально-математическое определение показателей надежности и установление зависимости комплексного показателя от единичных на стадиях изготовления и восстановления деталей, определяющих безотказность машины 10

Функциональная надежность. Теория и практика

Черкесов Г.Н., Недосекин А.О., Виноградов В.В. Анализ функциональной живучести структурно-сложных технических систем 17

Плотников Н.И. Теоретическое моделирование ресурсов надежности летного экипажа воздушных судов гражданской авиации 25

Безопасность. Теория и практика

Кибзун А.И., Игнатов А.Н. О задаче распределения инвестиций в установку средств, предотвращающих несанкционированный проезд автотранспортом железнодорожных переездов, для различных статистических критериев 31

Сообщения

Белоусова М.В., Булатов В.В. Методика перевода значения средней наработки на отказ из циклов в километры пробега 38

Даев Ж.А., Нурушев Е.Т. Применение статистических критериев для улучшения эффективности методов оценки рисков 42

Войнов К.Н., Хилдаяти Анниса, Гхеллаб Яхън. Обеспечение надежной комплексной защиты среды обитания от канцерогенных газов 46

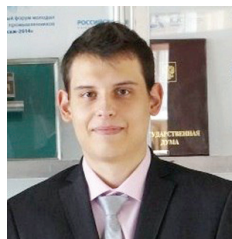
Гнеденко –Форум 50

Уравнение восстановления для процессов Кижима-Сумиты

Александр В. Анкудинов, ИАТЭ НИЯУ МИФИ, Обнинск, Россия

Александр В. Антонов, АО РАСУ, Москва, Россия

Валерий А. Чепурко, АО РАСУ, Москва, Россия



Александр В.
Анкудинов



Александр В.
Антонов



Валерий А.
Чепурко

Резюме. Цель. Статья посвящена исследованию свойств моделей процессов неполного восстановления Кижима-Сумиты. Эти процессы обобщают обычные процессы восстановления и неоднородные пуассоновские процессы. Обладая возможностью достаточно простого моделирования неполного восстановления, эти модели позволяют рассчитывать показатели надежности технических систем, близких к реальным. Полное, минимальное восстановление, ситуация «хуже, чем было перед отказом» моделируются выбором единственного параметра q , по сути, характеризующего неполноту восстановления. Статья является продолжением работы [1], в ней проводятся исследования в том предположении, что наработка до первого отказа имеет широко применяемое в теории надежности распределение Вейбулла. Модели процессов неполного восстановления Кижима-Сумиты появились достаточно недавно и их свойства в основном малоизучены. В работе [1], в частности, получено численное решение для ведущей функции потока (функции восстановления) первой модели процесса Кижима, представленной в виде функционального ряда. Целью данной работы является вывод интегрального уравнения восстановления, связывающего параметр потока отказов (или функцию восстановления) с распределением первой наработки. Кроме этого приведены некоторые аналитические решения для частных случаев, а также предложен способ численного решения полученных уравнений восстановления. Проанализировано влияние коэффициента неполноты восстановления на характеристики потока отказов модели Кижима. Выявлено интересное свойство процессов Кижима с убывающей функцией интенсивности первой наработки. Вопреки ожиданию увеличение неполноты восстановления в этом случае приводит уменьшению интенсивности отказов. **Методы.** Для выполнения расчетов применялся язык программирования R и различные численные методы нахождения интегралов и решения интегральных уравнений, в частности, метод трапеций с неравномерной сеткой и метод конечных сумм (МКС). **Выводы.** В статье выводится уравнение восстановления для процесса неполного восстановления Кижима. Получены некоторые аналитические решения, демонстрирующие, что обычный процесс восстановления и неоднородный пуассоновский процесс являются частными случаями процессов Кижима. Приведены результаты численных решений для вейбулловского распределения первой наработки.

Ключевые слова: процесс восстановления, параметр потока отказов, функция интенсивности, виртуальный возраст, коэффициент неполноты восстановления, полное восстановление, минимальное восстановление.

Формат цитирования: Анкудинов А.В., Антонов А.В., Чепурко В.А. Уравнение восстановления для процессов Кижима-Сумиты // Надежность. 2018. Т. 18, № 2. С. 3-9. DOI: 10.21683/1729-2646-2018-18-2-3-9

Введение

Введем некоторые необходимые обозначения и определения. Пусть восстанавливаемая техническая система начинает работать в момент времени $t = 0$. $\Delta_1, \Delta_2, \dots$ – последовательность наработок между отказами (ремонтами) такой системы (рисунок 1). Соответственно $\tau_k = \sum_{i=1}^k \Delta_i$ – моменты отказов, формирующие некоторый процесс восстановления $\tau_1, \tau_2, \dots$. Кроме этого будем предполагать, что ремонт отказавшей системы происходит мгновенно. Если мы говорим о реальной технической системе, то она стареет естественным образом, что обычно выражается в постепенном увеличении интенсивности отказов или в сокращении интервалов между последовательными ремонтами в стохастическом смысле. Помимо календарного (хронологического) возраста технической системы t уместно учитывать «виртуальный» возраст [1-4], который описывает состояние такой системы в момент времени t . На самом деле, более подходящим термином был бы «реальный» ее возраст, поскольку в этом случае подчеркивается реальное состояние технической системы. Понятно, что этот возраст должен зависеть от предшествующих наработок $\Delta_1, \Delta_2, \dots$ и от качества предыдущего ремонта.

В классической теории восстановления предполагается, что после ремонта отказавшей технической системы она возвращается в первоначальное состояние – «как новая». Однако даже после капитального ремонта, ряда замен старых элементов на новые, систему в целом навряд ли можно считать абсолютно новой. Это всего лишь идеализированное предположение позволяющее упростить математические расчеты.

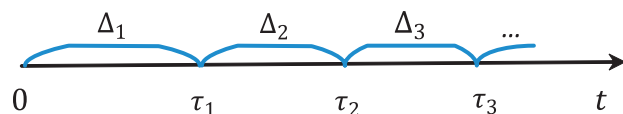


Рисунок 1 – Процесс восстановления

Рассмотрим понятие виртуальный возраст. По первой модели Кижима-Сумиты он прямо пропорционален календарному возрасту, с коэффициентом пропорциональности q . По второй модели соотношение несколько сложнее, но в обоих случаях, если предыдущий ремонт «совершенен» [2-3], иными словами восстановление полное и параметр $q = 0$, виртуальный возраст будет равен нулю. Если восстановление минимально, т.е. ремонт устранил причину отказа, но при этом система вернулась в состояние, по условиям такое же «как перед отказом», то виртуальный возраст будет совпадать с календарным возрастом.

Термин «виртуальный возраст» впервые был предложен в работе [3]. Авторы работы предложили математическую модель, позволяющую выбором неотрицательного параметра q получать как однородный, так и неоднородный процесс восстановления, в котором этот параметр определяет неполноту восстановления (ри-

сунок 2). Так, при $q = 0$ восстановление будет полным, т.е. после ремонта система будет как новая. При $q = 1$ система вернется в состояние, предшествующее отказу, что соответствует минимальному восстановлению. В этом случае получается неоднородный пуассоновский процесс [4]. Промежуточные значения q в интервале от 0 до 1 характеризуют неполное и не минимальное восстановление системы – лучше, чем было перед отказом, но хуже, чем в начальный момент времени. При значениях $q > 1$ система восстанавливается, но ее состояние хуже состояния, предшествующего ремонту. Такая ситуация вполне может иметь место в случае некачественного или неквалифицированного ремонта.

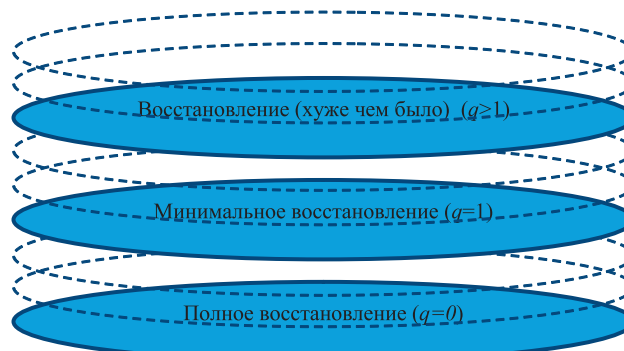


Рисунок 2 – Возможности моделей Кижима

Дадим строгое определение неоднородного потока восстановления согласно моделям Кижима-Сумиты.

Определение. Неоднородным потоком модели Кижима-Сумиты является поток, образованный наработками Δ_n со следующими условными функциями распределения (ф.р.):

$$F_{\Delta_n}(x | V_{n-1} = y) = \frac{F(x+y) - F(y)}{1 - F(y)}; \quad (1)$$

где V_n – виртуальный возраст системы. При этом функция распределения первой наработки $F_{\Delta_1}(x) = F(x)$.

Как сказано выше, авторами работы [3] рассмотрены две модели обобщенного процесса восстановления (general renewal process). Для первой модели будем использовать обозначение GRP-1. Математически эта модель устанавливает прямо пропорциональную зависимость между виртуальным возрастом на n -ый момент восстановления V_n и календарным возрастом $\tau_n = \sum_{i=1}^n \Delta_i$:

$V_n = V_{n-1} + q\Delta_n = q \sum_{i=1}^n \Delta_i$, $V_0 = 0$ – (General Renewal Process: GRP-1).

Вторая модель подразумевает прямо пропорциональную зависимость между виртуальным возрастом на n -ый момент восстановления V_n и виртуальным возрастом на $n-1$ -ый момент восстановления V_{n-1} и последней нара-

боткой Δ_n . Будем обозначать процесс, соответствующий этой модели, GRP-2.

$$V_n = q(V_{n-1} + \Delta_n) = \sum_{i=1}^n q^{n+1-i} \Delta_i, \quad V_0 = 0 - (\text{GRP-2}).$$

Модель GRP-1 проще для исследований параметра потока отказов (ППО) и его свойств. Приведем некоторые результаты, которые, в основном, распространяются на модель GRP-1 и в некоторых возможных случаях обобщены и на GRP-2.

Для процессов GRP-1 можно вывести уравнения восстановления, которые в общем случае могут не иметь решения. Найдем рекуррентные соотношения, связывающие распределения двух последовательных наработок между отказами. Плотность распределения n -го момента потока будет определяться выражением

$$f_{\tau_n}(x) = \frac{d}{dx} \int_0^x \int_0^{x-x_1} f_{\tau_{n-1}}(x_1) f_{\Delta_n}(x_2 | \tau_{n-1} = x_1) dx_2 dx_1 =$$

$$\frac{d}{dx} \int_0^x \int_0^{x-x_1} f_{\tau_{n-1}}(x_1) f_{\Delta_n}(x_2 | V_{n-1} = qx_1) dx_2 dx_1.$$

Взяв производную, получим:

$$f_{\tau_n}(x) = \int_0^x f_{\tau_{n-1}}(u) K_f(x-u, qu) du, \quad (2)$$

где $K_f(a, b) = \frac{f(a+b)}{1-F(b)}$ – ядро интегрального оператора.

$$\text{Теперь рассмотрим ППО: } \omega(x) = \sum_{i=1}^{\infty} f_{\tau_i}(x). \quad (3)$$

Как и при выводе обычного уравнения восстановления, отделим первое слагаемое от оставшейся суммы и к каждому слагаемому в этой сумме применим рекуррентное соотношение (2). В результате получим следующее утверждение.

Теорема. В случае сходимости функционального ряда (3) ППО для модели GRP-1 будет удовлетворять следующему интегральному уравнению (восстановления)

$$\omega(x) = f(x) + \int_0^x \omega(u) K_f(x-u, qu) du, \quad (4)$$

где $K_f(a, b)$ – определено в (2).

Исследуем ППО. Пусть $q=0$. Эта ситуация обеспечивает полное восстановление отказавшей системы. В этом случае получаем

$$f_{\tau_n}(x) = \int_0^x f_{\tau_{n-1}}(u) f(x-u) du - \text{обычный интеграл-свертка.}$$

И т.к. $K_f(x-u, 0) = f(x-u)$, то уравнение (4) становится обычным уравнением восстановления.

Теперь рассмотрим минимальное восстановление.

Пусть $q=1$. $K_f(x-u, u) = \frac{f(x)}{1-F(u)}$. Проанализируем элементы функционального ряда ППО. Рекуррентное соотношение (2) будет выглядеть следующим образом:

$$f_{\tau_n}(x) = f(x) \int_0^x \frac{f_{\tau_{n-1}}(u)}{1-F(u)} du.$$

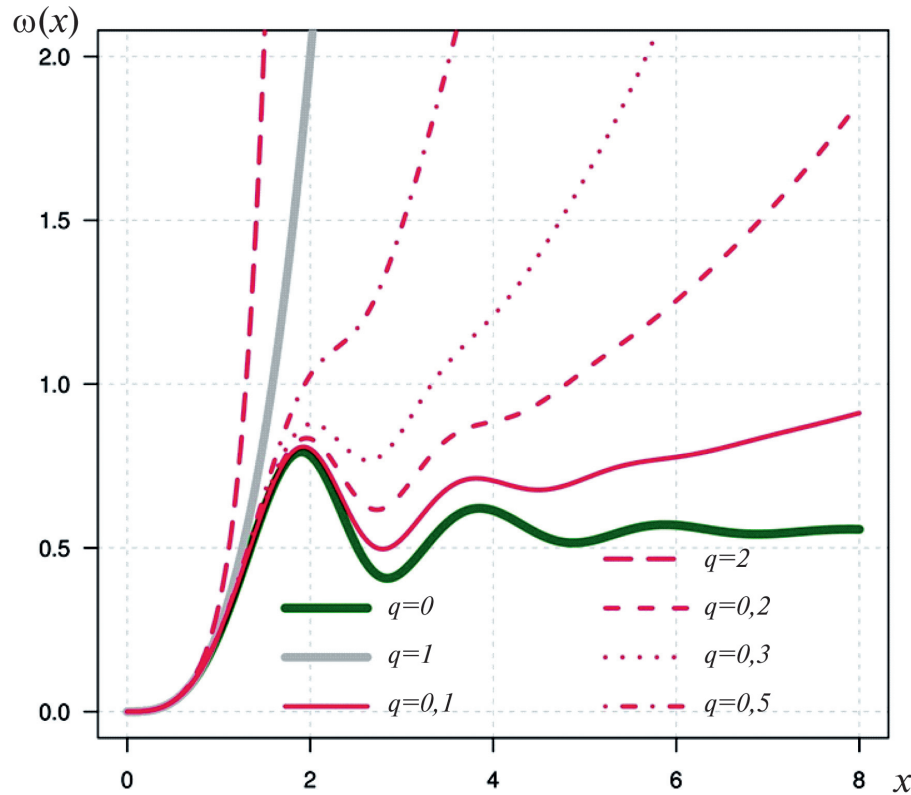


Рисунок 3 – ППО для процессов восстановления модели GRP-1. Возрастающая функция интенсивности

При $n=2$ получаем

$$f_{\tau_2}(x) = f(x) \int_0^x \frac{f(u)}{1-F(u)} du = -f(x) \ln(1-F(x)).$$

При $n=3$ –

$$f_{\tau_3}(x) = f(x) \int_0^x \frac{f_{\tau_2}(u)}{1-F(u)} du = f(x) \frac{\ln^2(1-F(x))}{2}.$$

По индукции следует, что при $q=1$ плотность распределения k -го момента потока будет определяться

$$\text{выражением: } f_{\tau_k}(x) = f(x) \frac{(-1)^{k-1} \ln^{k-1}(1-F(x))}{\Gamma(k)}.$$

Подставляя это в ряд (3), получаем результат:

$$\omega(x) = f(x) \sum_{n=1}^{\infty} \frac{(-1)^{n-1} \ln^{n-1}(1-F(x))}{(n-1)!} = \frac{f(x)}{1-F(x)}. \quad (5)$$

При $q=1$ виртуальный возраст, определяемый обеими моделями Кижима-Сумиты идентичен и равен реальному. $V_n = V_{n-1} + \Delta_n = \sum_{i=1}^n \Delta_i$. Поэтому выводы, полученные в случае $q=1$ для GRP-1, справедливы и для GRP-2. Получаем интересное свойство, впервые выведенное в [1, 2].

Свойство. При $q=1$ в моделях Кижима-Сумиты ППО совпадает с функцией интенсивности.

Уравнение (4) при заданном значении параметра q относится к интегральным уравнениям Вольтерра 2-го рода, которые хорошо решаются численными методами,

к примеру, методом конечных сумм (МКС) [7]. Расчеты проводились в свободно распространяемой среде программирования R [8-10]. Приведем графики полученных численных решений. Расчеты проводились в предположении Вейбулловского распределения наработки, плотность распределения и функция интенсивности которой соответственно равны: $f(x) = \frac{a}{b} \left(\frac{x}{b}\right)^{a-1} e^{-\left(\frac{x}{b}\right)^a}$, $\lambda(x) = \left(\frac{x}{b}\right)^a$.

Как известно, параметр a определяет вид функции интенсивности. При $a > 1$ интенсивность $\lambda(x)$ возрастает, при $a = 1$ – постоянна и при $a \in (0, 1)$ – убывает.

На рисунке 3 можно отметить логичный результат, при увеличении параметра q ППО (интенсивность потока отказов) постепенно увеличивается, т.е. чем больше параметр q (чем хуже восстанавливается техническая система), тем интенсивнее поток отказов. На рисунке 4 видна обратная тенденция – по мере роста показателя q неполноты восстановления ППО становится меньше. Этот странный результат будет объяснен ниже. Важно то, что асимптотически ППО в случае $q > 0$ приближается нелинейной функцией.

Для первой модели Кижима-Сумиты GRP-1 очевидно, что траектории ППО при $q \in (0, 1)$ будут находиться между соответствующими траекториями при $q=0$ и $q=1$ (см. рисунки 3 и 4). Для ППО, изображенного на рисунке 3, значения параметров брались такими: $a = 4$, $b = 2$, для ППО на рисунке 4 значения параметров –

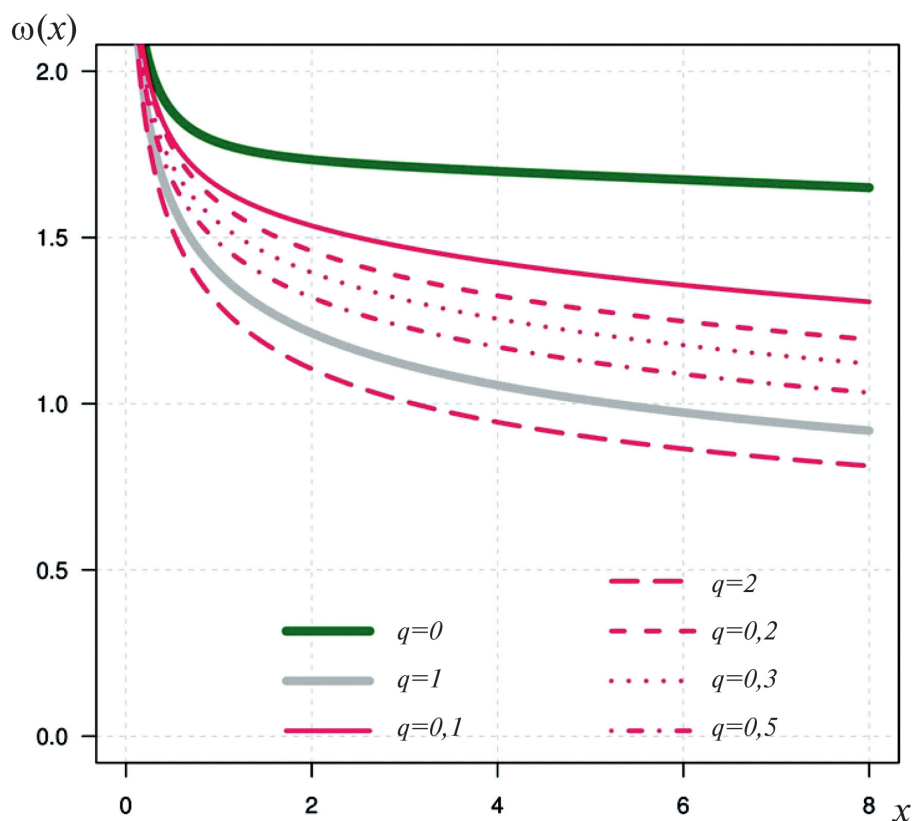


Рисунок 4 – ППО для процессов восстановления модели GRP-1. Убывающая функция интенсивности

$a = 0,8$, $b = 0,5$. При $a = 1$ расчеты не проводились, поскольку в этом случае ППО не будет зависеть от q и все графики совпадут. Это следует из того, что при $a = 1$ распределение первой наработки экспоненциально, т.е. $f(x) = 1/b e^{-x/b}$. Если это так, то ядро интегрального оператора $K_f(x-u, qu) = f(x-u)$ и мы получаем обычное уравнение восстановления, которое в качестве решения для ППО дает константу $\omega(x) = 1/b$.

Остановимся подробнее на численном решении уравнения восстановления МКС в случае, когда параметр формы $a \in (0,1)$. Численное решение (4), в явном виде приводит к некорректному результату. Связано это с тем, что в окрестности точки 0 свободный член уравнения стремится к бесконечности.

Для получения адекватного численного решения ППО представлялся в виде

$$\omega(x) = f(x) + \omega^*(x), \quad (5)$$

где $\omega^*(x) = \sum_{n=2}^{\infty} f_{\tau_n}(x)$ – остаточный член ряда (3).

Остаточный член, очевидно, должен удовлетворять следующему интегральному уравнению восстановления

$$\omega^*(x) = f_{\tau_2}(x) + \int_0^x \omega^*(u) K_f(x-u, qu) du, \quad (6)$$

где $f_{\tau_2}(x)$ – плотность распределения второго момента отказа процесса Кижима. Для ее определения воспользуемся (2)

$$f_{\tau_2}(x) = \int_0^x f(u) K_f(x-u, qu) du = \int_0^x K_f(x-u, qu) dF(u) = \int_0^{F(x)} K_f(x - F^{-1}(v), qF^{-1}(v)) dv, \quad (7)$$

где $F^{-1}(x) = b(-\ln(1-x))^{1/a}$ – функция, обратная к функции распределения Вейбулла. Интеграл (7) считался методом трапеций. После решением МКС уравнения (6) и подстановки его в (5) получалось конечное решение.

Можно вывести уравнение восстановления для функции восстановления (ФВ). Для функции распределения простым интегрированием можно получить рекуррентное соотношение, аналогичное (2)

$$F_{\tau_n}(x) = \int_0^x \int_0^t f_{\tau_{n-1}}(u) \frac{f(t-(1-q)u)}{1-F(qu)} du dt = \int_0^x \frac{F(x-(1-q)u) - F(qu)}{1-F(qu)} dF_{\tau_{n-1}}(u). \quad (8)$$

Интегрированием по частям получим свойство

$$F_{\tau_n}(x) = \int_0^x F_{\tau_{n-1}}(u) K_F(x-u, qu, q) du, \quad (9)$$

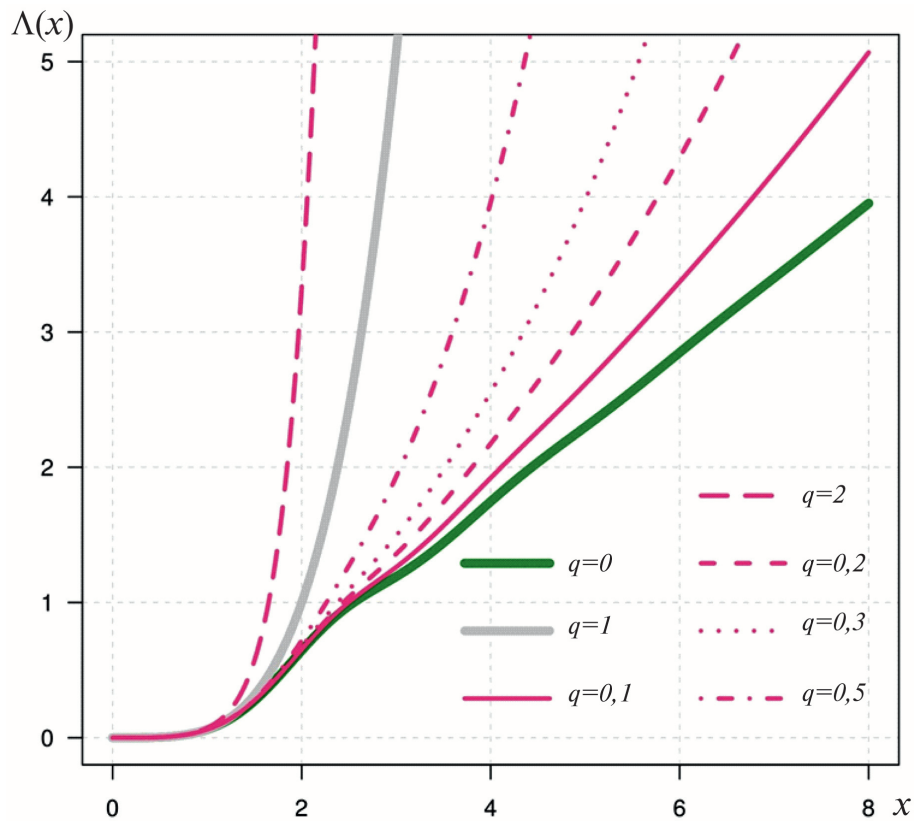


Рисунок 5 – ФВ для процессов восстановления модели GRP-1. Возрастающая функция интенсивности

где ядро интегрального оператора – функция трех переменных

$$K_F(a, b, q) = \frac{(1-q)f(a+b)}{1-F(b)} + \frac{qf(b)(1-F(a+b))}{(1-F(b))^2}. \quad (10)$$

По аналогии с выводом уравнений восстановления для обычных процессов восстановления получаем следующее утверждение.

Теорема. В случае сходимости функциональных рядов $\Lambda(x) = \sum_{n=1}^{\infty} F_{\tau_n}(x)$ ФВ $\Lambda(x)$ для модели GRP-1 будет удовлетворять следующему интегральному уравнению.

$$\Lambda(x) = F(x) + \int_0^x \Lambda(u) K_F(x-u, qu, q) du. \quad (11)$$

Пусть $q=0$. Эта ситуация соответствует полному восстановлению отказавшей системы

$$F_{\tau_n}(x) = \int_0^x F_{\tau_{n-1}}(u) f(x-u) du - \text{интеграл-свертка.}$$

И т.к. $K_F(x-u, 0, 0) = f(x-u)$, то уравнение (4) становится обычным уравнением восстановления.

На рисунках 5 и 6 приведены графики ФВ. На рисунке 5 значения параметров брались следующими $a=4, b=2$, на рисунке 6 значения параметров – $a=0,8, b=0,5$. Можно отметить, что в первом случае при увеличении параметра q ФВ (среднее число отказов) постепенно увеличивается. Чем хуже восстанавливается техническая система, тем интенсивнее поток отказов. На рисунке 6

видна обратная тенденция: по мере роста показателя q неполноты восстановления ФВ становится меньше. Чтобы объяснить этот парадоксальный результат проанализируем интегральный оператор выражения (8).

Вначале перейдем к вероятности безотказной работы – $P(x) = 1 - F(x)$:

$$\begin{aligned} \frac{F(x - (1-q)u) - F(qu)}{1 - F(qu)} &= 1 - \frac{P(x - (1-q)u)}{P(qu)} = \\ &= 1 - \frac{P(\alpha + qu)}{P(qu)} = 1 - \frac{P(\alpha + t)}{P(t)}, \end{aligned}$$

где $a \in [0, x]$, $t = qu$. Обозначим $\varphi(t) = 1 - \frac{P(\alpha + t)}{P(t)}$. Тогда, в случае weibullовского распределения первой наработки будет выполняться равенство

$$\ln(1 - \varphi(t)) = \ln P(\alpha + t) - \ln P(t) = \left(\frac{t}{b}\right)^a - \left(\frac{t + \alpha}{b}\right)^a. \quad (12)$$

Функция в правой части (12) возрастает по переменной t при $a > 1$, является постоянной (от t не зависит) при $a = 1$, и, наконец, убывает по переменной t при $a \in (0, 1)$.

Таким образом, при $a > 1$ функция $\varphi(t)$ будет убывать по мере роста переменной t , а, следовательно, ядро интегрального оператора $\frac{F(x - (1-q)u) - F(qu)}{1 - F(qu)}$ будет уменьшаться по мере роста параметра неполноты восстановления q . В связи с чем распределения второго,

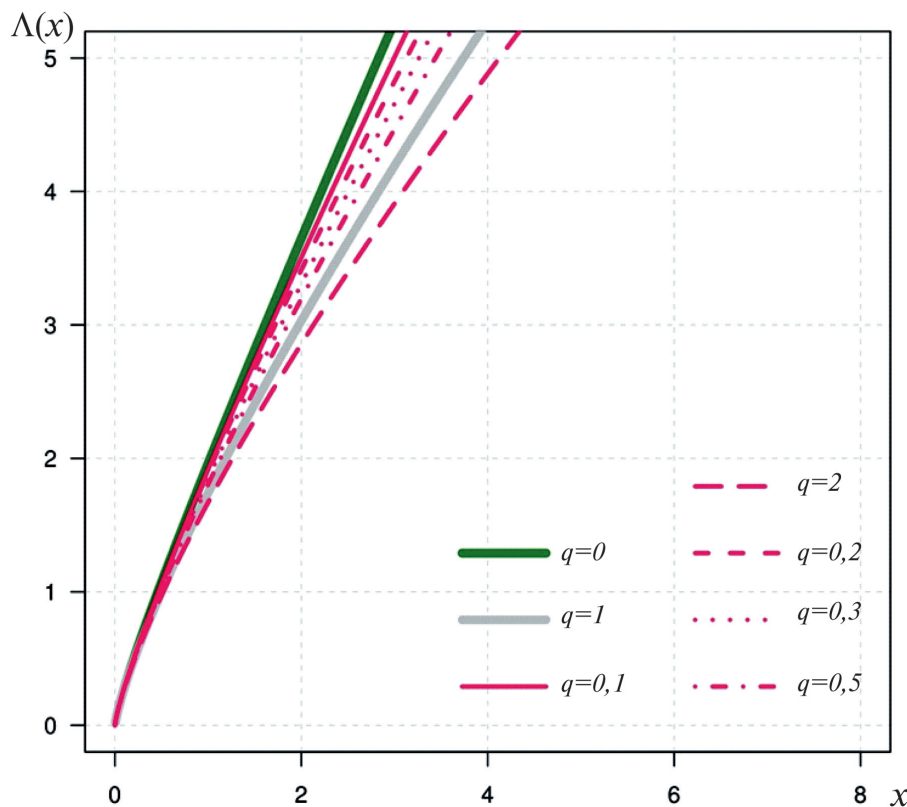


Рисунок 6 – ФВ для процессов восстановления модели GRP-1. Убывающая функция интенсивности

третьего и т.д. моментов потока Кижима будут сдвигаться влево. Т.е. при $a > 1$ для любого $n = 2, 3, \dots$

$$F_{\tau_n}(x | q_1) > F_{\tau_n}(x | q_2) \text{ при } q_1 > q_2. \quad (13)$$

Аналогично при $a \in (0, 1)$ для любого $n = 2, 3, \dots$

$$F_{\tau_n}(x | q_1) < F_{\tau_n}(x | q_2) \text{ при } q_1 > q_2. \quad (14)$$

Т.е. при убывающей функции интенсивности распределения моментов потока Кижима будут сдвигаться вправо. А значит и ФВ, и ППО будут уменьшаться. Это и объясняет получившийся парадоксальный результат. Ухудшение качества восстановления при определенных условиях в модели Кижима приводит к сокращению среднего числа отказов и интенсивности потока отказов. Определенные условия связаны исключительно с распределением первой наработки. В данном конкретном случае распределение было с убывающей функцией интенсивности

Заключение

Статья посвящена исследованию некоторых свойств процессов восстановления Кижима. Несомненная польза таких процессов в теории надежности состоит в возможности учета неполноты восстановления технической системы. При этом модель процесса включает возможность моделирования классических, полностью восстанавливаемых технических систем, тем самым обобщая их. В статье выведено уравнение восстановления для параметра потока отказов и функции восстановления процессов восстановления Кижима, получены некоторые частные аналитические решения и приведены результаты численных расчетов. Проанализировано влияние неполноты восстановления на интенсивность потока и функцию восстановления.

Библиографический список

1. Чумаков И.А., Антонов А.В. Чепурко В.А. Некоторые свойства моделей неполного восстановления Кижима // Надежность. – 2015. – № 3(54). – С. 3-15.
2. Чумаков И.А. Методы расчета ресурсных характеристик оборудования сложных систем с учетом режимов обслуживания и неполного восстановления:

диссертация кандидата технических наук: 05.13.01 / Чумаков Илья Александрович; [Место защиты: Сургут. гос. ун-т]. – Обнинск, 2014. – 151 с. : ил.

3. Kijima M., Sumita N. A useful generalization of renewal theory: Counting process governed by non-negative markovian increments // Journal of Applied Probability. – 1986. – Vol. 23. – Pp. 71-88.

4. Finkelstein M. Failure rate modelling for reliability and risk. – Verlag London Limited: Springer, 2008. – 290 pp.

5. 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.znanium.com/>] – (Высшее образование: Бакалавриат). – ISBN 978-5-16-010264-1

6. Чепурко С.В., Чепурко В.А. Модели неоднородных потоков в теории восстановления // Монография. – Обнинск: ИАТЭ, 2012. – 164 с.

7. Копчёнова Н.В., Марон И.А. Вычислительная математика в примерах и задачах. – М.: Наука, 1972, 368 с.

8. R Core Team (2016). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <http://www.R-project.org/>.

9. Crawley M.J. The R Book. John Wiley & Sons, Ltd., Chichester. 2007, 949 p.

10. Роберт И. Кабаков R в действии. Анализ и визуализация данных в программе R / пер. с англ. Полины А. Волковой. – М.: ДМК Пресс, 2014. – 588 с.: ил.

Сведения об авторах

Александр В. Анкудинов – аспирант отделения интеллектуальных кибернетических систем ИАТЭ НИЯУ МИФИ, Обнинск, Россия, e-mail: anck93@yandex.ru

Александр В. Антонов – доктор технических наук, профессор, главный эксперт отдела расчетных обоснований проектных решений АО РАСУ, Москва, Россия, e-mail: anck93@yandex.ru

Валерий А. Чепурко – кандидат физико-математических наук, доцент, главный специалист отдела расчетных обоснований проектных решений АО РАСУ, Москва, Россия, e-mail: v.a.chepurko@mail.ru, VAChepurko@rasu.ru

Поступила 15.11.2017

Функционально-математическое определение показателей надежности и установление зависимости комплексного показателя от единичных на стадиях изготовления и восстановления деталей, определяющих безотказность машины

Игорь О. Романов, ООО Аттестационный центр «НАКС-Хабаровск», Хабаровск, Россия
Анатолий С. Стрельцов, ООО Аттестационный центр «НАКС-Хабаровск», Хабаровск, Россия



Игорь О. Романов



Анатолий С.
Стрельцов

Резюме. В настоящее время надежность машины рассматривается в целом в процессе ее эксплуатации и ремонта, а нормативно-техническая документация ГОСТ 27.002-2015, а также справочная и научно-техническая литература не дают четких математических определений показателей надежности первичных неделимых элементов-деталей. В то же время, в основе параметрической надежности машины лежит парадигма оценки показателей надежности за весь период ее эксплуатации, начиная с этапов ее производства до реализации своего ресурса с учетом возможности проведения ремонтных воздействий. **Цель.** В связи с этим целью работы является оценка влияния единичных показателей надежности на комплексный K_n (коэффициент сохранения эффективности) на стадиях изготовления и восстановления деталей машины. Методы. В основе работы лежит математический прием определения линейной зависимости комплексного показателя от единичных, который предусматривает определение комплексного показателя, когда исследуемый единичный показатель изменяет свою величину от базового (первого) уровня до верхнего (четвертого) уровня, а все остальные единичные показатели находятся на базовых уровнях, что исключает взаимосвязь исследуемого единичного показателя с остальными при вычислении комплексного показателя. Результаты. Выполненные расчеты показывают, что оптимальным вариантом повышения K_n является повышение единичных показателей в соответствии с их приоритетами; так, при совместном повышении на стадиях изготовления и восстановления только три единичных показателя, в частном случае, обеспечивают повышение комплексного на 75 %. **Выводы.** Предложено по значению показателя безотказности первоначально установленной детали машины дифференцировать детали в составе машины на три группы: определяющие наработку машины до списания ($K_{б1} > 1$); определяющие ресурс машины ($K_{б1} = 1$); определяющие безотказность машины ($K_{б1} < 1$). Определение показателей надежности деталей каждой группы базируется на регламентирующем документе ГОСТ 27.002-2015, но каждая группа имеет свои особенности и специфику, которая должна учитываться при разработке функционально-математических определений показателей надежности деталей относительно надежности машины в целом. Для деталей третьей группы разработаны функционально-математические определения показателей надежности и установлены зависимости и приоритеты единичных показателей на повышение комплексного показателя. На конкретном примере произведен расчет экономической целесообразности повышения комплексного показателя, при этом установлено, что наиболее перспективным является совместное повышение комплексного показателя на стадиях изготовления и восстановления обеспечивающее снижение затрат более, чем в два раза, а рентабельность достигает 61 %.

Ключевые слова: безотказность, ремонтпригодность, сохраняемость, долговечность, комплексный показатель надежности, приоритеты, рентабельность.

Формат цитирования: Романов И.О., Стрельцов А.С. Функционально-математическое определение показателей надежности и установление зависимости комплексного показателя от единичных на стадиях изготовления и восстановления деталей, определяющих безотказность машины // Надежность. 2018. Т. 18, № 2. С. 10-16. DOI: 10.21683/1729-2646-2018-18-2-10-16

Введение

Несмотря на достигнутый прогресс в области машиностроения, из-за недостаточной надежности выпускаемых машин потребители несут существенные затраты на ремонт и техническое обслуживание, которые за весь период эксплуатации превышают стоимость новой машины в несколько раз. Так, для грузовых автомобилей – до 6 раз, а для металлообрабатывающих станков – до 8 раз. При этом основная доля затрат приходится на текущий ремонт, связанный с отказами деталей [1]. В формальном виде машина представляет собой систему функционально связанных элементов (деталей), надежность которых формирует и определяет надежность системы в целом. Поэтому определение показателей надежности деталей относительно надежности машины и установление их вклада в эту надежность позволит дифференцированно подходить к расчету единичных показателей надежности при проектировании и их обеспечению на стадиях изготовления и восстановления, что является актуальной задачей как теоретической, так и с практической стороны.

К сожалению, современная справочная и научно-техническая литература в области надежности машин [2, 3, 4, 5, 6] не дает конкретных взаимосвязанных решений поставленной задачи.

Функционально-математическое определение единичных показателей надежности деталей

Согласно ГОСТ 27.002-2015 единичный показатель безотказности детали определяется средней наработкой до первого отказа, который устраняется текущим ремонтом машины путем замены отказавшей детали.

Рассматривая деталь как самостоятельное изделие, за показатель безотказности относительно машины целесообразно принять отношение

$$K_{Б1} = \frac{\bar{L}_1}{\bar{L}_M}, \quad (1)$$

где $K_{Б1}$ – показатель безотказности первоначально установленной детали; $\bar{L}_1$ – средняя наработка до отказа первоначально установленной детали; $\bar{L}_M$ – средний ресурс машины.

С физической точки зрения показатель безотказности устанавливает, какая часть ресурса машины реализуется первоначально установленной деталью.

По значению $K_{Б1}$ детали машины целесообразно дифференцировать на три группы: определяющие наработку машины до списания ($K_{Б1} > 1$); определяющие ресурс машины ($K_{Б1} = 1$); определяющие безотказность машины ($K_{Б1} < 1$).

Безусловно, определение показателей надежности деталей каждой группы должно базироваться на регламентирующем документе ГОСТ 27.002-2015, но каждая группа имеет свои особенности и специфику, которая должна учитываться при разработке функционально-математических определений показателей надежности деталей относительно надежности машины в целом.

Для деталей третьей группы, которая самая многочисленная, авторами разработаны функционально-математические определения единичных показателей надежности [7], которые сведены в таблицу 1.

Функционально-математическое определение комплексного показателя надежности детали и его зависимости от единичных показателей

С технической точки зрения, в качестве комплексного показателя надежности можно принять показатель долговечности, который включает в себя все единичные показатели. Однако потребителя, в первую очередь, ин-

Таблица 1 – Единичные показатели надежности деталей, определяющих безотказность машины

Показатели	Функциональные определения	Математические определения
1	2	3
Безотказность детали		
1.1 Показатель безотказности первоначально установленной детали, $K_{Б1}$	Часть ресурса машины, реализуемая деталью первой установки	$K_{Б1} = \frac{\bar{L}_1}{\bar{L}_M}$
1.2 Коэффициент сохранения безотказности детали первой замены, γ	На сколько изменяется показатель безотказности детали первой замены, $K_{БЭ1}$	$\gamma = \frac{\bar{L}_{Э1}}{\bar{L}_1} = \frac{K_{БЭ1}}{K_{Б1}}$ где $\bar{L}_{Э1}$ – наработка до отказа детали первой замены
1.3 Показатель безотказности детали i -ой замены, $K_{Би}$	Часть ресурса машины, реализуемая деталью i -ой замены	$K_{Би} = K_{Б1} \cdot \gamma^{i-1}$
1.4 Число замен деталей в эксплуатации, $N_Э$	Количество деталей, заменяемых в эксплуатации для реализации ресурса машины	$N_Э = \frac{\ln(K_{Б1} + \gamma - 1) - \ln(K_{Б1} \gamma)}{\ln \gamma}$
1.5 Средний показатель безотказности заменяемых деталей, $\bar{K}_{БЭ}$	Часть ресурса машины, реализуемая в среднем заменяемыми деталями	$\bar{K}_{БЭ} = \frac{(1 - K_{Б1})}{N_Э}$

Продолжение таблицы 1

Показатели	Функциональные определения	Математические определения
1	2	3
Ремонтопригодность детали		
2.1 Коэффициент восстановления безотказности, K_B	Насколько изменяется показатель безотказности восстановленной детали	$K_B = \frac{\overline{L_{B1}}}{\overline{L_{Э1}}} = \frac{K_{BB1}}{K_{БЭ1}}$ Где $\overline{L_{B1}}$ – средняя наработка детали первого восстановления, K_{BB1} – показатель безотказности детали первого восстановления
2.2 Показатель безотказности детали i -ого восстановления, K_{BBi}	Часть ресурса машины, реализуемого деталью i -ого восстановления	$K_{BBi} = K_B \cdot K_{Б1} \cdot \gamma^{i-1}$
2.3 Показатель ремонтопригодности детали, K_p	Часть ресурса машины, реализуемого деталью за счет N -кратного восстановления	$K_p = \frac{K_B \cdot K_{Б1} \cdot \gamma \cdot (1 - \gamma^{N_B})}{(1 - K_{Б1}) \cdot (1 - \gamma)}$ Где N_B – число технологически возможных восстановлений
2.4 Расчетное число восстановлений детали, $N_{B,P}$	Число восстановлений детали для полной реализации ресурса машины при заданном K_B	$N_{B,P} = \frac{\ln \left[1 - \frac{(1 - K_{Б1}) \cdot (1 - \gamma)}{K_B \cdot K_{Б1} \cdot \gamma} \right]}{\ln \gamma}$
2.5 Расчетный коэффициент восстановления безотказности, $K_{B,P}$	Коэффициент восстановления безотказности для реализации ресурса машины при заданном числе восстановлений, N_B	$K_{B,P} = \frac{(1 - K_{Б1}) \cdot (1 - \gamma)}{K_{Б1} \cdot \gamma \cdot (1 - \gamma^{N_B})}$
Сохраняемость детали		
3.1 Вероятность сохранения детали в эксплуатации, $P_{с.э}$	Относительное число отсутствия эксплуатационных отказов от общей выборки деталей	$P_{с.э} = \frac{N_0 - N_э}{N_0}$ Где $N_э$ – число эксплуатационных отказов
3.2 Вероятность сохранения детали при хранении и транспортировке, $P_{с.х.т}$	Относительное число сохраненных деталей при хранении и транспортировке от N_0	$P_{с.х.т} = \frac{N_0 - N_{х.т}}{N_0}$ Где $N_{х.т}$ – число утерянных деталей
3.3 Вероятность сохранения детали при восстановлении, $P_{с.п}$	Относительное число деталей без производственного брака при восстановлении деталей	$P_{с.п} = \frac{N_0 - N_{п.б.}}{N_0}$ Где $N_{п.б.}$ – число деталей с производственным браком
3.4 Вероятность однократного восстановления детали, P_B	Относительное число однократно восстановленных деталей от N_0	$P_B = P_{с.э} \cdot P_{с.х.т} \cdot P_{с.п}$
3.5 Показатель сохраняемости детали, K_C	Вероятность сохранения детали при N -кратном ее восстановлении	$K_C = \frac{P_B \cdot (1 - P_B^{N_B})}{N_B \cdot (1 - P_B)}$
Долговечность детали		
4.1 Показатель долговечности детали, K_D	Часть ресурса машины, реализуемая за счет $K_{Б1}$, K_p , K_C	$K_D = K_{Б1} + K_p \cdot K_C \cdot (1 - K_{Б1})$
4.2 Фактическое число восстановлений детали, $N_{B,Ф}$	Число восстановлений отказавшей детали	$N_{B,Ф} = \frac{K_p \cdot K_C \cdot (1 - K_{Б1})}{K_B \cdot K_{БЭ}}$
4.3 Дополнительное число новых деталей, $N_{H,Ф}$	Число новых деталей, заменяемых в эксплуатации при $(K_p \cdot K_C) < 1$ для реализации ресурса машины	$N_{H,Ф} = \frac{(1 - K_p \cdot K_C) \cdot (1 - K_{Б1})}{K_{БЭ}}$

интересует экономическая сторона надежности, а именно какие затраты в эксплуатации он будет нести при замене отказавших деталей за время реализации машиной своего ресурса. В соответствии с ГОСТ 27.002-2015 таким показателем является коэффициент сохранения эффективности, который определяется отношением значения показателя эффективности использования объекта за определенную продолжительность эксплуатации к номинальному значению этого показателя, вычисленному при условии, что отказы объекта в течение того же периода не возникают.

Приняв за номинальное значение показателя эффективности стоимость новой детали, а за значение показателя эффективности – затраты в эксплуатации на замену отказавших деталей при реализации машиной своего ресурса, комплексный показатель надежности детали определяется отношением

$$K_H = \frac{C_H}{C_H + N_{H,д} \cdot (C_H + C_{\text{э}}) + N_{B,ф} \cdot (C_B + C_{\text{э}})}, \quad (2)$$

где K_H – комплексный показатель надежности детали; C_H – стоимость новой детали; C_B – стоимость восстановленной детали; $C_{\text{э}}$ – стоимость замены детали в эксплуатации и убытки от простоя машины; N_H – число новых деталей, заменяемых в эксплуатации дополнительно к восстановленным; $N_{B,ф}$ – фактическое число восстановлений детали.

Числитель и знаменатель формулы (2) разделим на C_H и введем понятие относительной стоимости, определяемое отношениями

$$\alpha = \frac{C_B}{C_H}; \beta = \frac{C_{\text{э}}}{C_H}, \quad (3)$$

где α – относительная стоимость восстановленной детали; β – относительная стоимость замены детали в эксплуатации.

С учетом формулы (3), пп. 4.2 и 4.3 таблицы 1, после соответствующих преобразований формула (2) принимает окончательное выражение

Таблица 2 – Результаты расчета линейной зависимости комплексного показателя от единичных

Уровень	Показатели надежности детали							
	Изготовление детали ($K_p=0$)							
	$K_{Б1}$	$\overline{K_{Бэ}}$	K_H	γ	$\overline{K_{Бэ}}$	K_H	β	K_H
Базовый 1	0,3	0,18	0,14	0,8	0,18	0,14	0,5	0,14
2	0,4	0,28	0,24	0,85	0,2	0,16	0,4	0,16
3	0,5	0,39	0,34	0,9	0,25	0,19	0,3	0,18
Верхний 4	0,55	0,45	0,4	0,95	0,3	0,22	0,2	0,2
	Восстановление детали ($K_{Б1}=0,3, \gamma=0,8, \beta=0,5$)							
	K_p	K_H	K_C	K_H	α	K_H	K_B	K_H
Базовый 1	0,5	0,16	0,8	0,16	0,5	0,16	1,0	0,16
2	0,6	0,17	0,85	0,165	0,4	0,17	1,4	0,2
3	0,8	0,19	0,9	0,17	0,3	0,18	1,8	0,24
Верхний 4	1,0	0,22	0,95	0,18	0,2	0,2	2,2	0,29

$$K_H = \frac{1}{1 + \frac{(1 - K_{Б1})}{K_{Бэ}} \cdot (1 + \beta) \left\{ (1 + K_p \cdot K_C) \cdot \left[\frac{(\alpha + \beta)}{K_B \cdot (1 + \beta)} - 1 \right] \right\}}. \quad (4)$$

С экономической стороны комплексный показатель надежности устанавливает, какую часть стоимости новой детали составляет от общих затрат в эксплуатации на замену отказавших деталей.

Анализ формулы (4) показывает, что произведение, стоящее перед фигурными скобками является относительными затратами в эксплуатации при отсутствии восстановления детали ($K_p=0$). Сумма в фигурных скобках устанавливает величину изменения относительных затрат на организацию восстановления детали, а разница в квадратных скобках определяет отношение относительных затрат в эксплуатации при однократном восстановлении детали. При положительном значении затраты в эксплуатации увеличиваются, при отрицательном наоборот уменьшаются, в этой связи оценкой целесообразности восстановления детали является неравенство

$$K_B > \frac{\alpha + \beta}{1 + \beta}. \quad (5)$$

Определение линейной зависимости повышения комплексного показателя надежности от единичных, установление их приоритетов (весомости) и оценка экономической эффективности от повышения комплексного показателя

Для определения линейной зависимости комплексного показателя от единичных используется математический прием [8], который предусматривает определение

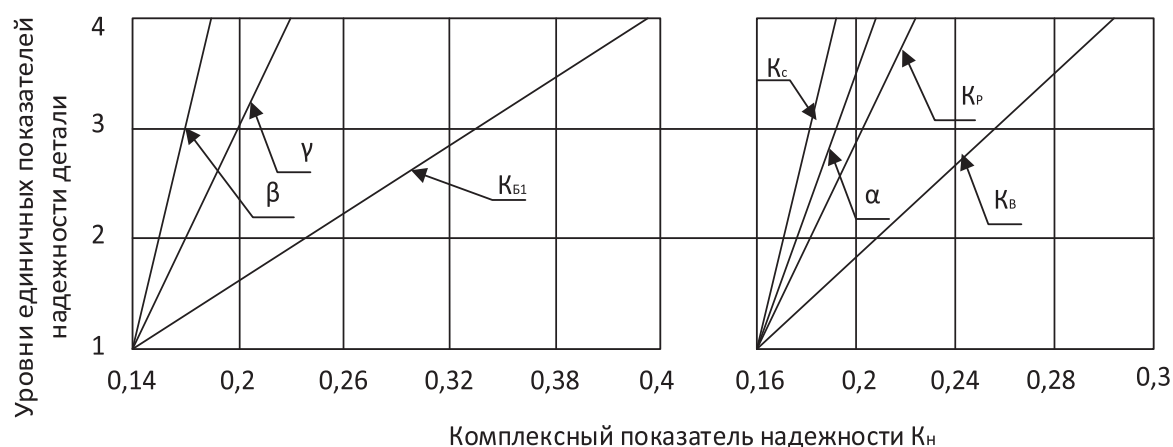


Рисунок 1 – Графическая зависимость комплексного показателя надежности от единичных при изготовлении и восстановлении детали

комплексного показателя по формуле (4) когда исследуемый единичный показатель изменяет свою величину от базового (первого) уровня до верхнего (четвертого) уровня, а все остальные единичные показатели находятся на базовых уровнях, что исключает взаимосвязь исследуемого единичного показателя от остальных при вычислении комплексного показателя.

Результаты расчетов комплексного показателя надежности представлены в таблице 2, а графическая линейная интерпретация – на рисунке 1.

Весомость единичного показателя в повышении значения комплексного определяется по результатам оценки линейной зависимости комплексного показателя от изменения единичных и оценивается отношением

$$\eta_i = \frac{\Delta K_{Hi}}{\sum_1^n \Delta K_{Hi}}, \quad (6)$$

где η_i – весомость i -го единичного показателя в повышении комплексного; ΔK_{Hi} – повышение комплексного показателя от i -го единичного определяется разницей

Таблица 3 – Результаты расчета весомости единичных показателей надежности в повышении комплексного и их ранжирование по приоритетам

Изготовление				Восстановление				Совместно			
Пр	K_{Hi}	ΔK_{Hi}	η_i	Пр	K_{Hi}	ΔK_{Hi}	η_i	Пр	K_{Hi}	ΔK_{Hi}	η_i
1	K_{B1}	0,26	0,65					1	K_{B1}	0,26	0,376
2	γ	0,09	0,22					2	K_B	0,15	0,217
3	β	0,05	0,13					3	γ	0,09	0,13
				1	K_B	0,15	0,52	4	K_p	0,06	0,086
				2	K_p	0,06	0,2	5	α	0,05	0,072
				3	α	0,05	0,17	6	β	0,05	0,072
				4	K_C	0,03	0,11	7	K_C	0,03	0,04
	$\Sigma \Delta K_{Hi}$	0,4	1,0		$\Sigma \Delta K_{Hi}$	0,29	1,0		$\Sigma \Delta K_{Hi}$	0,69	1,0

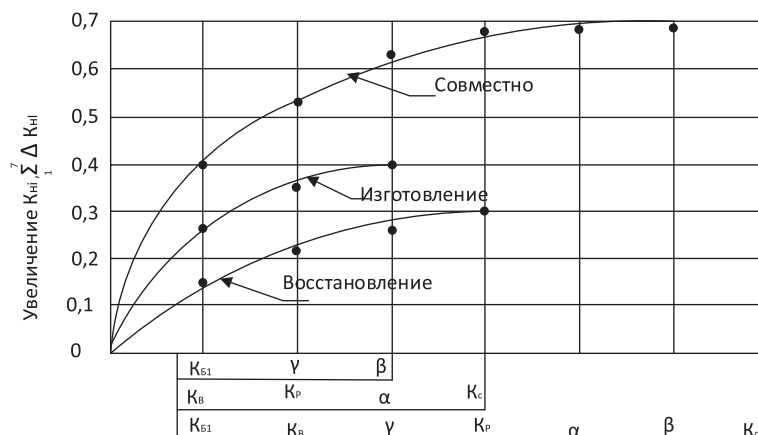


Рисунок 2 – Графическая зависимость увеличения K_n от приоритетов единичных показателей надежности детали

Таблица 4 – Результаты расчетов показателей надежности и экономической целесообразности повышения K_H со значения 0,17 до 0,41

Показатели надежности детали								$З_э$	$C_{эф}$	R
α	β	γ	$K_{Б1}$	K_P	K_C	K_B	K_H	Тыс. руб	Тыс. руб	%
Стадия изготовления детали										
-	0,25	0,8	0,3	-	-	-	0,17	19,5	-	-
-	0,2	0,8	0,4	-	-	-	0,28	12,8	6,7	34
Стадия восстановления детали										
0,5	0,25	0,8	0,3	0,5	0,85	1,0	0,2	16,8	2,7	14
0,65	0,25	0,8	0,3	1,0	0,9	1,5	0,26	14,2	5,3	27
Совместное изготовление и восстановление										
0,65	0,2	0,8	0,4	1,0	0,9	1,5	0,41	8,4	11,1	61

$$\Delta K_{Hi} = K_{H_{\max}} - K_{H_{\text{базовые}}}, \quad (7)$$

где $K_{H_{\max}}$ – максимальное значение комплексного показателя для i -го единичного, когда он находится на верхнем четвертом уровне; $K_{H_{\text{базовые}}}$ – значение комплексного показателя для i -го единичного, когда тот находится на базовом уровне.

Весомость i -го единичного показателя η_i с физической точки зрения показывает какую часть повышения комплексного от всех единичных показателей составляет i -й единичный.

Приоритет i -го единичного показателя определяется ранжированием весомости всех единичных показателей.

Расчет весомости единичных показателей произведен по формулам (6) и (7) и в зависимости от приоритетов сведен в таблицу 3, а графическая интерпретация приведена на рисунке 2.

Анализ результатов расчетов (таблицы 2 и 3) показывает, что оптимальным вариантом повышения K_H является изменение единичных показателей в соответствии с их приоритетами, так, при совместном повышении на стадиях изготовления и восстановления только три единичных показателя обеспечивают повышение комплексного на 75 %.

Единичные показатели надежности детали являются расчетными от первичных факторов, формируемых при проектировании, изготовлении, восстановлении и эксплуатации машин, реализуя которые техническими, технологическими, организационными и другими методами, добиваются заданных значений приоритетных единичных показателей. На это требуются определенные финансовые затраты, что отражается на стоимости новой и восстановленной детали, а также на затратах в эксплуатации на замену отказавшей детали. Экономическая целесообразность затрат определяется как получаемым экономическим эффектом, так и рентабельностью, определяющей срок окупаемости этих затрат.

Эксплуатационные затраты на замену отказавших деталей при реализации ресурса машины определяются производством

$$З_э = \left(\frac{1}{K_H} - 1 \right) \cdot C_H, \quad (8)$$

где $З_э$ – эксплуатационные затраты, руб.; K_H – значение комплексного показателя надежности; C_H – стоимость новой детали (запасной части), руб.

Экономический эффект от повышения комплексного показателя со значения K_{H1} до K_{H2} определяется разницей

$$C_{эф} = З_{э1} - З_{э2}, \quad (9)$$

где $C_{эф}$ – экономический эффект от повышения комплексного показателя надежности.

Рентабельность затрат на повышение комплексного показателя надежности определяется отношением

$$R = \frac{C_{эф}}{З_э} \cdot 100\%, \quad (10)$$

где R – рентабельность затрат в %.

Рассмотрим на примере оценку экономической целесообразности повышения комплексного показателя надежности детали. Базовое значение показателей: $K_H = 0,17$; $C_H = 4$ тыс. руб.; $C_B = 2$ тыс. руб.; $C_э = 1$ тыс. руб.; $K_{Б1} = 1$; $K_{Б2} = 0,3$; $K_P = 0,5$; $K_C = 0,85$. Требуемые значения показателей: $K_H = 0,4$; $C_B = 2,6$ тыс. руб.; $C_H = 5$ тыс. руб.; $K_{Б1} = 0,4$; $K_P = 1$; $K_C = 0,9$; $K_B = 1,5$.

Результаты расчетов сведены в таблицу 4.

Заключение

1. Предложено по значению показателя безотказности первоначально установленной детали дифференцировать детали в составе машины на три группы: определяющие срок службы; определяющие ресурс и определяющие безотказность машины.

2. Для деталей третьей группы разработаны функционально-математические определения показателей надежности и установлены зависимости и приоритеты влияния единичных показателей на повышение комплексного показателя.

3. На конкретном примере произведен расчет экономической целесообразности повышения комплексного показателя, при этом установлено, что наиболее перспективным является совместное повышение комплексного показателя на стадиях изготовления и восстановления, обеспечивающее снижение затрат более, чем в два раза, а рентабельность достигает 61 %

Библиографический список

1. Проников, А.С. Надежность машин / А.С. Проников. - М.: Машиностроение, 1978. - 592 с.
2. Беляев, Ю.К. Надежность технических систем. Справочник / Ю.К. Беляев и др. под редакцией И.А. Ушакова. - М.: Радио и связь, 1985. - 606 с.
3. Половко, А.М. Основы надежности / А.М. Половко, С.М. Гуров, В.Н.В. - С-Петербург, 2006. - 560 с.
4. Проников, А.С. Параметрическая надежность машин / А.С. Проников. - М.: Изд-во МГТУ им. Н.Э. Баумана, 2002. - 560 с.
5. Анцупов, А.В. Методология прогнозирования надежности элементов машин по различным критериям / А.В. Анцупов, А.В. Анцупов (мл), В.П. Анцупов //

Надежность, 2013. - № 3 (46). - С. 5-14.

6. Надежность машин/ справочник под ред. Б.Е. Бердичевского. М.: - Изд-во «МИР», 1970. - 304с. С ил.

7. Стрельцов, А.С. Система оценок показателей надежности машин и диагностики экономической целесообразности восстановления и упрочнения деталей машины / А.С. Стрельцов, И.О Романов // Сварка и Диагностика, № 5 (59), 2016. - С. 30-35.

8. Джонсон, Н. Статистика и планирование эксперимента в технике и науке / Н. Джонсон, Ф. Лион. - М.: Мир, 1980. - 612 с.

Сведения об авторах

Игорь О. Романов – кандидат технических наук, ведущий инженер по сварке, ООО Аттестационный центр «НАКС-Хабаровск» Россия, Хабаровск, e-mail: ig_romanov@mail.ru

Анатолий С. Стрельцов – кандидат технических наук, мастер, ООО Аттестационный центр «НАКС-Хабаровск» Россия, Хабаровск.

Поступила 07.03.2017

Анализ функциональной живучести структурно-сложных технических систем

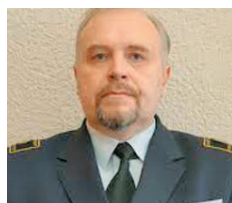
Геннадий Н. Черкесов¹, Санкт-Петербургский политехнический университет им. Петра Великого, Санкт-Петербург, Россия

Алексей О. Недосекин, Санкт-Петербургский Горный университет, Санкт-Петербург, Россия

Валентин В. Виноградов, Санкт-Петербургский государственный университет аэрокосмического приборостроения, Санкт-Петербург, Россия



Геннадий Н.
Черкесов



Алексей О.
Недосекин



Валентин В.
Виноградов

Резюме. Цель. В статье анализируется свойство функциональной живучести структурно-сложных технических систем. Данный подход является развитием парадигмы структурной живучести, когда критерий отказа системы и/или элемента является бинарным. В работе показывается, что при широком разнообразии вероятностных сценариев неблагоприятного воздействия (НВ) на систему, выделяется инвариантное модельное ядро, отвечающее за интерпретацию функциональной избыточности. И вопрос состоит в том, чтобы за допустимое вычислительное время определить долю сохранившихся работоспособных состояний, когда фиксированное число «и» элементов выходит из строя по результатам НВ. Тогда анализ закона живучести проводится на стыке анализа функциональной избыточности и вероятностных моделей НВ произвольного широкого класса. **Методы.** Техническая система рассматривается как управляемая кибернетическая система, которой приданы специализированные средства обеспечения живучести (СОЖ). В анализе живучести систем использованы логико-вероятностные методы и результаты комбинаторной теории случайных размещений. Предполагается: а) НВ являются точечными и однократными (за одно воздействие поражается ровно один элемент); б) каждый элемент системы обладает бинарной логикой (работоспособность – отказ) и нулевой стойкостью, то есть гарантированно поражается за одно воздействие. В последующем данное допущение обобщается на случай g -кратного НВ и L -стойких элементов. **Результаты.** Воспроизведены различные варианты законов поражения и функций живучести технических систем. Выявлено, что в основе этих распределений лежат простые и обобщенные числа Моргана, а также числа Стирлинга второго рода, которые могут быть восстановлены на основе простейших рекуррентных соотношений. Если допущения математической модели обобщаются на случай p g -кратных НВ и L -стойких элементов, то обобщенные числа Моргана, участвующие в оценке закона поражения, определяются на основе теории случайных размещений, в ходе p -кратного дифференцирования производящего полинома. В этом случае установить рекуррентное соотношение между обобщенными числами Моргана не представляется возможным. Показано, что при однородных допущениях к модели живучести (равностойкие элементы системы, равновероятные НВ) в ядре соотношений для функции живучести системы, вне зависимости от закона поражения, находится вектор функциональной избыточности $F(u, \varepsilon)$, где u – число пораженных элементов, ε – критерий предельной эффективности системы, ниже которого диагностируется ее функциональный отказ, $F(u, \varepsilon)$ – число работоспособных по ε -критерию состояний технической системы при u отказах (поражениях) ее элементов. **Выводы:** точечные модели живучести являются превосходным инструментом для экспресс-анализа структурно-сложных систем и для получения приближенных оценок функций живучести. Простейшие допущения структурной живучести могут быть обобщены на случай, когда логика работоспособности системы не является бинарной, но обуславливается уровнем эффективности функционирования системы. В этом случае надо говорить о функциональной живучести. Вычислительная трудность PNP задачи оценки живучести не позволяет решать ее путем простейшего перебора состояний технической системы и вариантов НВ, необходимо искать пути отхода от полного перебора, в том числе за счет преобразования функции работоспособности системы и ее декомпозиции, с помощью обобщенных логико-вероятностных методов.

Ключевые слова: функциональная живучесть, структурная живучесть, неблагоприятное воздействие (НВ), функциональная избыточность, структурная избыточность, функция живучести, обобщенный логико-вероятностный метод (ОЛВМ).

Формат цитирования: Черкесов Г.Н., Недосекин А.О., Виноградов В.В. Анализ функциональной живучести структурно-сложных технических систем // Надежность. 2018. Т. 18, № 2. С. 17-24. DOI: 10.21683/1729-2646-2018-18-2-17-24

¹ Д.т.н., профессор Санкт-Петербургского Политехнического университета им. Петра Великого. Скончался в 2016 году. Статья составлена с использованием неопубликованных материалов из архива профессора.

Предисловие

В [1-3] техническая живучесть определяется как свойство структурно-сложной технической системы сохранять свою работоспособность в условиях неблагоприятных воздействий (НВ) широкого спектра. Если мы говорим о живучести как функции структурной избыточности, то речь идет о **структурной живучести**. Если же оценивается эффективность функционирования системы и способность системы сохранять хотя бы часть функционала при НВ, то мы говорим о **функциональной живучести**. В нашем понимании структурная живучесть – это частное свойство функциональной живучести, которое, в основном, обеспечивается наличием в системе аспектов структурной избыточности, вкупе с профильными средствами обеспечения живучести (СОЖ).

Здесь следует сделать остановку и провести терминологические уточнения. Для начала соотнесем категории «надежность» и «живучесть». В нашем представлении смысловое разнесение указанных свойств идет по линии причин, вызывающих нарушение работоспособности и связанное с этим снижение эффективности функционирования технических систем, вплоть до нуля. В надежности это сугубо внутренние причины, вызывающие отказы или сбои; в живучести – сугубо внешние причины нарушения работоспособности отдельных элементов (поражения). Под «поражениями» здесь нужно понимать как отказы и сбои, так и прямые разрушения элементов по результатам НВ. С таким терминологическим разнесением не согласны энергетики больших систем (у них живучесть, в соответствии с [4], является отдельным частным свойством надежности). Аналогичным образом, живучесть выступает частным случаем надежности у разработчиков компьютерных систем (например, см. [5, с. 179]); там она синонимизируется с отказоустойчивостью. В данной работе мы пренебрегаем указанными разночтениями, понимая живучесть так, как мы ее определили выше.

Необходимо также разнести в определениях структурную и функциональную живучесть. Аналогичное разграничение делается в работах [6,7] применительно к свойству надежности информационных систем. И.Б. Шубинский считает, что структурная надежность – это надежность продукции (объектов, элементов, систем), а функциональная надежность – это надежность оказания услуг (выполнения процессов сбора, обработки, передачи информации, управления подчиненными объектами). Мы не вполне согласны с такой дихотомией, по крайней мере, в отношении технических систем. То, что представлено выше – это, с нашей точки зрения, функциональная надежность **в узком смысле**. Но, если связывать свойство функциональной надежности системы со свойством ее эффективности, то очевидно, что структура вносит в свойство функциональной надежности свой неоспоримый вклад. Если не обеспечивается надежность на уровне элементной базы системы, если имеющийся структурный резерв надлежащим образом

не управляется, то не обеспечивается и функциональная надежность. Получается, что функциональная надежность, понимаемая в **широком смысле**, содержит в своем составе частные свойства структурной надежности и функциональной надежности в узком смысле. Равным образом, структурная живучесть – отдельное частное свойство функциональной живучести в широком смысле, что мы и отмечаем в самом начале работы.

Косвенно предлагаемая нами трактовка обосновывается в ходе нормирования функциональной живучести. Такое нормирование идет одновременно по двум линиям: по линии нормативно принимаемой эффективности и по линии предельно допустимого уровня вероятности выживания системы. Чем жестче задается нормативное требование к предельно допустимому (снизу) уровню сохраненной эффективности системой после НВ, тем слабее может быть проявлена структурная избыточность в ходе выживания, тем ниже окажется уровень вероятности выживания, и тем более жесткие требования должны предъявляться к успешности СОЖ (которые, формально, только приданы технической системе, но не являются ее составной частью). Разумеется, верно и обратное: чем мягче требования по эффективности, тем в большей степени структурная избыточность помогает системе выживать.

Здесь же надо провести водораздел между структурной и функциональной избыточностью в узком смысле. В [6, с. 18] избыточность – это свойство большинства существующих технических объектов (систем) выполнять больше функций, чем требуется, и иметь ресурсы выше, чем необходимо для выполнения только требуемых функций. Здесь, как нам видится, определена функциональная избыточность в широком смысле, которая обнимает структурную избыточность и функциональную избыточность в узком смысле (как возможность проведения одной и той же работы различными средствами [там же, с. 48]). Уровень функциональной избыточности в широком смысле определяется в тесной связи с нормативным уровнем эффективности. Например, если в особый период требуется сохранить 10% выдаваемой мощности в энергетической системе по результатам НВ (уровень аварийной брони), то это соответствует максимально высокому уровню функциональной избыточности, накопленному системой в штатных условиях своей эксплуатации.

Несколько слов скажем о комплексировании различных видов избыточности в интересах обеспечения живучести (в [6] такое комплексирование называется многоуровневой избыточностью). Структурная избыточность и функциональная избыточность в узком смысле – действуют всегда совместно; отдельную роль играет информационно-алгоритмическая избыточность, сосредоточенная в надсистеме управления техническими системами объекта. Что касается избыточности, закладываемой в СОЖ, то она локализована за пределами технической системы. Например, для условий специальных военных объектов, соответствующие СОЖ

приданы всем техническим системам в составе объекта одновременно, а не являются частью одной какой-либо одной системы. Соответственно, нельзя утверждать, что избыточность внутри системы и избыточность СОЖ комплексированы в целях обеспечения живучести системы; они действуют разнородно, что, кстати, отчетливо проявляется в ходе моделирования (мы сделаем на этом акцент в ходе последующего изложения).

Исходя из всего вышесказанного, в качестве показателя функциональной живучести следует определить вероятность $R(n, \varepsilon)$ того, что система сохранит эффективность своего функционирования на уровне ε в долях от своего нормативного уровня, при условии воздействия на нее НВ числом n [2, 3]. Производный от этого показателя структурной живучести как отдельного частного свойства – вероятность $R(n) = R(n, \varepsilon=1)$.

Центральной методологической проблемой науки «живучесть» являлось и является то, что НВ не обладают стохастической природой, проявляются как разовые события, которые невозможно интерпретировать в терминах классической теории вероятностей. Переход от статистических вероятностей к аксиологическим при формировании сценария НВ является лишь паллиативом, временным решением для целей выявления свойства живучести. В целом вероятностная концепция живучести переживает свой закат. И здесь вырисовываются два основных подхода к анализу живучести в обновленной научной парадигме:

- переходить от вероятностных описаний НВ и реакций системы на НВ к **нечетко-множественным моделям**. Эта тема требует отдельного рассмотрения, и в настоящей статье мы ее не раскрываем;

- конструировать правдоподобный **НВ-тест** системы (без особой претензии на точность воспроизведения реального НВ) и проводить связь между сконструированным НВ-тестом и реакцией системы на этот тест. Цель такого виртуального модельного эксперимента – заставить систему проявить свое свойство живучести и количественно описать меру проявленного свойства. И здесь, в первую очередь, система продемонстрирует нам структурный и функциональный виды избыточности. То есть, она будет деградировать в связи с НВ не моментально, а постепенно, сохраняя определенную устойчивость к воздействию. В том числе, такая плавная деградация будет обеспечена за счет включения эффективных алгоритмов реконфигурации системы, с исключением из нее пораженных фрагментов (будет проявлена функциональная избыточность в узком смысле).

Наиболее выпуклые научные результаты на сегодня достигнуты в предположении так называемой **точечной модели** НВ, когда НВ направлено на поражение отдельного элемента системы, обладающего бинарным функционированием (работоспособность или отказ). Эту модель можно довольно легко обобщить на случай r -кратных НВ для случая системы, обладающей L -стойкими элементами [8]. В данной статье мы продемонстрируем применение этого подхода.

Таким образом, цель нашей работы – провести связь между функциональной живучестью и избыточностью в структурно-сложных технических системах, выявив эту связь при моделировании НВ-тестов двух типов:

- **независимая стратегия:** НВ может наноситься на элемент системы повторно;

- **зависимая стратегия:** ранее пораженный НВ элемент системы не может быть подвержен НВ повторно.

В работе речь идет о равновероятных НВ (в аксиологическом смысле), т.е. отсутствует система предпочтения одних НВ другим. Аналогия здесь – однородные по надежности системы, обладающие элементами с равной вероятностью безотказной работы. Мы можем обобщить этот результат на случай различных вероятностей НВ в полной группе событий, но это ничего не добавит к цели нашей работы. Более того, мы готовы доказать, что выявленная нами избыточность будет проявлять себя при НВ широкого спектра, причем будет научно установлена **монотонность живучести по избыточности**: чем избыточнее система, тем она и более живуча.

Краткое описание подхода к анализу живучести, примененного в работе

Хорошо известна формула Шеннона безотказности структурно-сложных однородных невосстанавливаемых технических систем [9, с.161]:

$$P(t) = F_N(0) * p(t)^N + F_N(1) * p(t)^{N-1} (1 - p(t)) + \dots + F_N(N-1) * p(t) (1 - p(t))^{N-1}, \quad (1)$$

где t – период определения безотказности, $p(t)$ – вероятность безотказной работы отдельного элемента системы, $F_N(u)$, $u = 0 \dots N$ – количество работоспособных состояний системы при условии, что в ней одновременно отказало u элементов за период определения безотказности t . Также в теории надежности $F_N(u)$ называется числом **размыкающих множеств**, состоящих из u элементов. Можно также записать $F_N(u) = F_N(u, \varepsilon=1)$, предусмотрев возможное расширение представленной структурной модели на уровень функциональной избыточности в широком смысле.

Соотношение (1) можно переписать в следующей форме:

$$P(t) = \sum_{u=0}^N \Pr_N(p|u) * \Pr_N(t, u), \quad (2)$$

где

$$\Pr_N(t, u) = \binom{N}{u} \{p(t)\}^u (1 - p(t))^{N-u} \quad (3)$$

безусловный закон вероятности возникновения в системе из N элементов ровно u отказов за время t (разумеется, здесь биномиальный закон распределения – традиционная схема Бернулли), и

$$\Pr_N(pc|u) = F_N(u) / \binom{N}{u} - \quad (4)$$

условная вероятность того, что система сохранит работоспособность, если из нее произвольным образом будут удалено u элементов.

Выражение (4) можно назвать **законом деградации** (для случая надежности) или **законом поражения** (для случая живучести). Это модель того, как естественные отказы или НВ распределяются по системе и вызывают деградацию ее структуры и функционала.

Возвращаемся к задаче анализа функциональной живучести. Если стратегия НВ является зависимой (элементы выбиваются из системы последовательно, один за другим), то функция живучести – вероятность сохранения системой работоспособности при n одно-разовых НВ [1-8]:

$$R^*(n, \varepsilon) = f(n, \varepsilon) = F_N(n, \varepsilon) / \binom{N}{u}. \quad (5)$$

Знак «*» указывает на то, что оценка живучести производилась в предположении зависимой стратегии. Разумеется, для зависимой стратегии справедливо $n \leq N$. Можно переписать (5) в следующей форме:

$$R(n, \varepsilon) = \sum_{u=0}^N \Pr_N(pc|u) * Pr_N(n, u), \quad (6)$$

где $\Pr_N(pc|u)$ определяется по (4), с расширением на случай $\varepsilon < 1$, а $Pr_N(n, u)$ – закон поражения для случая, когда при n НВ поражено ровно u из N элементов системы – определяется по формуле:

$$Pr_N(n, u) = \begin{cases} 1, u = n \\ 0, u \neq n. \end{cases} \quad (7)$$

Если стратегия НВ независима, то количество n может быть любым, и справедливо соотношение для закона поражения в этом случае [1-8]:

$$\begin{aligned} Pr_N(n, u) &= N^n * \binom{N}{u} * M(n, u) = \\ &= N^n * \binom{N}{u} * \sum_{v=0}^u \binom{u}{v} (-1)^{u+v} * v^n, \end{aligned} \quad (8)$$

где $M(n, u)$ – комбинаторные числа Моргана. Для комбинаторного разбиения на числах Моргана справедливо тождество [6]:

$$\sum_{u=0}^N \binom{N}{u} * M(n, u) = N^n. \quad (9)$$

Можно развить закон поражения (8) на случай r -кратных НВ, когда в периметр действия одноразового НВ попадают одновременно r элементов. В этом случае [4]

$$\begin{aligned} Pr_N(n, u, r) &= \binom{N}{r}^{-n} * \binom{N}{u} * M(n, u, r) = \\ &= \binom{N}{r}^{-n} * \binom{N}{u} * \sum_{v=r}^u \binom{u}{v} (-1)^{u+v} * \binom{v}{r}^n, \end{aligned} \quad (10)$$

где $M(n, u, r)$ – обобщенные числа Моргана на случай r -кратных НВ. По аналогии с (9), можно записать комбинаторное тождество:

$$\sum_{u=0}^N \binom{N}{u} * M(n, u, r) = \binom{N}{r}^n \quad (11)$$

Распределение вида (10) уместно назвать распределением Маркова-Недосекина, т.к. А.А. Марков первым предложил отдельный частный случай этого распределения (цитируется по [18]), а А.О. Недосекин впервые сформулировал данное обобщение в [14]. Из (10) при $r = 1$ легко получается (8).

Если сделать еще один виток обобщения и предположить, что элементы обладают детерминированной стойкостью L к поражающему воздействию, т.е. поражаются ровно за $(L+1)$ удар, то (8) и (10) переписываются в виде:

$$\begin{aligned} Pr_N(n, u, r, L) &= \binom{N}{r}^{-n} * \binom{N}{u} * M(n, K, u, L) = \\ &= \binom{N}{r}^{-n} * \binom{N}{u} * \sum_{v=r}^u Q(n, K, v, L) * \sum_{v=r}^u \binom{u}{v} (-1)^{u+v} * \binom{v}{r}^L, \end{aligned} \quad (12)$$

где $K = \binom{N}{r}$, $M(n, K, u, L)$ – обобщенные числа Моргана для случая r -кратных НВ и L -стойких элементов, и

$$\begin{aligned} Q(n, K, \omega, L) &= \frac{d^n}{dt^n} \{ (e^t - g(t, L))^{\omega} * (g(t, L))^{K-\omega} \} |_{t=0} \\ g(t, L) &= \sum_{k=0}^L \frac{t^k}{k!}. \end{aligned} \quad (13)$$

Результат (13) получен Недосекиным А.О. в [8] с применением метода производящих функций в некоммутативном несимметричном K -базисе с n -выборками [17, с. 222].

При $r = 1$ соотношение (12), после цепи комбинаторных преобразований, приобретает вид:

$$\begin{aligned} Pr_N(n, u, r, L) &= N^n * \binom{N}{u} * M(n, N, u, L) = \\ &= N^n * \binom{N}{u} * Q(n, N, u, L). \end{aligned} \quad (14)$$

Наконец, подставляя в (14) $L = 0$, в ходе преобразований приходим к стандартным исходным числам Моргана вида (8). В этом частном случае справедливо:

$$M(n, u) = \frac{d^n}{dt^n} (e^t - 1)^u |_{t=0}. \quad (15)$$

Если сравнить формулы (2) и (6), то мы увидим некий смысловой инвариант. Функциональная избыточность в системе демонстрируется вектором $F_N(u, \varepsilon)$ или условной вероятностью вида (4), что то же самое. Причем прикладывание к избыточности такого рода соответствующего закона деградации или поражения вида (3), (7), (8), (10) или (12) вызывает в системе соответствующий отклик по вероятности. Меняются законы НВ, меняются отклики системы на НВ, но ядро модели – **вектор избыточности** – остается неизменным. Значит, центральная задача нашей работы – устанавливать вид вектора избыточности для многоэлементной структурно-сложной системы; а оценка вероятности выживания системы для различных сценариев НВ – это уже дело техники, когда вектор избыточности установлен.

Одновременно надо отметить, что свойство стойкости элементов, оцениваемое параметром L , на самом деле не является свойством самих элементов, но является атрибутом средств обеспечения живучести, в задачу которых входит придание системе свойства стойкости. Например, в отношении живучести систем к сейсмическим ударам свойством стойкости обладает виброплатформа, на которой скомпонованы элементы технической системы (один, несколько или все). Такая платформа должна выдерживать удар, сопряженный с ускорением, кратным числу g (ускорению свободного падения). Если удар оказывается кратным $(L+1)$, то виброплатформа частично теряет устойчивость и разрушается, а элементы, установленные на ней – либо поражаются, либо теряют связь с системой, что по последствиям оказывается тем же самым. Косвенно разнонаправленное проявление структурной избыточности и стойкости прослеживается в формулах (6) и (12), где структурная избыточность отвечает за одну из вероятностей, а стойкость – за другую.

И тут мы делаем акцент на том, что идентификация вектора избыточности – совсем непростая задача. Она является NP-трудной [3], так как связана с полным перебором 2^N состояний системы с разбивкой этих состояний на два подкласса – функционально-работоспособных или функционально-отказовых. Но на помощь приходит обобщенный логико-вероятностный метод (ОЛВМ) [11, 12], который позволяет преодолевать «проклятие размерности» за счет применения техник декомпозиции исходной логической функции работоспособности (ФРС) с ее предварительной идентификацией на основе формализации правил функционирования технической системы, с выявлением ее полного перечня путей работоспособности или минимальных сечений отказов. В условиях современной автоматизации такую работу выполняет программный комплекс «АРБИТР» (разработка СПИК СЗМА, СПб). Научная составляющая этого комплекса разработана школой д.т.н. проф. Можяева А.С.

Итак, приступим к многовариантному анализу живучести на примерах двух тестовых расчетных схем с использованием соотношений (4) – (15). Для упрощения

демонстрации примем везде $\varepsilon = 1$, т.е. решаем задачи анализа именно структурной живучести, оценивая влияние составляющей структурной избыточности на живучесть. Ничего не стоит продемонстрировать примеры и для случая $\varepsilon < 1$. Но эти результаты мы опубликуем в последующих работах.

Анализ структурной живучести для трех расчетных примеров

Пример 1. Система со структурой типа «мостик» ($N = 5$ элементов)

Пусть система обладает двухполюсной моделью работоспособности (по типу «мостик», рисунок 1), для которой функция работоспособности имеет вид [3, 9, 12]:

$$F = x_1 x_3 \vee x_1' x_2 x_4 \vee x_1 x_2 x_3' x_4 \vee x_2' x_3' x_1 x_4 x_5 \vee x_1' x_4' x_2 x_3 x_5. \quad (16)$$

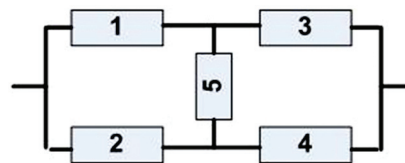


Рисунок 1 – Система с мостиковой структурой

В данном примере 1, поскольку полное число состояний системы составляет $2^5 = 32$, легко перебрать все состояния вручную, выбрав из них только работоспособные (их всего 16). Вектор избыточности и условная вероятность вида (4) сведены в таблицу 1.

Таблица 1 – Вектор избыточности и условная вероятность работоспособности по кейсу 1

u	$F_N(u)$	Число сочетаний из N по u	$Pr_N(p_c u)$
0	1	1	1
1	5	5	1
2	8	10	0.8
3	2	10	0.2
4	0	5	0
5	0	1	0

Закон живучести $R^*(n)$ для зависимой стратегии НВ – это последняя колонка таблицы 1, в предположении $n = u$. Чтобы произвести анализ для независимой стратегии НВ, сначала восстановим таблицу чисел Моргана по (8) для $N = 5$. Данные сведены в таблицу 2.

Данные таблицы 2 совместно используются в расчете по формулам (6) и (8). Значения $R(n)$ при $n \leq 7$ приведены в таблице 3.

В качестве интегрального фактора, который может полноценно выступать в качестве свертки вектора избыточности, может выступать среднее число НВ, приво-

Таблица 2 – Числа Моргана $M_5(n, u)$

n	$M_5(n, u), u = 0...5$					
	$u = 0$	$u = 1$	$u = 2$	$u = 3$	$u = 4$	$u = 5$
1	0	1	0	0	0	0
2	0	1	2	0	0	0
3	0	1	6	6	0	0
4	0	1	14	36	24	0
5	0	1	30	150	240	120
6	0	1	62	540	1560	1800
7	0	1	126	1806	8400	16800

Таблица 3 – Функция $R(n)$

n	1	2	3	4	5	6	7
$R(n)$	1	0,8400	0,5200	0,3024	0,1744	0,1012	0,0592

дующее к потере работоспособности в случае применения зависимой стратегии НВ:

$$\bar{\omega} = \sum_{n=0}^{\infty} R^*(n) = \sum_{u=0}^N F_N(u) / \binom{N}{u}. \quad (17)$$

В случае мостиковой структуры, $\bar{\omega} = 3$. Это говорит о том, что система может быть намеренно выведена из строя в среднем за три удара. Чтобы снять зависимость от N при выборе оптимального проектного варианта по живучести, можно использовать индекс структурной живучести системы (SI – Survivability Index):

$$SI = \bar{\omega} / N. \quad (18)$$

В нашем случае $SI = 0,600$. Чтобы понять, много это или мало, нужно провести множественные оценки систем с сетевой структурой. Такой множественный расчет не входит в периметр настоящей работы. Однако соотношение (18) – это еще один пример отчетливой связи между структурной избыточностью и живучестью.

Теперь усложним условие задачи. Предположим, что за одно НВ под поражение попадают одновременно $r=2$ элемента. В этом случае применение соотношения (10) дает закон поражения вида таблицы 4.

Таблица 4 – Закон поражения $Pr_5(n, u, r=2)$

n	$Pr_5(n, u, r=2), u = 0...5$					
	$u = 0$	$u = 1$	$u = 2$	$u = 3$	$u = 4$	$u = 5$
1	0,000	0,000	1,000	0,000	0,000	0,000
2	0,000	0,000	0,100	0,600	0,300	0,000
3	0,000	0,000	0,010	0,240	0,570	0,180
4	0,000	0,000	0,001	0,078	0,489	0,432
5	0,000	0,000	0,000	0,024	0,340	0,635
6	0,000	0,000	0,000	0,007	0,219	0,774
7	0,000	0,000	0,000	0,002	0,136	0,862

Совместное применение (6) и (10) дает значения $R(n)$, сведенные в таблицу 5. Естественно, при двукратных независимых НВ деградация системы совершается быстрее, чем для случая таблицы 3.

Таблица 5 – Функция $R(n)$

n	1	2	3	4	5	6	7
$R(n)$	0,8000	0,2000	0,0560	0,0164	0,0049	0,0015	0,0004

Пример 2. Трехгенераторная электроэнергетическая система ($N = 10$ элементов)

В [13] и в [11] описана трехгенераторная электроэнергетическая система (ЭЭС, рисунок 2). Ее блок-схема работоспособности представлена на рисунке 3.

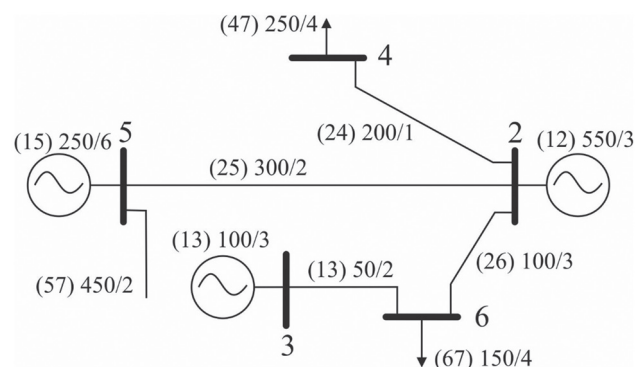


Рисунок 2 – Схема трехгенераторной ЭЭС. Источник: [11]

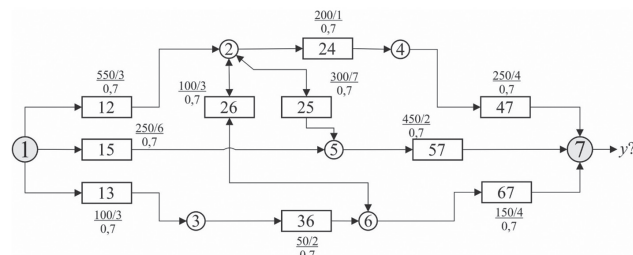


Рисунок 3 – Блок-схема работоспособности ЭЭС.

Источник: [11]

Функция работоспособности, установленная по схеме рисунка 3, имеет вид [11, с. 30]:

$$\begin{aligned} Yp = y_7 = & x_{67} \wedge x_{26} \wedge x_{25} \wedge x_{15} \vee x_{67} \wedge x_{26} \wedge x_{12} \vee \\ & \vee x_{67} \wedge x_{36} \wedge x_{13} \vee x_{47} \wedge x_{25} \wedge x_{24} \wedge x_{15} \vee x_{47} \wedge x_{36} \wedge \\ & \wedge x_{26} \wedge x_{24} \wedge x_{13} \vee x_{47} \wedge x_{24} \wedge x_{12} \vee x_{57} \wedge x_{36} \wedge x_{26} \wedge \\ & \wedge x_{25} \wedge x_{13} \vee x_{57} \wedge x_{25} \wedge x_{12} \vee x_{57} \wedge x_{15} \end{aligned} \quad (19)$$

Полное количество работоспособных состояний в схеме составляет 554 из $2^{10} = 1024$. Осуществляя полный перебор состояний системы по ФРС вида (21), приходим к таблице 6, содержащей вектор избыточности. В настоящей постановке задачи все воздействия – однократные, а элементы системы обладают нулевой стойкостью.

Закон поражения по примеру 2 сведен в таблицу 7, а закон живучести для независимой стратегии НВ – в таблицу 8. Для случая примера 2 также имеем $\bar{\omega} = 5,737$, $SI = 0,574$. Видно, что «удельная живучесть» ЭЭС примера 2 оказывается даже несколько меньше, чем то же самое для мостиковой структуры. Можно говорить о концентрации избыточности, когда растущее количество элементов не переводит систему на качественно новый уровень живучести. Тем не менее, за счет роста элементной базы деградация системы в связи с НВ осуществляется плавнее, чем деградация системы с мостиковой логикой работоспособности.

Таблица 6 – Вектор избыточности и условная вероятность работоспособности по примеру 2

u	$F_N(u)$	Число сочетаний из N по u	$Pr_N(pс u)$
0	1	1	1,000
1	10	10	1,000
2	45	45	1,000
3	116	120	0,967
4	175	210	0,833
5	137	252	0,544
6	57	210	0,271
7	12	120	0,100
8	1	45	0,022
9	0	10	0,000
10	0	1	0,000

Таблица 7 – Закон поражения $Pr_{10}(n, u)$

n	$Pr_{10}(n, u), u = 0...10$										
	$u = 0$	$u = 1$	$u = 2$	$u = 3$	$u = 4$	$u = 5$	$u = 6$	$u = 7$	$u = 8$	$u = 9$	$u = 10$
1	0,000	1,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2	0,000	0,100	0,900	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
3	0,000	0,010	0,270	0,720	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	0,000	0,001	0,063	0,432	0,504	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
5	0,000	0,000	0,014	0,180	0,504	0,302	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
6	0,000	0,000	0,003	0,065	0,328	0,454	0,151	0,000	0,000	0,000	0,000
7	0,000	0,000	0,001	0,022	0,176	0,423	0,318	0,060	0,000	0,000	0,000
8	0,000	0,000	0,000	0,007	0,086	0,318	0,402	0,169	0,018	0,000	0,000
9	0,000	0,000	0,000	0,002	0,039	0,210	0,400	0,279	0,065	0,004	0,000
10	0,000	0,000	0,000	0,001	0,017	0,129	0,345	0,356	0,136	0,016	0,000
11	0,000	0,000	0,000	0,000	0,007	0,075	0,271	0,387	0,216	0,042	0,000
12	0,000	0,000	0,000	0,000	0,003	0,042	0,200	0,379	0,289	0,081	0,000
13	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0,023	0,141	0,346	0,345	0,130	0,000
14	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0,012	0,096	0,298	0,379	0,186	0,000
15	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,006	0,064	0,247	0,393	0,244	0,000

Таблица 8 – Функция $R(n)$

n	$R(n)$	n	$R(n)$
0	1	8	0,2509
1	1	9	0,1490
2	1,0000	10	0,0849
3	0,9760	11	0,0469
4	0,9016	12	0,0253
5	0,7720	13	0,0134
6	0,5850	14	0,0070
7	0,3987	15	0,0036

Заключение

Наработки, сделанные в области структурной живучести в советской / российской науке за последние 30 лет, дают хорошее подспорье для выхода на новый уровень моделирования и анализа живучести и устойчивости сложных систем (не обязательно технических). Прежде всего, следует переходить от структурной живучести к функциональной. Первые шаги в этом направлении уже сделаны [14–16], однако, работа должна быть продолжена в направлении автоматизированного построения ФРС для многоэлементных систем с произвольными критериями функционирования. Меняя уровень требуемой сохраненной эффективности ε , уже на уровне ручного перебора можно наблюдать, как с ростом ε плавно снижается уровень располагаемой структурной и функциональной избыточности. И необходимо уходить от ручного перебора за счет автоматизированного построения и разбора множества логических ФРС, отвечающих за различные уровни требуемой эффективности ε .

Во вторую очередь, следует более внятно формулировать допущения к сценарию НВ. Это предполагает постепенное замещение вероятностно-комбинаторных моделей с их простенькими гипотезами воздействия на модели, где воздействие сформулировано в терминах самих поражающих факторов. В этом случае просто напрашивается моделирование НВ в нечетко-логической постановке задачи, равно как и стойкости элементов к воздействию, в том числе включая эффективность средств обеспечения живучести (СОЖ). Это следующий этап наших разработок.

Библиографический список

1. Черкесов Г.Н. Методы и модели оценки живучести сложных систем. – М.: Знание, 1987. – 55 с. – Также на сайте: <http://www.gcherkesov.com/articles/article02.pdf>.
2. Черкесов Г.Н., Недосекин А.О. Оценка живучести сложных структур при многоразовых воздействиях высокой точности. Часть 1. Основы подхода // Надежность. – 2016. – №2 (57). – С. 3- 15.
3. Черкесов Г.Н., Недосекин А.О. Оценка живучести сложных структур при многоразовых воздействиях высокой точности. Часть 2. Многовариантные расчеты // Надежность. – 2016. – №3 (58). – С. 26 – 34.
4. Надежность систем энергетики. Сборник рекомендуемых терминов. – М.: ИАЦ «Энергия», 2007. – 192 с.
5. Хорошевский В.Г. Инженерный анализ функционирования вычислительных машин и систем. – М.: Радио и связь, 1987. – 257 с.
6. Шубинский И.Б. Надежные отказоустойчивые информационные системы. Методы синтеза. – М.: ООО «Журнал Надежность», 2016. – 544 с.
7. Шубинский И.Б. О понятии функциональной надежности // Надежность – 2012. – №4. – С. 74 – 84.
8. Недосекин А.О. Применение теории случайных размещений к анализу живучести технических систем // Кибернетика АН УССР. – 1991. – №6. – Также на сайте: http://www.ifel.ru/surv/Res_5.pdf.
9. Черкесов Г.Н. Надежность аппаратно-программных комплексов. – СПб: Питер, 2005. – 480 с.
10. Риордан Дж. Комбинаторные тождества. – М.: Наука, 1982.

11. Можяева И.А. Методики структурно-логического моделирования сложных систем с сетевой структурой // Диссертация на соискание ученой степени кандидата технических наук. Санкт-Петербург. 2015. – Также на сайте: http://www.ifel.ru/surv/Res_8.pdf.

12. Можяев А.С. Общий логико-вероятностный метод. – СПб: ВМА, 1988. – 68 с. – Также на сайте: http://www.ifel.ru/surv/Res_9.pdf.

13. Гук Ю.Б., Карпов В.В. Теория надежности в электроэнергетике: конспект лекций. – СПб: СПбГПУ, 1999. – 82 с.

14. Недосекин А.О. Анализ живучести систем энергетики комбинаторно-вероятностными методами // Известия РАН. Энергетика. 1992. N3. С.48 – 58. – Также на сайте: http://www.ifel.ru/surv/Res_6.pdf.

15. Недосекин А.О. Структурный анализ живучести ЭЭС комбинаторно-вероятностными методами // МВИН БСЭ. Вып. 41. Иркутск, СЭИ СО РАН, 1991.

16. Недосекин А.О. Структурный анализ живучести ЭЭС на примере тестовой расчетной схемы // МВИН БСЭ. Вып. 43. Иркутск, СЭИ СО РАН, 1992. – Также на сайте: http://www.ifel.ru/surv/Res_7.pdf.

17. Сачков В.Н. Введение в комбинаторные методы дискретной математики. – М.: Наука, 1982. – 384 с.

18. Колчин В.Ф., Севастьянов В.А., Чистяков В.П. Случайные размещения. – М.: Наука, 1976. – 224 с.

Сведения об авторах

Геннадий Н. Черкесов – доктор технических наук, профессор, профессор Санкт-Петербургского политехнического университета им. Петра Великого, Санкт-Петербург, Россия

Алексей О. Недосекин – доктор экономических наук, кандидат технических наук, академик МАНЭБ, профессор Санкт-Петербургского Горного университета, генеральный директор ООО «СИ-ФИНАНС», Санкт-Петербург, Россия, e-mail: apostolfoma@gmail.com

Валентин В. Виноградов – аспирант Санкт-Петербургского государственного университета аэрокосмического приборостроения (ГУАП), Санкт-Петербург, Россия

Поступила 05.12.2017

Теоретическое моделирование ресурсов надежности летного экипажа воздушных судов гражданской авиации

Николай И. Плотников, Акционерное общество научно-исследовательский проектный институт гражданской авиации «АвиаМенеджер», Новосибирск, Россия



Николай И.
Плотников

Резюме. Выполнена разработка теоретических моделей надежности летного экипажа гражданской авиации (ГА) на основании применения ресурсного метода проектирования организационных социальных объектов. Поставлена задача предметного описания деятельности летного экипажа. Составлены формальные модели состава экипажа. Представлены определения надежности представителей интенсивных профессий на примере экипажа ГА. Конкурентная среда открытого мирового рынка воздушных перевозок активно направлена против нормативного регулирования и стандартизации деятельности авиапредприятий и главного объекта авиации пилота и летного экипажа ГА. Авиакатастрофы последних десятилетий выявляют основные причины – дефицит профессиональных свойств пилотов и перегрузки состояний экипажей, в условиях которых совершаются полеты ГА. Данная ситуация создана не только коммерческим прессингом, но и критическим недостатком научно обоснованных методов управления летной эксплуатацией в части человеческой компоненты. В настоящей работе выполнена разработка теоретических моделей надежности летного экипажа на основании положений классической логики и ресурсного метода проектирования организационных социальных объектов транспортного комплекса (авиапредприятия). Содержание проблемы. По известной литературе до сих пор отсутствует теоретическое содержание, формальные модели, пригодные для целей вычисления и управления надежностью деятельности. Ресурсы экипажа исследуются в понятиях надежности и эффективности. Под надежностью экипажа в самом общем виде понимается совокупность надежностей членов экипажа для выполнения задачи назначения. Надежность зависит от состава специальностей и индивидуальных квалификаций членов экипажей. Эффективность является результатом трех компонент: коммуникации, решения, делегирование. Данные взаимодействия делятся на формальные и неформальные. Научное обоснование и определение параметров назначения экипажа в оцениваемых параметрах надежности и эффективности является решением задачи. Формализация задачи. Для формализации задачи предметного описания деятельности летного экипажа возможно рассмотрение экипажа как класса индивидов. В логике классов (множеств) используется классообразующий оператор K – «класс», предикат включения индивидов в класс $\in$ – двуместный предикат, предикат включения класса в класс. Для существования класса достаточно образовать его из области значения термина t . Принципы формирования класса постулируются аксиомами: Каждый элемент класса может быть выбран независимо от образования класса – принцип независимости. Класс индивидов существует (не существует), если он образован (не образован) в соответствии с определением образования класса и аксиомами формирования. Последующее изложение задачи необходимо направлять в детализации, частных решениях для разработки моделей, пригодных для вычисления и управления летной эксплуатацией. Таким образом, разработка теоретического содержания состава и объема экипажа является актуальной задачей и возможна на основе классической логики, теории организационного управления, теории информации.

Ключевые слова: пилот, экипаж, моделирование, класс, индивид, состав, мощность класса.

Формат цитирования: Плотников Н.И. Теоретическое моделирование ресурсов надежности летного экипажа воздушных судов гражданской авиации // Надежность. 2018. Т. 18, № 2. С. 25-30. DOI: 10.21683/1729-2646-2018-18-2-25-30

Введение

Содержание проблемы. Конкурентная среда открытого мирового рынка воздушных перевозок активно направлена против нормативного регулирования и стандартизации деятельности авиапредприятий и главного объекта авиации пилота и летного экипажа воздушных судов (ВС) гражданской авиации (ГА). Авиакатастрофы последних десятилетий выявляют основные причины – дефицит профессиональных свойств пилотов и перегрузки состояний экипажей, в условиях которых совершаются полеты ГА. Данная ситуация создана не только коммерческим прессингом, но и критическим недостатком научно обоснованных методов управления летной эксплуатацией в части человеческой компоненты.

Воздушный кодекс РФ дает следующее описание экипажа: «экипаж воздушного судна состоит из летного экипажа (командира, других лиц летного состава) и кабинного экипажа (бортпроводников и бортпроводников). Полет гражданского воздушного судна не разрешается в случае, если состав летного экипажа меньше минимально установленного состава» [1]. Данное описание сформировано эмпирическим путем в течение всего исторического периода мировой авиации. В известной автору литературе до сих пор отсутствует теоретическое содержание, формальные модели, пригодные для целей вычисления и управления летной эксплуатацией ВС. Исследование возможно начать с рассмотрения проблемы идентификации предмета деятельности путем логического анализа. В работе [2] составлены формальные основы деятельности пилота ГА. Наблюдение (измерение, оценивание) в родовидовом делении свойства надежности индивида позволяет приписывать числа и осуществлять вычисление состояний. Представлены результаты вычисления состояний для целей управления летной эксплуатацией ВС: ресурсов индивидуальной надежности (РИН), ресурсов профессиональной надежности (РПН), ресурсов операционной надежности (РОН) [3].

В сравнении с результатами относительно индивида, формализация и вычисление свойств социальной группы (экипажа) являются не разработанными. В аэрокосмической индустрии с 1980-х годов разрабатывается концепция и технологии управления ресурсами экипажа (УРЭ) (cockpit resources management) (CRM) [4]. В практическом плане технологии используются как сочетание образовательных программ и тренингов по выработке навыков решений, коммуникаций и делегирования, объединяемых в понятие эффективности. Однако научные основы теории и методов вычислений CRM не созданы.

Данная формулировка является постановкой общей задачи, часть которой выполняется и структурируется следующим образом: 1) установление метода; 2) установление терминов предметного описания деятельности объектов в соответствии с положениями классической логики; 3) вывод терминов и определений; 4) формализация

задач вычислений свойств летного экипажа для целей управления летной эксплуатацией ВС.

Установление терминов описания предметной области

Логический анализ терминов предметной области предпринимается по следующим причинам. В технических науках нередко «общепринятые», «общеизвестные» понятия, определения и термины таковыми не являются, поскольку не подвергались гуманитарным и логическим исследованиям. По словам А.А. Зиновьева «... вообще невозможно судить о применимости тех или иных формальных построений в исследовании некоторой предметной области, если о ней нет никаких предварительных сведений, если она уже не изучена в какой-то мере на описательном уровне» [7, с. 7]. Именно поэтому мы считаем принципиально важным установление предметного значения исследуемых ниже терминов, применяемых в теории социальных групп и социологии.

Установим предметное значение терминов «класс», «состав», «индивид». Задача может рассматриваться в теории понятия (раздел логики) [11, 12, 13], в логике классов (множеств) [7]. Полагаем, что необходимо совместное исследование тождественных терминов в указанных теориях для установления их значений. В теории понятия каждое понятие обладает содержанием (совокупностью разнообразных признаков) и объемом (числом тождественных элементов). Установлен закон обратной зависимости родовидовых отношений: чем богаче содержание, тем меньше объем и наоборот. Понятие «индивид» обладает большим содержанием и является видовым таких понятий как «класс», «состав», обладающих большим объемом.

В логике классов [7] социальная группа рассматривается как класс индивидов. Используется классообразующий оператор K – «класс», предикат включения индивидов в класс $\in$ – двуместный (бинарный) предикат, предикат включения индивидов в класс. Определение образования класса формулируется следующим образом.

D1. Образовать (и выбрать) некоторый класс индивидов – значит построить термин «класс индивидов из области значения t , где t есть данный термин, причем t есть субъект» [7, с. 176].

В определении образования класса запись Kt , где K – классообразующий оператор. Индивиды из области значения t суть элементы Kt . Для существования класса достаточно его образовать его из области значения термина t . Область значения термина t (пилот) – индивид, область значения (назначение) которого устанавливается способностью управлять ВС в трехмерном воздушном пространстве.

A1. Термин «индивид» (пилот) и термин «класс» (экипаж) суть термины [«индивид» · «экипаж»], то есть предмет, обозначаемый каждым из терминов, смысл которых известен.

Принципы формирования класса постулируются аксиомами:

A2. Каждый элемент класса может быть выбран независимо от образования класса – принцип независимости элементов от класса.

То есть, любой и каждый пилот может быть включен в любой класс (экипаж). В частном случае индивид тождественен классу, если экипаж состоит из одного пилота.

A3. Относительно любого индивида возможно установить, является ли он элементом данного класса или нет – принцип определенности.

Определенность устанавливается наличием образования, квалификации, опыта и допуском пилота к полетам.

D2. Класс индивидов существует (не существует), если он образован (не образован) в соответствии с определением образования класса и аксиомами формирования.

Рассмотрим важнейшие термины теории классов: мощность, состав.

D3. **Мощность класса.** «Мощность класса есть число его элементов. Экзистенциальная (возможная) мощность класса есть число существующих (возможных) индивидов, являющихся его элементами» [7, с. 187].

Из этого определения следует вывод о тождестве двух понятий логики (мощность $\equiv$ объем): мощность – термин логики классов, объем – термин теории понятия.

D4. **Состав класса.** «Выяснить состав класса, значит выяснить, какие индивиды включаются в него. Выяснить экзистенциальный (потенциальный) состав класса – значит выяснить, какие существуют (возможны) индивиды, являющиеся его элементами» [7, с. 187].

Мы видим, что в определении с описанием «...выяснить, какие...» отсутствуют признаки (содержание) понятия «состав». Следовательно, понятие «состав» обладает большим объемом, родовым, подлежащим делению на видовые понятия.

Следует выяснить, какие компетенции, образования, квалификации членов экипажа ВС включаются в состав класса. В истории авиации известно, что наибольшие компетенции заданы и концентрированы в специальности пилота. С развитием автоматизации в современной коммерческой ГА из состава экипажа исчезли специальности штурмана, бортинженера, бортрадиста и других. Разнообразие (интенциональность) функций пилота способствует уменьшению мощности (объема) класса – числа членов экипажа. Здесь налицо действенность закона родовидовых отношений. Дополним определение «состав класса»: выяснить состав класса (экипажа) значит установить с какими признаками разнообразия содержания (интенциональность) индивиды (пилоты) включаются в класс. Итак, в логике классов ключевыми терминами являются состав и мощность класса. В теории понятия – содержание и объем понятия. Дополнительно, обратимся также к словарным определениям термина «состав».

D5. Состав – предмет (множество), включающий (включающее) в себя множество частей (элементов, компонентов), а также описание качества, количества и иных характеристик частей такого предмета (множества) [8].

D6. Совокупность частей, элементов, образующих какое-нибудь целое [9].

Из словарных описаний также следует, что термин «состав» является обобщающим абстрактным, то есть обладает большим объемом, поэтому может использоваться как родовой термин. По закону обратного отношения объема и содержания понятия, возможно сформировать следующую структуру терминов:

$$(N) \text{ состав: } C \{ \text{содержание (интенциональность)} \} 1/ \\ /V \{ \text{мощность, объем (число)} \}, \quad (1)$$

где (N) – вводимое обозначение состава (класса, экипажа), C – разнообразие признаков (интенциональность) всех и каждого из i -го индивидов класса, V – объем, мощность – число индивидов класса, $(\cdot)$ – читается как оператор «и».

Состав класса устанавливается во времени {прошлое $\leftrightarrow$ настоящее (сейчас, теперь) $\leftrightarrow$ будущее} наблюдения следующих возможных бинарных антонимических отношений терминов:

существующий (экзистенциальный)	возможный (потенциальный)
постоянный	переменный
ограниченный	неограниченный
конечный	бесконечный
известный	неизвестный
определенный	неопределенный

Данные отношения и число их взаимных сочетаний создают *многоаспектный* контекст задачи:

$$(N): C(\overline{a,n}) \cdot \{1 / V \{ \overline{a',n'} \} \}, \quad (2)$$

где символы составляют представленные выше условные обозначения.

Существующий класс может быть задан так, что в него включаются только те индивиды, которые размещаются во времени {прошлое $\leftrightarrow$ настоящее}. Конечный класс по числу может оказаться бесконечным по специальностям. Класс, ограниченный по специальностям может быть задан неограниченным по числу индивидов. Мы можем не ограничивать число индивидов, но в будущем {настоящее $\leftrightarrow$ будущее} новые элементы не будут появляться. При этом следует помнить и учитывать исключения, когда закон обратного отношения $C: 1/V$ в теории понятия не работает (для несогласимых понятий). В этом состоит *чрезвычайная* сложность постановки и решения задачи, если использовать арсенал

только классической логики. Тем не менее, представленная структура задачи может являться предметом дальнейших исследований. Выявление и формализации отношений, вероятно, могут быть продолжены средствами псевдофизической логики.

Для решения задачи экспертным путем (эвристически) формируем свертку: множество сложившихся летных специальностей индивидов состава экипажа *известны и конечны* по мощности (содержанию, специальностям) и по объему (числу, количеству).

Данное утверждение основано эмпирически, на историческом опыте авиации о составе экипажа по специальностям и числу.

Вывод терминов и определений надежности летного экипажа ВС ГА

Для вывода определений используем выполненную терминологическую работу, с учетом изложенных ограничений и допущений. Устанавливаются следующие определения.

D7. Составом N называем класс, заданный назначением мощности и объема:

$$N : \{C \cdot 1 / V\}.$$

D8. Экипаж (социальная группа) – управляющий субъект транспортного средства (ТС) (crew) ($Cr \geq 1; \overline{1}, n$).

D9. Летный экипаж ВС (aircraft cockpit crew) – управляющий субъект, осуществляющий деятельность в соответствии с назначением полета ВС.

D10. Способность управлять ВС в трехмерном воздушном пространстве называется ресурсом назначения экипажа.

Сущность категории назначения легко понять в отрыве перемещения в трехмерном (X, Y, Z) пространстве летательного аппарата от перемещения на плоскости (X, Z) автомобиля.

Надежностью называем совокупность свойств и состояний объекта в метрике нормативного пространства деятельности.

Надежность экипажа определяется как совокупность свойств и состояний, входящих в экипаж индивидов для выполнения назначения (полета).

Задача вычислений надежности летного экипажа

Сформируем содержание задачи вычислений надежности летного экипажа ВС ГА. Используем выше представленные термины, определения, формализации работы [10] в контексте задач настоящей работы.

D13. Вычисление надежности определяется как наблюдение (измерение, оценивание) свойств и состояний летного экипажа, выполнение стандартных операционных процедур (СОП) в заданных параметрах и показателях, соответствующих безопасному и эффективному выполнению полета ВС.

Условия ограничений: число членов (V) и специальностей (C) экипажа известно и конечно;

N_0 – существующий сформированный состав экипажа;

N – целевое состояние экипажа как результат решения задачи управления;

N' – множество вариантов установления целевого состояния, универсальное множество экипажа $N \subseteq N'$, $N_0 \subseteq N'$;

$\Phi(N, N_0)$ – функционал, ставящий в соответствие начальное и конечное состояние – надежность управления;

$|N|$ – нормативный – установленный стандартами состав экипажа;

$|N| > |N_0|$ – увеличенный состав экипажа: двойной, усиленный, на борту есть проверяющие, стажеры;

$|N| < |N_0|$ – сокращенный состав экипажа: отсутствие штурмана, бортрадиста, других специалистов;

$|N| \neq |N_0|$ – замена состава экипажа: количественная (замена командира воздушного судна (КВС) или второго пилота) и/или специализированная (включение штурмана, имеющего допуск бортрадиста).

Задача формирования экипажа при отсутствии начального состава $N_0 = \emptyset$ имеет вид:

$$\Phi(N, \emptyset) \rightarrow \max_{N \in 2^{N'}}$$

где $N \in 2^{N'}$ – впервые сформированный состав экипажа: КВС, второй пилот.

Задача возможного изменения состава при фиксированном начальном составе N_0 имеет вид:

$$\Phi(N, N_0) \rightarrow \max_{N \in 2^{N'}}$$

где $N \in 2^{N'}$ – возможный состав экипажа; пример: КВС (замена), второй пилот; КВС, второй пилот (замена).

Задача расширенного состава экипажа при первоначальном n количестве и m дополнительных членов имеет вид:

$$\Phi(N, N_0) \rightarrow \max_{N \in 2^{N'} : N_0 \subseteq N, |N| \leq n+m}$$

где $N \in 2^{N'}$ – сформированный состав, $N_0 \subseteq N$, при $|N| \leq n+m$ – расширении состава; пример: введение в состав экипажа одного стажера и одного проверяющего.

Задача сокращенного состава экипажа при первоначальном n количестве и m сокращенных членов формулируется поиском множества $\Delta^- \subseteq 2^{N_0}$, максимизирующим надежность (при условии $\Delta^+ = \emptyset$), имеет вид:

$$\Phi(N, N_0) \rightarrow \max_{N = N_0 \setminus \Delta^-, |\Delta^-| \geq m}$$

где $N = N_0 \setminus \Delta^-$, $|\Delta^-| \geq m$ – описание условия; пример: возникшая необходимость замены КВС летным руководителем и исключением одного из специалистов (бортрадиста, штурмана, бортоператора).

Задача замены членов экипажа при первоначальном n количестве и m заменяемых членов, максимизирующим надежность, имеет вид:

$$\Phi(N, N_0) \rightarrow \max_{N=2^{N'}, |\Delta^-| = \Delta^+ = m},$$

где $N = 2^{N'}$, $|\Delta^-| = \Delta^+ = m$ – описание условия; пример: замена члена экипажа с большим опытом.

В данном классе задач не учитываются переменные, не включенные в вышеизложенное описание. Основным ограничением формализации является введение упрощения: N_0 – существующий сформированный состав экипажа, вместо: N_0 – существующий сформированный (экзистенциальный) количественный $\{V: 1, 2, \dots, n\}$, $v_i \in V$ и специализированный $(C: a, b, \dots, k)$, $c_i \in C$ состав экипажа, состоящий из n индивидов k специальностей, $|N_0| = n, k$.

Кроме того, не формализуются вышеизложенные бинарные (возможно, энарные) отношения терминов состава класса. В целом, допустимо утверждение о возможности формальных построений для вычислений состава летного экипажа и последующей разработки программного обеспечения автоматизированного управления.

Пример вычисления надежности пилота и летного экипажа

Приведем пример вычисления надежности пилота и летного экипажа по избранным двум показателям, которые ставятся в соответствие состояниям свойства надежности. Оценивание состояний осуществляется в шкалах наименований и порядка трехуровневой матрицы рисков: «красный-желтый-зеленый». Пример: пусть три пилота по показателю возраста 40 лет, 30 лет и 65 лет имеют налет часов 10 000, 3000 и 20 000 соответственно (таблица 2).

Таблица 2 – Метрика оценивания надежности пилотов: соответствие назначению

Показатели	Состояния (значения показателей)		
	Зеленый	Желтый	Красный
	1	2	3
Возраст	40 лет	30 лет	65 лет
Налет	10 000 часов	3000 часов	20 000 часов
Оценка	полная	приемлемая	несоответствие

Оценивание соответствия назначению осуществляется следующим образом: 40-летний пилот по двум показателям соответствует назначению, 30-летний пилот по тем же показателям приемлемо соответствует. Показатель возраста «65 лет» называется «критическим состоянием» (КС), которое относительно просто прогнозируется и рассчитывается. Поэтому, несмотря на

«зеленый» уровень рисков другого показателя – 20 000 часов налета, общая оценка 65 летнего пилота: «несоответствие». Данный пример оценивания двух показателей является элементарной демонстрацией ресурсного метода вычислений состояний объекта в матрицах рисков. Полная структура состоит из 43 показателей и является научно обоснованным нормативным пространством деятельности [3].

Решение задачи вычисления надежности летного экипажа, состоящего из одного пилота, тождественно вычислению надежности индивида. Для оценивания надежности состава летного экипажа n -индивидов постулируется тезис о недопустимости наличия хотя бы одного показателя, хотя бы одного члена экипажа (за исключением стажеров), значение которых выходят за пределы оценки «приемлемая».

Заключение

Проблема и задача идентификации предмета индивида и социальной группы на примере объектов ГА рассматривается в понятиях назначения и надежности деятельности. Понятие «назначение» возможно рассматривать как родовое, обладающее большим объемом, который «напрямую» трудно использовать для наблюдения свойств и состояний объектов. Наблюдение возможно при делении объема понятия назначения на видовые – эффективность, безопасность, надежность – содержащих меньшие объемы, но большие содержания (признаков). Именно в этом достигается идентификация предмета деятельности.

В понятиях назначения объекты «индивид» и «группа» тождественны. В понятиях надежности – различны. В простейшем случае надежность группы является совокупностью свойств индивидов. Надежность членов экипажа ВС устанавливается на основе различия специальных знаний и навыков для управления функциональными системами ВС. Повышение надежности техники, автоматизации ведет к универсализации знаний и навыков в единой специальности пилота.

Представленные определения и модели летного экипажа ВС являются начальными формальными инструментами управления составом экипажа. Как показано, число сочетаний отношения времени и пространства составляет большой перечень актуальных задач, которые требуют формального описания.

В настоящей работе представлена терминология предмета надежности летного экипажа ВС ГА. Полагаем, что вывод терминов «надежность», «состав экипажа» наиболее соответствует положениям логики. Свойство (назначение) объекта возможно наблюдать (измерять, оценивать) в состояниях, предварительно разработанного нормативного пространства надежности.

Предметное значение термина «надежность» является статической характеристикой субъекта деятельности, которую возможно структурировать для оце-

нивания состояний и вычислений. Формализованное математическое описание эффективности составляет еще большую сложность по сравнению с изложенным содержанием задачи вычисления надежности летного экипажа ВС ГА. В документе [1] представлены математические модели эффективности – решений, коммуникаций и делегирования полномочий и обязанностей членов экипажа.

Библиографический список

1. Воздушный кодекс РФ от 19.03.1997 N 60-ФЗ (ред. 18.07.2006 N 114-ФЗ).
2. Плотников Н.И. Ресурсы пилота. Надежность. Монография / Н.И. Плотников. – Новосибирск: ЗАО ИПЦ «АвиаМенеджер», 2013. – 264 с.
3. Автоматизированная система прогнозирования и предотвращения авиационных происшествий при организации и производстве воздушных перевозок. Промежуточный, этап № 4: «Адаптация разработанных алгоритмов и программных средств АС». – Научно-технический отчет, шифр «2010-218-02-068», № госрегистрации 01201150118 от 12.01.2011, Инв. № 194. – Ульяновск. – 2012. – 1340 с. / Н.И. Плотников – Раздел 3. Метод оценки рисков для безопасности полетов авиакомпании на основе управления и прогноза ресурсов пилота. – С. 154-238, 1048-1258.
4. Wiener E. L. Cockpit Resource Management / E. L. Wiener, B.G. Kanki, R.L. Helmreich. – USA. N.Y: Academic Press, 1993. – 519 p.
5. Плотников Н.И. Ресурсы безопасности транспортных комплексов. Монография / Н.И. Плотников. – Новосибирск: ЗАО ИПЦ «АвиаМенеджер», 2013. – 286 с.

6. Плотников Н.И. Основания теории надежности человека-оператора (пилота) / Н.И. Плотников // Надежность. – 2015. – № 2 (53). – С. 90-93.

7. Зиновьев А.А. Логика науки. – М.: Мысль, 1971. – 279 с.

8. [Электронный ресурс]. Режим доступа: <https://ru.wikipedia.org/>

9. Толковый словарь русского языка / Под ред. Д.Н. Ушакова. – М.: Гос. ин-т «Сов. энцикл.» ОГИЗ; Гос. изд-во иностр. и нац. слов., 1935-1940. (4 т.)

10. Новиков Д.А. Теория управления организационными системами. 2-е изд / Д.А. Новиков. – М.: Физматлит, 2007. – 584 с.

11. Лосский Н.О. Логика / Н.О. Лосский. – Обелиск, 1923. – 168 с.

12. Гетманова А.Д. Учебник по логике. 2-е изд. / А.Д. Гетманова – М.: «ВЛАДОС», 1995. – 303 с.

13. Гончаров С.С. Введение в логику и методологию науки / С.С. Гончаров, Ю.Л. Ершов, К.Ф. Самохвалов. – М.: Интерпракс, Новосибирск: Институт математики СО РАН, 1994. – 256 с.

14. Книги автора данной публикации скачать: <http://aviam.org/index.php/layout/library>

Сведения об авторе

Николай И. Плотников, кандидат технических наук, старший научный сотрудник, генеральный директор, Акционерное общество научно-исследовательский проектный институт гражданской авиации «АвиаМенеджер», Новосибирск, Россия, e-mail: ama1990@mail.ru

Поступила 07.08.2017

О задаче распределения инвестиций в установку средств, предотвращающих несанкционированный проезд автотранспортом железнодорожных переездов, для различных статистических критериев¹

Андрей И. Кибзун, Московский Авиационный институт, Москва, Россия

Алексей Н. Игнатов, Московский Авиационный институт, Москва, Россия



Андрей И. Кибзун



Алексей Н. Игнатов

Цель. На железнодорожном транспорте встречается целый спектр различных транспортных происшествий как связанных с подвижным составом: столкновение подвижного состава с другим подвижным составом, сход подвижного состава, излом литых деталей тележек вагонов и другие – так и связанных с железнодорожной инфраструктурой: излом рельса, пожары на железнодорожных станциях и вокзалах, обрыв контактного провода и т. п. Среди вышеперечисленных происшествий и прочих столкновения на железнодорожных переездах весьма резонансны: при столкновении поезда с автотранспортом часто гибнет большое количество людей, а сообщения о происшествиях публикуются в федеральных СМИ, что приводит к большим репутационным потерям ОАО «РЖД». Кроме того, нередки случаи, когда при столкновении происходит сход единиц подвижного состава, что может привести как к гибели людей, так и к масштабной экологической катастрофе, если в вагонах перевозятся опасные химические грузы. Кроме репутационного ущерба, столкновения на железнодорожных переездах приводят к большим финансовым затратам на восстановление поврежденной инфраструктуры и подвижного состава, а также к ущербу от простоя поездов, связанным с работой восстановительных поездов на месте транспортных происшествий. Поэтому возникает вопрос об оптимальном расходовании инвестиций в устройства, предотвращающие несанкционированный проезд железнодорожных путей автотранспортом на железнодорожных переездах (далее системы защиты). Данная проблема актуальна, поскольку замена переездов на тоннели и путепроводы идет медленными темпами и в перспективе не предусматривает ликвидацию всех существующих переездов. Поэтому возникает задача о рациональном использовании финансовых средств для установки систем защиты на протяженной железнодорожной сети. В связи с вышесказанным целью настоящей работы является разработка рекомендаций для лица, принимающего решения, по уменьшению количества транспортных происшествий с точки зрения статистических критериев: квантильного и вероятностного. **Методы.** В работе используются метод детерминированного эквивалента, метод эквивалентных преобразований, методы теории вероятностей, методы оптимизации. **Результаты.** Задача по максимизации вероятности того, что не произойдет ни одного столкновения, сведена к задаче целочисленного линейного программирования. Для задачи по минимизации максимального числа происшествий, гарантированных на заданном уровне надежности, предлагается субоптимальное решение исходной задачи квантильной оптимизации, получаемое при решении задачи целочисленного нелинейного программирования, на основе замены биномиально распределенных случайных величин пуассоновскими. **Выводы.** Рассмотренные модели позволяют не только сформировать оптимальную стратегию с гарантирующими характеристиками, но и показать достаточность или недостаточность фонда инвестиций, выделяемых на повышение безопасности на железнодорожных переездах. При этом при принятии решений следует руководствоваться именно квантильным критерием, поскольку вероятность того, что не произойдет ни одного происшествия, может казаться высокой, однако вероятность того, что произойдет одно, два, три и более происшествий, может быть неприемлемой. Квантильный критерий лишен указанного недостатка и позволяет оценить количество транспортных происшествий, гарантированное на заданном уровне надежности.

Ключевые слова: железнодорожный переезд, столкновение, вероятность, квантиль, целочисленное программирование.

Формат цитирования: Кибзун А.И., Игнатов А.Н. О задаче распределения инвестиций в установку средств, предотвращающих несанкционированный проезд автотранспортом железнодорожных переездов, для различных статистических критериев // Надежность. 2018. Т. 18, № 2. С. 31-37. DOI: 10.21683/1729-2646-2018-18-2-31-37

¹ Работа выполнена при поддержке Российского научного фонда (проект № 16-11-00062) (разделы статьи 2, 3, 4.1 статьи) и при поддержке РФФИ и ОАО «РЖД» в рамках научного проекта № 17-20-03050 офи_м_РЖД (разделы статьи 4.2, 5 статьи).

1. Введение

Согласно [1] величина риска представляет собой функционал, связывающий вероятность (или частоту) возникновения события и математическое ожидание последствия (ущерба) от этого события. Общая методология оценки рисков от указанных выше и других неблагоприятных событий развивалась в работах [2, 3].

Основная часть исследований, посвященная катастрофам на железнодорожных переездах, посвящена либо построению регрессионных моделей зависимости числа происшествий от различных факторов [4, 5], либо получению некоторого интегрального индекса, характеризующего степень опасности/безопасности на железнодорожном переезде [6, 7]. Общая концепция разработки стратегии установки систем защиты представлена в работах [7–9]. В [7] обсуждались различные подходы к оценке эффективности установки на том или ином переезде той или иной системы защиты, которая строилась на основе некоторых средних характеристик. Для решения задачи установки средств защиты на всей железнодорожной сети предлагалось использовать некоторое детерминированное число, характеризующее количество транспортных происшествий за год на конкретном железнодорожном переезде. Однако количество железнодорожных происшествий является случайной величиной, а самой задаче по рациональному расходованию средств было дано лишь словесное описание. В [8] приведена математическая постановка задачи о рациональном распределении средств для установки систем защиты, однако, в качестве полезности от установки той или иной системы защиты используется средний доход. Однако на основе средних характеристик невозможно получить какие-то гарантирующие характеристики, весьма важные в железнодорожных процессах, в которых могут пострадать люди. В [9] единицей полезности от установки системы защиты является некоторая детерминированная величина, получаемая на основе некоторого ожидаемого числа происшествий на железнодорожном переезде.

В настоящей работе исследуется задача по распределению инвестиций в установку систем защиты на протяженной железнодорожной сети. Каждый переезд может иметь уникальный набор систем защиты, доступных для установки, а их количество может быть произвольным. Набор уже установленных систем защиты на каждом железнодорожном переезде предполагается заданным. Для определения оптимальной стратегии по установке систем защиты исследуется вероятность того, что за рассматриваемый промежуток времени не произойдет ни одного транспортного происшествия, а также исследуется максимальное количество транспортных происшествий, которые произойдут на заданном уровне надежности.

2. Основные обозначения и предположения

Рассмотрим железнодорожную сеть, состоящую из N железнодорожных переездов, в которой i -й железнодорожный переезд может быть оборудован любой из имеющихся в наличии M_i различных систем защиты, $i = \overline{1, N}$. Отметим, что количество доступных для установки систем защиты может варьироваться в зависимости от переезда в силу, например, географических особенностей местности, где находится переезд. Поэтому может оказаться, например, $M_1=8$, а $M_2=9$. При этом под системой защиты понимается комплекс мер, направленный на предотвращение транспортного происшествия (напр. автоматическая переездная светофорная сигнализация с автоматическими шлагбаумами, автоматическая переездная светофорная сигнализация с автоматическими шлагбаумами + устройство заградительное переездное и т. д.). Пусть j -я система на i -м железнодорожном переезде характеризуется вероятностью столкновения P_{ij} автомобильного транспорта с некоторым подвижным составом, $i = \overline{1, N}$, $j = \overline{1, M_i}$. Предположим, что системы защиты отсортированы по уровню безопасности, т. е. $\forall i \in \{1, 2, \dots, N\}$ и $\forall j \in \{1, 2, \dots, M_i - 1\}$ имеет место

$$P_{i,j+1} \leq P_{i,j}. \quad (1)$$

Пусть в течение длительного промежутка времени (месяца, года) T через i -й железнодорожный переезд проезжает n_i поездов, $i = \overline{1, N}$. На участке, имеющем 2 и более путей, на переезде могут одновременно находиться 2 и более поездов. Не ограничивая общности, в дальнейшем будем опускать данный случай, учет которого возможен в рамках рассматриваемой модели, если понимать под n_i количество случаев, когда железнодорожный переезд был занят поездами.

Пусть переменная u_i^0 обозначает номер системы защиты, которая установлена на текущий момент на i -м железнодорожном переезде, а переменная $u_{i,j}^0$ характеризует, установлена ли система защиты с номером j на i -м железнодорожном переезде: 0 – если не установлена, 1 – если установлена. Введем переменные управления: пусть переменная u_i характеризует номер системы защиты, которая будет установлена на i -м железнодорожном переезде, а переменная $u_{i,j}$ характеризует, будет ли установлена система защиты с номером j на i -м железнодорожном переезде: 0 – если не установлена, 1 – если установлена.

Пусть также стоимость установки j -й системы на i -м железнодорожном переезде составляет c_{ij} условных единиц $i = \overline{1, N}$, $j = \overline{1, M_i}$, а общий фонд инвестиций в установку систем защиты составляет C^0 условных единиц. Поскольку на i -м железнодорожном переезде уже установлена система защиты с номером u_i^0 , то заново ее устанавливать не надо, т. е. $c_{i,u_i^0} = 0$, $i = \overline{1, N}$. Более того, в силу (1) установка на i -м железнодорожном переезде системы защиты с индексом меньше u_i^0 невозможна, а

значит, можно положить $c_{ij}=0$ для $1 \leq j < u_i^0, i = \overline{1, N}$. При этом необходимо отметить, что и остальные коэффициенты c_{ij} тоже зависят от $u_i^0, i = \overline{1, N}, j = \overline{1, M_i}$. Будем предполагать в дальнейшем, что

$$\sum_{i=1}^N \max_{1 \leq j \leq M_i} c_{i,j} > C^0,$$

поскольку в ином случае стоимость набора самых дорогих систем защит не превышает фонда инвестиций, что делает задачу оптимизации, связанную с распределением ресурсов, тривиальной.

Введем обозначения:

$$u^0 \stackrel{\text{def}}{=} \begin{pmatrix} u_1^0, u_2^0, \dots, u_N^0, u_{1,1}^0, u_{1,2}^0, \dots, u_{1,M_1}^0, u_{2,1}^0, \\ u_{2,2}^0, \dots, u_{2,M_2}^0, \dots, u_{N,1}^0, u_{N,2}^0, \dots, u_{N,M_N}^0 \end{pmatrix},$$

$$u \stackrel{\text{def}}{=} \begin{pmatrix} u_1, u_2, \dots, u_N, u_{1,1}, u_{1,2}, \dots, u_{1,M_1}, u_{2,1}, \\ u_{2,2}, \dots, u_{2,M_2}, \dots, u_{N,1}, u_{N,2}, \dots, u_{N,M_N} \end{pmatrix}.$$

Тогда множество допустимых стратегий $U(u^0)$, которое зависит от начального положения системы, т.е. от уже установленного набора систем защиты, состоит из различных векторов

u , на которые накладываются ограничения:

$$u_i \in \{1, 2, \dots, M_i\}, i = \overline{1, N},$$

$$u_{i,j} \in \{0, 1\}, i = \overline{1, N}, j = \overline{1, M_i},$$

$$\sum_{j=1}^{M_i} u_{i,j} = 1, i = \overline{1, N}, \quad (2)$$

$$\sum_{j=1}^{M_i} j u_{i,j} = u_i, i = \overline{1, N}, \quad (3)$$

$$u_i \geq u_i^0, i = \overline{1, N}, \quad (4)$$

$$\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^{M_i} c_{i,j} u_{i,j} \leq C^0. \quad (5)$$

Ограничения (2)–(3) гарантируют, что на любом железнодорожном переезде может быть установлена только одна система защиты. Ограничение (4) в силу (1) гарантирует то, что при выборе и установке новых технических средств защиты, вероятность столкновения поезда с автомобильным транспортом не повысится. Ограничение (5) является ограничением на максимальное количество средств, которые могут быть потрачены на установку новых систем защиты, т.е. является бюджетным ограничением.

3. Постановка задачи

При сделанных предположениях заключаем, что при проезде одного пассажирского или грузового поезда через железнодорожный переезд вероятностного столкновения с автомобильным транспортом составляет

$$P_i = \sum_{j=1}^{M_i} u_{i,j} P_{i,j}. \quad (6)$$

Следовательно, число столкновений X_i за промежуток времени T между автомобильным транспортом и пассажирскими/грузовыми поездами описывается биномиальной случайной величиной с параметрами n_i и P_i , т.е. $X_i \sim \text{Bi}(n_i, P_i)$.

Введем в рассмотрение новую случайную величину X , имеющую смысл общего количества столкновений на железнодорожной сети за промежуток времени T :

$$X(u) \stackrel{\text{def}}{=} X_1(u) + X_2(u) + \dots + X_N(u).$$

Рассмотрим функцию вероятности

$$P_\phi(u) \stackrel{\text{def}}{=} P\{X(u) \leq \phi\}, \phi \in \mathbb{Z}_+,$$

и функцию квантили

$$\phi_\alpha(u) \stackrel{\text{def}}{=} \min\{\phi : P_\phi(u) \geq \alpha\}, \alpha \in (0, 1).$$

Функция $P_\phi(u)$ характеризует вероятность того, что за промежуток времени T произойдет не более ϕ транспортных происшествий на железнодорожной сети. Функция $\phi_\alpha(u)$ характеризует максимальное количество происшествий на заданном уровне надежности α . Так как рассматриваемая задача – задача по увеличению надежности системы, то в дальнейшем будем рассматривать только случай $\alpha > 1/2$.

С использованием функций вероятности и квантили сформулируем две задачи

$$u_0^* = \arg \max_{u \in U(u_0^0)} P_0(u), \quad (7)$$

$$u_\alpha^* = \arg \min_{u \in U(u_0^0)} \phi_\alpha(u). \quad (8)$$

Задача (7) является задачей по поиску стратегии, при которой бы достигался максимум вероятности того, что за рассматриваемый промежуток времени не произойдет ни одного происшествия. Отметим, что похожая задача исследовалась в [11], где исследовалась задача оценки вероятности хотя бы одного столкновения маневровых составов с пассажирскими/грузовыми поездами за некоторый промежуток времени. Однако в работе [11] исследовалась задача анализа, в настоящей же работе исследуется задача синтеза. Задача (8) представляет собой задачу по поиску стратегии, которая бы позволила минимизировать максимальное количество происшествий, гарантированное на заданном уровне надежности.

4. Решение задачи

4.1 Задача оптимизации функции вероятности

Найдем значение вероятности того, что за рассматриваемый промежуток времени T не произойдет ни одного происшествия. В силу того, что количество транспортных происшествий не может оказаться отрицательным, получаем

$$\begin{aligned} P_0(u) &= P\{X(u) \leq 0\} = P\{X(u) = 0\} = \\ &= P\{X_1(u) + X_2(u) + \dots + X_N(u) = 0\}. \end{aligned} \quad (9)$$

Так как количество транспортных происшествий на каждом железнодорожном переезде также не может оказаться отрицательным, из (9) следует, что

$$P_0(u) = P\{\{X_1(u) = 0\} \cdot \{X_2(u) = 0\} \cdot \dots \cdot \{X_N(u) = 0\}\}.$$

Поскольку количество транспортных происшествий на одном железнодорожном переезде не влияет на количество транспортных происшествий на других, то случайные величины $X_1(u)$, $X_2(u)$, ..., $X_N(u)$ являются независимыми в совокупности, а значит, по формуле умножения вероятностей [10] имеет место

$$P_0(u) = P\{X_1(u) = 0\} \cdot P\{X_2(u) = 0\} \cdot \dots \cdot P\{X_N(u) = 0\}. \quad (10)$$

Из (6) и (10) следует, что

$$\begin{aligned} P_0(u) &= (1 - P_1)^{n_1} \cdot (1 - P_2)^{n_2} \cdot \dots \cdot (1 - P_N)^{n_N} = \\ &= \left(1 - \sum_{j=1}^{M_1} u_{1,j} P_{1,j}\right)^{n_1} \cdot \left(1 - \sum_{j=1}^{M_2} u_{2,j} P_{2,j}\right)^{n_2} \cdot \\ &\quad \cdot \dots \cdot \left(1 - \sum_{j=1}^{M_N} u_{N,j} P_{N,j}\right)^{n_N}. \end{aligned} \quad (11)$$

Эквивалентными преобразованиями сведем полученную задачу нелинейного программирования к задаче линейного программирования. Для этого рассмотрим новую функцию

$$\hat{P}_0(u) \stackrel{\text{def}}{=} \ln(P_0(u))$$

и поставим задачу

$$\hat{u}_0^* = \arg \max_{u \in U(u^0)} \hat{P}_0(u). \quad (12)$$

Отметим, что решения задач (7) и (12) будут совпадать, так как логарифм является монотонно возрастающей функцией. Рассмотрим подробнее структуру функции $\hat{P}_0(u)$:

$$\begin{aligned} \hat{P}_0(u) &= \ln \left[\left(1 - \sum_{j=1}^{M_1} u_{1,j} P_{1,j}\right)^{n_1} \cdot \left(1 - \sum_{j=1}^{M_2} u_{2,j} P_{2,j}\right)^{n_2} \cdot \right. \\ &\quad \left. \cdot \dots \cdot \left(1 - \sum_{j=1}^{M_N} u_{N,j} P_{N,j}\right)^{n_N} \right] = \\ &= n_1 \ln \left(1 - \sum_{j=1}^{M_1} u_{1,j} P_{1,j}\right) + n_2 \ln \left(1 - \sum_{j=1}^{M_2} u_{2,j} P_{2,j}\right) + \dots + \\ &\quad + n_N \ln \left(1 - \sum_{j=1}^{M_N} u_{N,j} P_{N,j}\right) = \sum_{i=1}^N n_i \ln \left(1 - \sum_{j=1}^{M_i} u_{i,j} P_{i,j}\right). \end{aligned}$$

Функция $\hat{P}_0(u)$ вновь оказывается нелинейной, однако в силу того, что по постановке задачи при некотором зафиксированном i среди всех переменных $u_{i,j}$ только одна принимает значение, равное единице, а все остальные равны нулю, то, сделав замену переменных

$$\hat{P}_{i,j} = \ln(1 - P_{i,j}),$$

получаем линейное по управляемым переменным представление функции $\hat{P}_0(u)$:

$$\hat{P}_0(u) = \sum_{i=1}^N n_i \sum_{j=1}^{M_i} u_{i,j} \hat{P}_{i,j}. \quad (13)$$

Таким образом, оптимизация нелинейной функции (11) сведена к задаче оптимизации линейной функции (13) на множестве допустимых стратегий $U(u^0)$, и получена задача целочисленного линейного программирования, которая может быть решена в пакете IBM ILOG Cplex и принадлежит классу задач о рюкзаке [12].

4.2. Задача оптимизации функции квантили

Найдем теперь выражение для функции квантили $\phi_\alpha(u)$. По определению получаем

$$\begin{aligned} P_\phi(u) &= P\{X(u) \leq \phi\} = P\{\{X(u) = 0\} + \\ &\quad + \{X(u) = 1\} + \dots + \{X(u) = \phi\}\}. \end{aligned}$$

Поскольку для $k_1 \neq k_2$ события $\{X(u) = k_1\}$ и $\{X(u) = k_2\}$ являются несовместными, т.к. за один рассматриваемый промежуток времени T не может произойти различное количество происшествий, то по формуле сложения вероятностей [10] получаем

$$P_\phi(u) = P\{X(u) = 0\} + P\{X(u) = 1\} + \dots + P\{X(u) = \phi\}. \quad (14)$$

Как показано выше, определение вероятности того, что за рассматриваемый промежуток времени T не произойдет ни одного транспортного происшествия $P\{X(u) = 0\}$ само по себе не тривиально, не говоря уже об определении других вероятностей, стоящих в формуле (14). Поэтому для поиска функции квантили восполь-

зуемся приближением Пуассона, так как n_i – большое число, а в силу близости к нулю P_i по постановке задачи имеем

$$\mathbf{M}[X_i] = n_i P_i \approx n_i P_i - n_i P_i^2 = n_i P_i (1 - P_i) = \mathbf{D}[X_i],$$

т.е. рассмотрим новые случайные величины

$$\tilde{X}_i(u) \sim \Pi(n_i P_i), \tilde{X}(u) \stackrel{\text{def}}{=} \tilde{X}_1(u) + \tilde{X}_2(u) + \dots + \tilde{X}_n(u)$$

и новые функции

$$\tilde{P}_\phi(u) \stackrel{\text{def}}{=} P\{\tilde{X}(u) \leq \phi\},$$

$$\tilde{\Phi}_\alpha(u) \stackrel{\text{def}}{=} \min\{\phi : \tilde{P}_\phi(u) \geq \alpha\}, \alpha \in (0, 1).$$

Поставим новую задачу

$$\tilde{u}_\alpha^* = \arg \min_{u \in U(u_0)} \tilde{\Phi}_\alpha(u). \quad (15)$$

Отметим, что решения задач (8) и (15) могут не совпадать, однако решение задачи (15) будет субоптимальным для задачи (8).

Найдем аналитическое выражение функции $\tilde{P}_\phi(u)$. Так как случайные величины $X_1(u), X_2(u), \dots, X_N(u)$ являются независимыми в совокупности, то и случайные величины $\tilde{X}_1(u), \tilde{X}_2(u), \dots, \tilde{X}_N(u)$ являются независимыми в совокупности. Следовательно,

$$\tilde{X}(u) \sim \Pi\left(\sum_{i=1}^N n_i P_i\right),$$

$$\tilde{P}_\phi(u) = \exp\left\{-\sum_{i=1}^N n_i P_i\right\} \sum_{k=0}^{\phi} \frac{\left(\sum_{i=1}^N n_i P_i\right)^k}{k!} =$$

$$= \exp\left\{-\sum_{i=1}^N n_i \sum_{j=1}^{M_i} u_{i,j} P_{i,j}\right\} \sum_{k=0}^{\phi} \frac{\left(\sum_{i=1}^N n_i \sum_{j=1}^{M_i} u_{i,j} P_{i,j}\right)^k}{k!}.$$

Поскольку для отыскания стратегии $\tilde{u}_\alpha^*$ необходимо оптимизировать функции $\tilde{P}_\phi(u)$ для различных ϕ , то для удобства оптимизации введем новую функцию

$$L_\phi(u) = \ln(\tilde{P}_\phi(u)) = -\sum_{i=1}^N n_i \sum_{j=1}^{M_i} u_{i,j} P_{i,j} + \ln \sum_{k=0}^{\phi} \frac{\left(\sum_{i=1}^N n_i \sum_{j=1}^{M_i} u_{i,j} P_{i,j}\right)^k}{k!}.$$

и сформулируем новые задачи

$$u_{L_\phi}^* = \arg \max_{u \in U(u_0)} L_\phi(u), \quad (16)$$

где $\phi = 0, 1, 2, \dots$. Отметим, что задачи (16) являются задачами смешанного целочисленного нелинейного программирования и могут быть решены при помощи пакета Opti Toolbox. Пусть

$$\phi^* = \min\{\phi \in \mathbb{Z}_+ : \exp\{L_\phi(u_{L_\phi}^*)\} \geq \alpha\},$$

$$\text{тогда } \tilde{u}_\alpha^* = u_{L_{\phi^*}}^*, \tilde{\Phi}_\alpha(\tilde{u}_\alpha^*) = \phi^*.$$

5. Пример

Пусть на железнодорожной сети, состоящей из 10 железнодорожных переездов, могут быть установлены следующие системы защиты от несанкционированного проезда автотранспортом:

- (i) знаки, предупреждающие о близости к железнодорожному переезду;
- (ii) автоматическая светофорная сигнализация;
- (iii) автоматическая светофорная сигнализация с белолунным мигающим огнем;
- (iv) автоматическая светофорная сигнализация с полуавтоматическими шлагбаумами;
- (v) автоматическая светофорная сигнализация с автоматическими шлагбаумами;
- (vi) автоматическая светофорная сигнализация с устройством заграждения железнодорожного переезда, препятствующим движению автотранспорта через железнодорожный переезд путем подъема специальных плит на проезжей части автомобильной дороги;

Таблица 1 – Данные по предустановленным системам защиты на железнодорожных переездах и их пересечениях поездами, использующиеся при решении задач (7) и (8)

Номер переезда	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Количество поездов, пересекающих железнодорожный переезд (шт./сутки)	11	20	100	35	9	8	5	20	50	60
Предустановленная система защиты	i	ii	i	ii	i	i	i	ii	iv	iv

Таблица 2 – Данные по вероятностям столкновения поезда при пересечении им различных железнодорожных переездов при установке различных систем защиты

№ переезда	Возможные системы защиты (вероятность столкновения)							
Любой	i ($5 \cdot 10^{-4}$)	ii (10^{-5})	iii ($8 \cdot 10^{-6}$)	iv ($6 \cdot 10^{-6}$)	v ($2 \cdot 10^{-6}$)	vi (10^{-6})	vii ($5 \cdot 10^{-7}$)	viii (0)

Таблица 3 – Данные по стоимости установки различных систем защиты на различных железнодорожных переездах

№ переезда	Возможные системы защиты (вероятность столкновения)							
1	i (0)	ii (0,6)	iii (0,7)	iv (0,9)	v (1)	vi (1,2)	vii (1,5)	viii (800)
2	i	ii (0)	iii (0,1)	iv (0,3)	v (0,4)	vi (0,6)	vii (0,9)	viii (800)
3	i (0)	ii (0,6)	iii (0,7)	iv (0,9)	v (1)	vi (1,2)	vii (1,5)	viii (800)
4	i	ii (0)	iii (0,1)	iv (0,3)	v (0,4)	vi (0,6)	vii (0,9)	viii (800)
5	i (0)	ii (0,6)	iii (0,7)	iv (0,9)	v (1)	vi (1,2)	vii (1,5)	viii (800)
6	i (0)	ii (0,6)	iii (0,7)	iv (0,9)	v (1)	vi (1,2)	vii (1,5)	viii (800)
7	i (0)	ii (0,6)	iii (0,7)	iv (0,9)	v (1)	vi (1,2)	vii (1,5)	viii (800)
8	i	ii (0)	iii (0,7)	iv (0,9)	v (1)	vi (1,2)	vii (1,5)	viii (800)
9	i	ii	iii	iv (0)	v (0,1)	vi (0,3)	vii (0,6)	viii (800)
10	i	ii	iii	iv (0)	v (0,1)	vi (0,3)	vii (0,6)	viii (800)

Таблица 4 – Оптимальные стратегии установки систем защиты

Задача \ Номер переезда	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Максимизация функции вероятности	ii	ii	iii	ii	ii	i	i	ii	iv	v
Минимизация функции квантили	ii	ii	ii	ii	ii	i	i	ii	v	v

(vii) автоматическая светофорная сигнализация с устройством, перекрывающим полностью проезжую часть, которое предназначено для создания физического препятствия (барьера) движению транспортных средств при попытке несанкционированного выезда на закрытый железнодорожный переезд при приближении к нему поезда;

(viii) путепровод.

Зададим некоторый предустановленный набор систем защиты на железнодорожной сети, количество поездов, пересекающих железнодорожных переезды в сутки, а также стоимость различных систем защиты, а также вероятности столкновений согласно данным из открытых источников, экспертным оценкам и [7].

Прокомментируем выбор указанных в таблице 2 цифр по вероятностям столкновения. Согласно [1] «при расчетах вероятностей событий принято, что по экспертным данным 5% пешеходов не оценивают опасность приближения поезда, 10% пешеходов неверно оценивают опасность (считают, что успеют перейти перед приближающимся поездом и т.п.)», а согласно [13, 14] вероятность проезда машинистом маневрового локомотива запрещающего сигнала составляет порядка 10^{-4} , потому в реальной жизни указанные в таблице 2 цифры могут оказаться выше. Также отметим, что в данном примере приведен случай, когда на всех переездах могут быть установлены одинаковые системы защиты с одинаковыми вероятностями столкновения.

Серым цветом в таблице 3 выделены те системы защиты, которые точно не будут установлены на железнодорожных переездах в силу условия (1).

Предположим, что общий фонд средств, выделяемый для установки систем защиты, составляет $C^0=2$ млн.

рублей, а в качестве промежутка времени T , на котором будут наблюдаться транспортные происшествия, выберем один год. Найдем оптимальные стратегии в задаче максимизации функции вероятности, а также субоптимальную стратегию в задаче оптимизации функции квантили при $\alpha = 0,95$.

Перед решением задачи по оптимальной установке средств защиты отметим, что исследуемый пример не может быть в полной мере истрактован как пример из реальной жизни, поскольку в реальной железнодорожной сети намного больше транспортных переездов нежели десять переездов, а также данные по вероятностям столкновения являются конфиденциальными.

Как следует из таблицы 4, критерий в форме вероятности определяет наиболее «уязвимое» место на железнодорожной сети, которым оказывается переезд №3, поскольку интенсивность его пересечения поездами самая высокая среди прочих, а имеющаяся система защиты приводит к высокой вероятности столкновения. Обоим критериям свойственно то, что порожденные ими стратегии «предлагают» максимально улучшить переезды, на которых установлена система защиты № 1, а не максимально улучшить переезды с высокой интенсивностью движения (переезды №№ 9 и 10). Следует отметить, что в данном примере при подстановке оптимальной по квантильному критерию стратегии в функцию $P_0(u)$ получится практически то же значение, что и $P_0(u_0^*)$. При этом при принятии решений следует руководствоваться именно квантильным критерием, поскольку вероятность того, что не произойдет ни одного происшествия, может оказаться высокой, однако вероятность того, что произойдет одно, два, три и более происшествий, может быть неприемлемой. Квантильный

критерий лишен указанного недостатка и позволяет оценить количество транспортных происшествий, гарантированное на заданном уровне надежности. При этом $\tilde{\phi}_\alpha(u_\alpha^*) = 6$, а $P_0(u_0^*) = 0,0422$, что говорит о том, что размера принятого в данном примере фонда инвестиций недостаточно для удовлетворительного функционирования (с точки зрения безопасности) железнодорожных переездов.

6. Заключение

Рассмотрена задача по распределению ресурсов в технические средства, предотвращающие несанкционированный проезд автотранспортом железнодорожных переездов. Исследована возможность как установки систем защиты на необорудованный железнодорожный переезд, так и улучшения имеющихся систем защиты. Задача максимизации вероятности того, что на железнодорожных переездах не произойдет ни одного столкновения сведена к задаче целочисленного линейного программирования (данный результат, как и постановка задачи, получены при поддержке Российского научного фонда (проект № 16-11-00062)). Для задачи по минимизации максимального количества транспортных происшествий, происходящих на заданном уровне надежности, предложено субоптимальное решение, получаемое при решении задач целочисленного нелинейного программирования (данный результат, как и результаты численного моделирования, получены при поддержке РФФИ и ОАО «РЖД» в рамках научного проекта № 17-20-03050 офи_м_РЖД). Полученные оптимальные стратегии позволяют сформировать палитру управленческих решений, которые могут быть использованы в дальнейшем лицом, принимающим решения. Кроме того, значение $P_0(u_0^*)$ вероятности того, что не произойдет ни одного столкновения, позволяет судить о достаточности фонда инвестиций, а значения $\tilde{\phi}_\alpha(u_\alpha^*)$ характеризуют количество транспортных происшествий, которые произойдут в будущем, с наперед заданной вероятностью α , что позволяет судить об уровне риска от столкновений на железнодорожных переездах.

Библиографический список

1. ГОСТ 33433-2015 «Безопасность функциональная. Управление рисками на железнодорожном транспорте».
2. Шубинский И.Б., Замышляев А.М. и др. Оценка рисков, связанных с проездом запрещающего сигнала светофора, маневровым составом или пассажирским поездом // Надежность. 2016. № 3. С. 39–46.
3. Игнатов А.Н., Кибзун А.И., Платонов Е.Н. Методология оценки и минимизации рисков на железнодорожном транспорте // Труды третьей Научно-технической конференции «Интеллектуальные системы управления на железнодорожном транспорте. Компьютерное математическое моделирование», 2014. С. 177–179.

4. Saccomanno F., Fu L., Miranda-Moreno L. Risk-based model for identifying highway-rail grade crossing blackspots // Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board. 2004. Vo. 1862 «Traffic Control Devices, Visibility, and Rail-Highway Grade Crossings». P. 127–135.

5. Cameron A.C., Trivedi P.K. Regression Analysis of Count Data New York: Cambridge University Press, 1998.

6. Austin R., Carson J. An alternative accident prediction model for highway-rail interfaces // Accident Analysis and Prevention. 2002. Vo. 34. No 1. P. 31–42.

7. Railroad-Highway Grade Crossing Handbook – Revised Second Edition August 2007.

8. Ryan T.A. Priority Programming Methodology for Rail-Highway Grade Crossings // Transportation Research Record. 1991. Vo. 1327 «Visibility, rail-highway grade crossings, and highway improvement evaluation». P. 21–26.

9. Konur D., Golias M.M., Darks B. A mathematical modeling approach to resource allocation for railroad-highway crossing safety upgrades // Accident Analysis and Prevention. 2013. Vo. 51. P. 192–201.

10. Кибзун А.И., Горяинова Е.Р., Наумов А.В. Теория вероятностей и математическая статистика. Базовый курс с примерами и задачами. М.: Физматлит, 2007.

11. Игнатов А.Н., Кибзун А.И., Платонов Е.Н. Оценка вероятности столкновения железнодорожных составов на железнодорожных станциях на основе пуассоновской модели // Автоматика и телемеханика. 2016. № 11. С. 43–59.

12. Brethauer K.M., Shetty B. The nonlinear knapsack problem – algorithms and applications // European J. of Operational Research. 2002. Vo. 138. No 3. P. 459–472.

13. Шубинский И.Б. Функциональная надежность информационных систем. Методы анализа, Ульяновск: Областная типография «Печатный двор», 2012.

14. Замышляев А.М., Шубинский И.Б., Игнатов А.Н. и др. Методика вычисления вероятности столкновения пассажирского поезда с маневровым составом на железнодорожной станции // Труды четвертой научно-технической конференции «Интеллектуальные системы управления на железнодорожном транспорте», 2015. С. 124–127.

Сведения об авторах

Андрей И. Кибзун – доктор физико-математических наук, профессор, Московский Авиационный институт, заведующий кафедрой, Москва, Россия, тел. +7 (499) 158-45-60, e-mail: kibzun@mail.ru

Алексей Н. Игнатов – кандидат физико-математических наук, Московский Авиационный институт, Москва, Россия, тел. +7 (906) 059 50 00, e-mail: alexei.ignatov1@gmail.com

Поступила 16.07.2017

Методика перевода значения средней наработки на отказ из циклов в километры пробега

Мария В. Белоусова, ОАО «ПФ «КМТ», Санкт-Петербург, Россия

Виталий В. Булатов, ОАО «ПФ «КМТ», Санкт-Петербург, Россия



Мария В.
Белоусова



Виталий В.
Булатов

Резюме. Цель. Оценка показателей надежности на машиностроительном предприятии осуществляется при проектировании изделий и по данным из эксплуатации. На этапе проектирования широко применяются автоматизированные программные комплексы, которые используют различные методы расчета показателей надежности: деревья отказов, цепи Маркова и др. Исходные данные для такого типа расчета основаны на анализе конструкции изделия и характеристиках его узлов и элементов. Совершенно иным образом осуществляется анализ показателей надежности в эксплуатации. Обработка информации об отказах происходит по рекламациям, поступающим от заказчиков и эксплуатирующих организаций, в сервисные службы предприятий-изготовителей. Суммарное количество отказов по всем видам изделий должно оцениваться службой или подразделением надежности в регламентированный срок. Данная процедура обработки данных об отказах необходима для расчета показателей безотказности и ремонтпригодности. По результатам полученных числовых характеристик производится сравнение с установленными в технической документации значениями. На основе данного сопоставления делается вывод о соответствии или несоответствии конкретного изделия заданным требованиям надежности. Значения показателей надежности в технической документации вводятся на основе испытаний на надежность опытных образцов. Однако в виду различия условий проведения испытаний, процедур фиксации их результатов и единиц измерения, значения показателей надежности, устанавливаемые в технической документации и получаемые в процессе эксплуатации, несравнимы. В вагоностроении наработка подвижного состава чаще всего измеряется в километрах пробега. Однако функционирование большого количества компонентов вагонов оценивается в циклах, часах и т.д. Именно в этих единицах измерения в большинстве случаев происходит формирование значений показателей надежности по итогам испытаний опытных изделий. В процессе оценки показателя безотказности для дверей прислонно-сдвижного типа, устанавливаемых на электропоезда пригородного сообщения, возникла необходимость аппроксимирующего перевода наработки, выраженной в циклах открытия/закрытия, в наработку, выраженную в километрах пробега. Вследствие возникшей проблемы было принято решение о построении математической модели, наилучшим образом отображающей зависимость двух разноименных величин. Чаще всего математические модели строятся и верифицируются на основе исходных наблюдений рассматриваемого показателя и объясняющих факторов. В данном случае исходными данными являются один фактор (циклы открытия/закрытия) и показатель (километры пробега), следовательно, можем использовать модель парной линейной регрессии. **Результаты.** Проведен анализ взаимосвязи циклов открытия/закрытия прислонно-сдвижной двери и километров пробега электропоезда пригородного сообщения. На основе этого получена модель парной линейной регрессии. Проведена верификация, по результатам которой, можно сделать заключение о репрезентативности полученных результатов. **Выводы.** Предоставленная методика расчета обобщающего контролируемого показателя надежности (средней наработки на отказ) на примере дверей прислонно-сдвижного типа показывает, что модель парной линейной регрессии может быть использована для перевода средней наработки на отказ из циклов в километры пробега, необходимого для оценки показателей надежности в эксплуатации.

Ключевые слова: надежность, средняя наработка на отказ, подвижной состав, прислонно-сдвижная дверь, парная линейная регрессия

Формат цитирования: Белоусова М.В., Булатов В.В. Методика перевода значения средней наработки на отказ из циклов в километры пробега // Надежность. 2018. Т. 18, № 2. С. 38-41. DOI: 10.21683/1729-2646-2018-18-2-38-41

Введение

Наиболее важным фактором при оценке показателей надежности в вагоностроении является получение достоверной информации о количестве и типах отказов. Многие узлы пассажирских вагонов работают в циклическом режиме, например, подножки, подвески купе, двери и др. Технические условия на компоненты подвижного состава должны содержать значения показателей безотказности, выраженные в циклах, часах, километрах пробега. Значение наработки в циклах определяется расчетным путем и подтверждается по результатам проведения испытаний на надежность. Оценка средней наработки на отказ в циклах в период эксплуатации является затруднительной, а в некоторых случаях невозможной. Поэтому для ее расчета чаще всего используется наработка, выраженная в километрах пробега, так как в процессе эксплуатационных испытаний мониторинг статистических данных в этой непрерывной величине наиболее целесообразен.

Следовательно, возникает вопрос о необходимости в достоверной процедуре конвертации значений наработки. В отечественной литературе данный вопрос не нашел глубокого рассмотрения, несмотря на то, что имеет важное практическое значение. Все вышесказанное подчеркивает необходимость разработки данной методики.

Исходные данные

Цель данного исследования сводится к выявлению вида зависимости между зависимой переменной y (километры пробега электропоезда) от зависимой x (циклы открытия/закрытия дверного блока). В подобных случаях в технических, социально-экономических и др. исследованиях применяют регрессионный анализ.

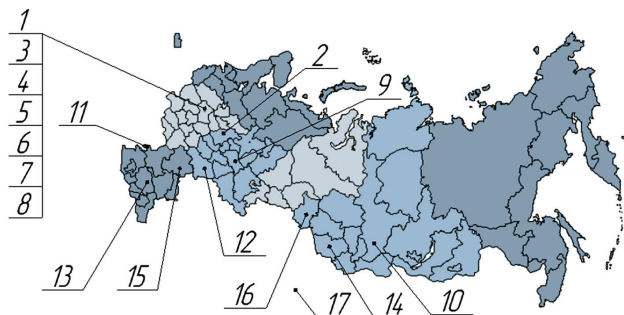


Рисунок 1 – Моторвагонные депо: 1 – «Аэроэкспресс»; 2 – «Горький-Московский»; 3 – «Любня» (ТЧ-14 МСК); 4 – «Апрелевка» (ТЧПРИГ-20); 5 – «Москва-2 Ярославская»; 6 – «Нахабино» (ТЧ-17 МСК); 7 – «Раменское» (ТЧ-7 МСК); 8 – «Железнодорожная»; 9 – «Казань» (ТЧМ-17); 10 – «Красноярск»; 11 – «Ростов»; 12 – «Анисовка» (ТЧМ-14); 13 – «Минеральные Воды»; 14 – «Алтайская»; 15 – «Волгоград»; 16 – «Омск»; 17 – «Караганда» (Республика Казахстан)

Рассмотрим применение модели парной линейной регрессии на примере перевода значения наработки из циклов в километры для прислонно-сдвижных дверей электропоездов пригородного сообщения.

Контролируемым показателем надежности дверного блока в соответствии с технической документацией является средняя наработка двери на отказ ($T_{\text{ТД}}^{\text{км}}$) – не менее 300 000 циклов открытия/закрытия.

На первом этапе была сформирована выборка по 17 моторвагонным депо (рисунок 1) и 27 направлениям следования электропоездов.

Оценка расстояний между станциями каждого направления выборки осуществлялась при помощи открытых источников информации [2, 3].

В качестве объекта исследования используется l_i – количество циклов открытия/закрытия и S_i – расстояние в километрах, пройденное электропоездом за соответствующее количество циклов l_i в i -м направлении, $i = 1, 2, \dots, n$ (таблица 1).

Таблица 1

i	l_i	S_i , км	i	l_i	S_i , км	i	l_i	S_i , км
1	11	20,853	10	19	40,0389	19	27	93,6574
2	12	36,5727	11	21	53,6669	20	28	62,5396
3	12	26,9275	12	21	61,2759	21	29	66,8559
4	13	34,0387	13	22	58,8737	22	30	62,365
5	13	35,8461	14	22	46,6185	23	34	64,4684
6	13	55,4732	15	23	50,6731	24	39	106,451
7	13	34,7382	16	23	42,7334	25	42	105,483
8	14	32,3032	17	24	59,7328	26	47	129,837
9	15	28,8071	18	24	43,8535	27	47	102,54

Согласно основным предпосылкам регрессионного анализа число наблюдений должно превышать число параметров регрессии, включаемых в модель, иначе параметры регрессии оказываются статически незначимыми [5].

Модель парной линейной регрессии

Эмпирический метод нахождения функциональной зависимости сводится к оценке неизвестных параметров по методу наименьших квадратов (МНК). Предполагается, что между фактором и показателем существует зависимость вида $y = \lambda + \beta x + \varepsilon$. Для начала, выбирается функция $\hat{f}(x)$, значения параметров которой находятся таким образом, чтобы минимизировать сумму квадратов отклонений фактических значений признака y_i от расчетных $\hat{y}_i = \hat{f}(x_i)$:

$$\min \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2.$$

По исходным данным была построена диаграмма зависимости показателя (км) от фактора (циклы), за-

тем были вычислены коэффициенты регрессии a и b , и значения $\hat{y}_p$, на корреляционном поле была построена линия регрессии (рисунок 2).

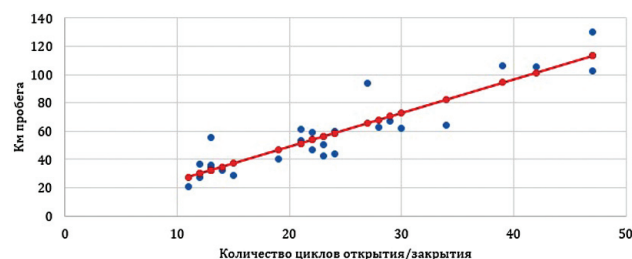


Рисунок 2 – Диаграмма зависимости показателя (км) от фактора (циклы) и линейная регрессия

Таким образом, уравнение парной линейной регрессии имеет вид:

$$\hat{y} = 2,38684x + 1,27483.$$

Верификация модели

Для обоснования корректности полученного уравнения парной линейной регрессии применим гипотезы о статистической значимости полученных оценок.

3.1. Проверка значимости коэффициента корреляции

Мерой тесноты линейной связи двух случайных переменных является коэффициент линейной корреляции Пирсона, оценкой которого является выборочный коэффициент корреляции r_{xy} . В данном случае $r_{xy} = 92\%$. Для проверки гипотезы H_0 о статистической значимости

коэффициента r_{xy} вычисляется статистика $t_r = \frac{r_{xy} \sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r_{xy}^2}}$,

имеющая при справедливости альтернативной ей гипотезы H_1 распределение Стьюдента с числом степеней свободы $n-2$. Получили $t_r = 57,5$, что больше $t_{\text{табл}} = 2,06$, определяемого по таблице распределения Стьюдента при $n-2$ степенях свободы как критическая точка, соответствующая двусторонней критической области с уровнем значимости 5%. Следовательно, можно признать коэффициент r_{xy} статистически значимым, и, согласно шкале Чеддока, теснота связи между показателем и фактором весьма высокая.

3.2. Проверка значимости линейной регрессии

Также проверим значимость линейной регрессии в целом. Для этого вычислим коэффициент детерминации R^2 и статистику F по формуле:

$$F = \frac{R^2}{1-R^2} \cdot (n-2).$$

Если значение этой статистики больше критического значения при уровне значимости 5%, то гипотеза H_0 о

незначимости линейной регрессии отвергается. При подстановке исходных данных получаем, что $F = 132,4$, что больше критической точки по таблице распределения Фишера $F_{\text{табл}} = 4,24$ с $(1, n-2)$ степенями свободы, значит, построенное уравнение регрессии статистически значимо.

3.3. Проверка гипотезы о гомоскедастичности

Одним из основных предположений регрессионного анализа важную роль играет предположение о гомоскедастичности, которое заключается в равенстве дисперсий наблюдений:

$$D(y_i) = \sigma^2, \quad i = 1, \dots, n.$$

Невыполнение данного предположения ухудшает качество оценки неизвестных параметров. Для обнаружения гетероскедастичности используют метод Голдфелда-Квандта [1]. Для этого из выборки исключаются m центральных наблюдений и строятся две независимые модели регрессии, для каждой из которых рассчитываются суммы квадратов остатков:

$$\tilde{S}_1^2 = \sum_{i=1}^{\frac{n-m}{2}} (y_{i_1} - \hat{y}_{i_1})^2,$$

$$\tilde{S}_2^2 = \sum_{i=\frac{n+m}{2}+1}^n (y_{i_2} - \hat{y}_{i_2})^2.$$

Далее рассчитывается статистика $\tilde{F} = \frac{\tilde{S}_2^2}{\tilde{S}_1^2}$. Если гипотеза верна, то F -статистика имеет распределение Фишера с $\left(\frac{n-m}{2} - 2; \frac{n-m}{2} - 2\right)$ степенями свободы. Получили значение $\tilde{F} = 2,58$, а критическое значение по таблице распределения Фишера $F_{\text{табл}} = 3,79$. В силу того, что $\tilde{F} < F_{\text{табл}}$, гипотеза гомоскедастичности принимается.

Заключение

Построим точечный прогноз $\hat{y}_p = a + b \cdot x_p$ показателя y_p при значении фактора $x_p = 300000$ и найдем доверительный интервал полученного прогноза с уровнем доверия 0,95:

$$\hat{y}_p - m_y \cdot t_{\text{табл}} < y_p < \hat{y}_p + m_y \cdot t_{\text{табл}},$$

$$\text{где } m_y = S_{\text{ост}} \cdot \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{(x_p - \bar{x})^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}}.$$

Получим следующее значение прогноза: $y_p = 1,27483 + 2,38684 \cdot x_p = 716\,053$, доверительный интервал для которого – (58788; 844 217).

Таким образом, получаем значение контролируемого показателя надежности (средняя наработка на отказ) $T_{\text{ТД}}^{\text{КМ}} = 716053 \approx 700000$, найденного с помощью уравнения парной линейной регрессии.

Полученные результаты предназначены для использования в качестве контролируемого показателя надежности при оценке уровня безотказности дверей прислонно-сдвижного типа. Данный подход можно рекомендовать для оценки средней наработки на отказ других узлов наземного пассажирского транспорта, работающих в циклическом режиме.

Библиографический список

1. Буре В. М., Евсеев Е. А. Основы эконометрики. СПб.: Издательство СПбГУ. 2004.
2. Google Карты: [сайт]. URL: <https://www.google.ru/maps> (дата обращения: 05.05.2017)

3. Яндекс. Карты: [сайт]. URL: <https://yandex.ru/maps> (дата обращения: 05.05.2017)

4. ГОСТ 27.301-95. Надежность в технике. Расчет надежности. Основные положения.

5. Ферстер Э., Ренц Б. Методы корреляционного и регрессионного анализа. Руководство для экономистов. Перевод с немецкого и предисловие В. М. Ивановой, М.: «Финансы и статистика», 1983.304 с.

Сведения об авторах

Мария В. Белоусова, инженер по надежности ОАО «ПФ «КМТ», Санкт-Петербург, Россия, e-mail: 27bmw1993@mail.ru

Виталий В. Булатов, кандидат технических наук, инженер по надежности ОАО «ПФ «КМТ», Санкт-Петербург, Россия, e-mail: bulatov-vitaly@yandex.ru

Поступила 06.11.2017

Применение статистических критериев для улучшения эффективности методов оценки рисков

Жанат А. Даев, Актюбинский университет им. академика С. Баишева, Актюбе, Казахстан

Ермек Т. Нурушев, Санкт-Петербургский государственный университет аэрокосмического приборостроения, Санкт-Петербург, Россия



Жанат А. Даев



Ермек Т. Нурушев

Резюме. Цель. Целью статьи является повышение эффективности метода анализа видов и последствий отказов (FMEA) путем проверки правильности суждений экспертов статистическими методами. Поэтому статья посвящена вопросам повышения качества продукции и услуг на различных предприятиях за счет риск-ориентированных подходов. **Методы.** Для повышения эффективности метода анализа видов и последствий отказов (FMEA) предлагается увеличить количество экспертов, а выполнение оценки экспертами сделать независимой, т.е. отделить экспертов друг от друга. Также результат суждения экспертов предлагается рассматривать как случайную величину. Правильность суждений экспертов предлагается оценивать с помощью методов статистических критериев, в частности правильность результатов их суждений предлагается оценивать методами критерия Граббса. Предлагаемые методы оценки не ограничиваются только методами критерия Граббса. Данный критерий может быть заменен критерием Кохрена или применением статистических карт Шухарта. Каждый из предлагаемых методов позволяет получать более эффективные оценки с меньшим рисками во время оказания услуг или при изготовлении товаров. В статье предлагаются статистические методы на примере критерия Граббса. Статистической проверке подвергаются все показатели интегральной оценки метода анализа видов и последствий отказов. **Результаты.** В результате такой проверки данных, получаемой во время независимой экспертизы, имеется возможность повысить достоверность суждений экспертов и существенно уменьшить количество возникающих рисков на предприятии. К таким рискам могут быть отнесены подкуп или сговор экспертов, участвующих в выполнении метода анализа видов и последствий отказов. Независимые суждения экспертов после проведенной экспертизы проверяются статистическими методами. Резкие выбросы мнений независимых экспертов позволяют провести повторную экспертизу, а полное согласие оценок позволит не сомневаться в качестве проведенной экспертизы. Применение статистических методов для оценки каждого показателя, составляющего основу интегральной оценки метода FMEA, позволяет повысить ее достоверность в целом. Комбинация данных подходов позволяет получать независимую оценку при экспертизе различных проектов, в том числе экспертизе выпускаемой продукции или предоставляемой услуги по методу анализа видов и последствий отказов, исключить из процедуры оценки человеческий фактор, значительно уменьшить риски. **Выводы.** Выполнен анализ метода анализа видов и последствий отказов (FMEA), а также произведена модернизация метода путем проведения независимой оценки экспертов. **Результаты** такой оценки проверяются на согласованность статистическими методами. В качестве демонстрации выполнения такой проверки мнения независимых экспертов приводится критерий Граббса. Проверка мнения экспертов может быть выполнена критериями Кохрена, картами Шухарта. Предлагаемый подход является комбинацией метода анализа видов и последствий отказов (FMEA) и статистических методов на примере критерия Граббса.

Ключевые слова: риск, критерий Граббса, FMEA, экспертиза, качество.

Формат цитирования: Даев Ж.А., Нурушев Е.Т. Применение статистических критериев для улучшения эффективности методов оценки рисков // Надежность. 2018. Т. 18, № 2. С. 42-45. DOI: 10.21683/1729-2646-2018-18-2-42-45

Введение

В соответствии с работой [1] новая редакция серии стандартов качества ISO 9000 регламентирует понятие риска и его последствий в явном виде относительно старых его версий. Такой подход с учетом концепции риска продиктован необходимостью количественного учета нежелательных последствий, которые могут возникнуть на различных предприятиях. Поэтому целью новой редакции стандартов является их минимизация. Согласно мировому опыту, который изложен в работе [1], не все процессы системы менеджмента качества представляют один и тот же уровень риска с точки зрения способности организации выполнять свои задачи, и последствия несоответствий процесса, продукта, услуги или системы не одни и те же для всех организаций. Но, тем не менее, всегда имеется необходимость в их количественном учете.

Существуют различные методы оценки рисков, которые подробно представлены в работах [2, 3]. Среди существующего количества методов оценки рисков одним из актуальных и хорошо апробированных является метод анализа видов и последствий отказов (Failure Mode and Effect Analysis – FMEA) [4, 5]. Данный метод показал свою значимость во многих отраслях производства и промышленности. Тем не менее, в рамках настоящей статьи авторы ставят своей целью провести некоторую модификацию данного метода с помощью применения статистических методов для улучшения контроля качества продукции и услуг на различных предприятиях.

Постановка задачи

В соответствии с [5] метод FMEA является методом систематического анализа набора для идентификации видов потенциальных отказов, их причин и последствий, а также влияния отказов на функционирование системы (в целом или ее компонентов). Суть метода сводится к оценке системы или ее компонентов группой экспертов, которые сообща выставляют баллы для любого потенциального дефекта или возможного отказа по трем показателям:

1. S – значимость, которая определяется с точки зрения тяжести последствий отказа;
2. O – вероятность появления отказа;
3. D – возможность обнаружения отказа до проявления его последствий.

Каждый из этих показателей оценивается по десятибалльной шкале. Для первых двух критериев эта шкала возрастающая, т.е. чем выше значимость или частота появления отказа, тем выше соответствующие оценки. Для третьего критерия шкала убывает – чем выше возможность обнаружения данного отказа, тем ниже соответствующая оценка. Интегральная оценка критичности данного отказа (так называемое ПЧР – приоритетное число риска) вычисляется как

произведение этих трех оценок. Ее величина может принимать значения от 1 до 1000 и служит оценкой уровня риска данного отказа [4]. В соответствии с [5] граничное значение ПЧРпр принимают приемлемым, если его величина ниже значения 125. В данном методе предъявляются высокие требования к компетенции экспертов, которые проводят оценку по методике FMEA. В соответствии с рекомендациями их количество может колебаться от 4 до 8 человек. Каждый из экспертов представляет собой человека с большим опытом и знаниями в определенной области.

Согласно [2], наиболее сложным и одновременно самым уязвимым звеном любой системы является человек. Негативное влияние человека на безопасность обозначают понятием «человеческий фактор». В рамках методики FMEA таким слабым звеном может оказаться привлекаемый эксперт. Поэтому при проведении оценки рисков и отказов методом FMEA, мы не исключаем проявлений уязвимости метода в виде человеческого фактора. В связи с этим учитывая важность и значимость обеспечения качества производимых товаров и услуг на предприятиях, предлагается усовершенствовать методику FMEA с целью исключения человеческого фактора с помощью применения статистических методов. Результаты оценок экспертов представляют генеральную совокупность. Среди оценок экспертов могут возникнуть ситуации, когда одна или несколько оценок выпадают из генеральной совокупности. Такие оценки в статистике называются выбросами [6, 7]. С помощью статистических методов необходимо обеспечить исключение выбросов с целью обеспечения достоверности.

Применение критерия Граббса

В работах [4, 5] оценка значимости, вероятности проявления и возможности обнаружения какого-либо дефекта или отклонения во время анализа FMEA проводится совместно экспертами путем «мозгового штурма». Теперь процедуру оценки экспертами предлагается проводить не совместно, а независимо друг от друга. В результате экспертизы получается совокупность результатов оценки. В силу различных факторов результаты экспертизы могут отличаться баллами, некоторые из которых могут быть «подозрительными». Поэтому предлагается исключить такие результаты с помощью критерия Граббса.

Результаты оценок процесса экспертами будем считать случайной величиной. Предположим, что среди результатов имеется один выброс. Пусть наблюдаемая выборка состоит из n мнений экспертов. Наблюдаемая выборка представляет следующий ряд:

$$X_{(1)}, X_{(2)}, \dots, X_{(n)}$$

Построим по данной выборке вариационный ряд путем ранжирования результатов:

$$X_1, X_2, \dots, X_n$$

В соответствии с работой [6] проверяется гипотеза о том, что все результаты принадлежат одной генеральной

совокупности. Конкурирующая гипотеза заключается в том, что крайние результаты вариационного ряда могут принадлежать другому закону распределения, которые могут представлять собой выбросы из генеральной совокупности.

Для проверки, не является ли выбросом крайняя наибольшая величина результатов, вычисляют статистику Граббса:

$$G_{\max} = \frac{X_n - \bar{X}}{s}, \quad (1)$$

где необходимо вычислить математическое ожидание или среднее результатов:

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i, \quad (2)$$

также необходимо вычислить среднее квадратическое отклонение (СКО):

$$s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}. \quad (3)$$

Для проверки на выброс наименьшей величины результатов, вычисляют другую статистику Граббса:

$$G_{\min} = \frac{\bar{X} - X_1}{s}. \quad (4)$$

С помощью формул (1) – (4) вычисляют статистические показатели и статистики Граббса. Максимальный или минимальный элемент выборки считается выбросом, если значение соответствующей статистики превысит критическое значение:

$$\begin{cases} G_{\max} \geq G_{n,1-\alpha} \\ G_{\min} \geq G_{1,1-\alpha} \end{cases}, \quad (5)$$

где α – уровень значимости. Уровень значимости можно принять в соответствии с принятыми подходами в [6, 7].

В случае нарушения неравенств (5) крайние значения результатов оценок будут считаться выбросами, которые необходимо исключить, а с экспертами, которые дали такую оценку провести дополнительные беседы для выявления причин обоснованности их выбора баллов при проведении экспертизы.

Критические значения статистик выбираются исходя из закона распределения случайной величины. Данные значения могут быть найдены для нормального распределения в документе [7]. В случае подозрения на два выброса, можно оценить совокупность результатов на двухвыбросную статистику Граббса в соответствии с работами [6, 7].

Исключив из выборки выбросы, в качестве результата можно взять среднее значение баллов, которые получаются в ходе экспертизы. Усредненное значение баллов может считаться наиболее достоверным результатом исходя из принципа практической уверенности, который объясняется в работе [8].

Обсуждение результатов на примере

В соответствии с [4] количество участников рекомендуется выбирать от 4 до 8 человек. Допустим, командой из восьми экспертов выполняется независимая оценка состояния элементов воздушного судна, путем выставления баллов для каждого потенциального отказа по показателям значимости S, вероятности появления отказа O, возможности обнаружения D.

В результате независимой экспертизы FMEA баллы для потенциального отказа одного из элементов воздушного судна распределились как в таблице 1.

Таблица 1 – Результаты независимой экспертизы

Эксперт	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	X_6	X_7	X_8
S	5	5	6	6	5	5	8	6
O	1	1	2	2	1	2	5	1
D	9	9	9	10	10	9	2	9

Баллы, полученные в результате экспертизы, необходимо ранжировать, а затем статистически обработать на предмет обнаружения выбросов по Граббсу в соответствии с формулами (1) – (4). Результаты вычислений можно представить в таблице 2.

Таблица 2 – Результаты обработки данных

Показатель	$\bar{X}$	s	$G_{\max}$	$G_{\min}$
S	5,750	1,035	2,173	0,724
O	1,875	1,356	2,304	0,645
D	8,375	2,615	0,621	2,437

Примем уровень значимости равным $\alpha=5\%$. В этом случае в соответствии с работами [6, 7], критические значения для статистик будут равными: $G_{8/0,95}=2,032$ и $G_{1/0,95}=1,653$.

Сравнивая крайние значения полученных рядов с критическими значениями, мы видим, что наибольший результат является выбросом. Другими словами, баллы эксперта X_7 являются выбросами потому, что значения статистик Граббса из таблицы 2 не соответствуют условию (5).

Заключение

Таким образом, в статье рассмотрены положения повышения эффективности метода FMEA путем введения независимой экспертизы для группы экспертов при оценке отдельных отказов. Независимые результаты работы экспертов можно оценивать с помощью статистических критериев. В качестве такого статистического критерия принят критерий Граббса, который позволяет обнаружить один или два выброса из суждений экспертов при проведении экспертизы по методу FMEA, что позволит повысить достоверность и эффективность данного метода.

Библиографический список

1. Голубинский Ю.М., Елистратов А.Г., Пискунова В.А., Чернова Е.С. Применение риск-ориентированного мышления в новой версии стандарта ISO 9001:2015 // Измерение. Мониторинг. Управление. Контроль. 2016. № 2(16). С. 21-27.
2. Вишняков Я.Д., Надаев Н.Н. Общая теория рисков. М.: Академия, 2008. 368 с.
3. Pacaiova H., Sinay J., Nagyova A. Development of GRAM – A risk measurement tool using risk based thinking principles // Measurement. 2017. Vol. № 100. P. 288-296.
4. ГОСТ Р 51901.12 – 2007. Менеджмент риска. Метод анализа видов и последствий отказов. – М.: ИПК Издательство стандартов, 2008. 40 с.
5. Розенталь Р. Методика FMEA. Путь повышения качества продукции // Электроника: наука, технология, бизнес. 2010. № 7. С. 90 – 95.
6. Лемешко Б.Ю., Лемешко С.Б. Расширение области применения критериев типа Граббса, используемых при отбраковке аномальных измерений // Измерительная техника. 2005. №6. С. 13-19.

7. ГОСТ Р ИСО 5725-2-2002. Точность (правильность и прецизионность) методов и результатов измерений. Часть 2. Основной метод определения повторяемости и воспроизводимости стандартного метода измерений. – М.: ИПК Издательство стандартов, 2002. 62 с.

8. Шишкин И.Ф. Теоретическая метрология. Часть 1. Общая теория измерений. СПб.: Питер, 2010. 192 с.

Сведения об авторах

Жанат А. Даев – доктор философии (PhD), кандидат технических наук, ассоциированный профессор, заведующий лабораторией «Информационно-измерительных систем» ТОО «Технопарк Zerek» Актюбинского университета им. академика С. Баишева», Актюбе, Казахстан, тел.: +7 7771566720, e-mail: zhand@yandex.ru

Ермек Т. Нурушев – аспирант кафедры «Инноватика и интегрированные системы качества» Санкт-Петербургского государственного университета аэрокосмического приборостроения (ГУАП), Санкт-Петербург, Россия, тел.: +7 7078836452, e-mail: sanshine-13@mail.ru

Поступила: 10.04.2017

Обеспечение надежной комплексной защиты среды обитания от канцерогенных газов

Кирилл Н. Войнов, Санкт-Петербургский национальный исследовательский университет информационных технологий, механики и оптики (Университет ИТМО), Санкт-Петербург, Россия

Анниса Хилдаяти, Санкт-Петербургский национальный исследовательский университет информационных технологий, механики и оптики (Университет ИТМО), Санкт-Петербург, Россия

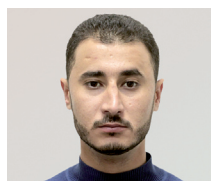
Гхеллаб Яхья, Санкт-Петербургский национальный исследовательский университет информационных технологий, механики и оптики (Университет ИТМО), Санкт-Петербург, Россия



Кирилл Н. Войнов



Анниса Хилдаяти



Гхеллаб Яхья

Резюме. 2017 год назван годом экологии. Действительно, бурное развитие промышленных производств и транспортных средств, включая автомобили, самолеты, поезда, суда, ракеты и др., весьма интенсивно загрязняет среду обитания выхлопными газами и канцерогенным дымом промышленных предприятий, вылетающим из труб заводов, котельных, ТЭЦ, специализированных лабораторий. Поэтому воздушный бассейн начинает содержать порой недопустимую концентрацию вредных химических веществ, которые постепенно оседают на землю, включая выпадение в виде кислотных дождей. Загрязнение воздуха, земли и водных ресурсов приводит к крайне нежелательным влияниям на здоровье всего живого. Кроме того, постепенно происходит глобальное изменение климата на планете, создаются предпосылки к повышению температуры с образованием парникового эффекта, появления озоновых дыр, быстрому таянию ледников с подъемом уровня воды в океанах и др. Поэтому это превращается в проблему мирового масштаба, которую необходимо достаточно оперативно решать. В этой статье как раз и показана попытка надежного и кардинального технического решения. Данная ситуация, фактически, разрешена, хотя с учётом химического состава газов может быть частично модернизирована.

Ключевые слова: надежность, среда обитания, загрязнение атмосферы, газы из труб, защита.

Формат цитирования: Войнов К.Н., Хилдаяти Анниса, Гхеллаб Яхья. Обеспечение надежной комплексной защиты среды обитания от канцерогенных газов // Надежность. 2018. Т. 18, № 2. С. 46-49. DOI: 10.21683/1729-2646-2018-18-2-46-49

Введение

Тысячи тонн газа/дыма, непрерывно выбрасываемых промышленными предприятиями в атмосферу Земли, содержащих углекислый газ, несгоревшие частички топлива (например, угля), сажу, различные окислы, включая тяжелые металлы и азота, попадают в воздушный бассейн и разносятся ветром на сотни километров, отравляя природу и вызывая различные болезни у людей, включая раковые заболевания. Не меньший вред в этом плане создают выхлопные газы двигателей легковых и грузовых автомобилей, работающих на различных видах топлива. Попытки многих ученых и специалистов надежно защитить нашу среду обитания от дыма и газов пока существенных успехов не приносили [1–9]. В частности, постановка различных фильтров в трубах промышленных предприятий оказывается малоэффективным средством борьбы с выходящим из печей дымом, так как мелкие частички, которые содержатся в горячих газах, практически беспрепятственно вылетают в атмосферу, оседая в дальнейшем на землю и загрязняя ее. Кроме того, нет абсолютно универсальных фильтров, которые бы надежно спасали от всех химических элементов, присутствующих в дыме/газе. Решетки стандартных фильтров имеют малую надежность ра-

боты, перегорают, засоряются сажей и несгоревшими крупными частицами, а потому требуют ремонта или замены. Высокие трубы промышленных предприятий также не решают проблему, так как с высоты даже в 150 метров канцерогенные химические элементы все равно осадут на землю на большом расстоянии вокруг промышленного предприятия.

Практически подобная негативная ситуация также сложилась с выхлопными газами от многомиллионной массы выпущенных и эксплуатируемых автомобилей. В этом случае газы выбрасываются в непосредственной близости от пешеходов, от рабочих на станциях технического обслуживания автомобильной техники, в гаражах, на станциях обкатки или ремонта двигателей, в специализированных лабораториях. При длительной работе двигателей на холостых оборотах в местах ожидания транспорта начала движения или при ожиданиях, когда, например, к экскаватору или трактору подъедет грузовой автомобиль, перевозящий землю, мусор или породу, также выделяется большое количество вредных выхлопных газов, попадающих в атмосферу, что, безусловно, вредит здоровью людей.

Нами предложено техническое решение, которое максимально и комплексно обеспечивает надежную защиту среды обитания от различных газов и дыма.

Суть технического решения

В данном случае детально исследуется материал, изложенный в российском патенте [10].

Суть изобретения поясняется рисунком 1, на котором в стилизованном виде представлена общая компоновочная схема разработанного способа комплексной очистки воздушного бассейна от производственных отходов/выбросов из труб.

На рисунке 1 приняты следующие обозначения:

1 – предприятие или организация (завод, фабрика, ТЭЦ, НИИ, котельная, лаборатория, цех и т.п.), которая в традиционных схемах могла бы выбрасывать вредные газы или вещества в воздушный бассейн из возвышающихся над землей труб;

2 – труба основная отводная с отсасывающей установкой/насосом;

3 – труба отводная резервная с отсасывающей установкой/насосом;

4 – анализатор состава отходящих газов/сред двухсекционный;

5 и 5' – вентили/задвижки;

6 и 6' – клапаны перепускные;

7 – емкость основная, двухсекционная;

7' – емкость резервная, двухсекционная;

8 – пути удаления накопившихся отходов/выбросов из основной емкости;

8' – пути удаления отходов/выбросов из резервной емкости;

9 и 9' – трубы для подвода обеззараживающих или нейтрализующих составов.

Технический результат достигается путем создания многоуровневого каскада герметичных емкостей (например, в виде резервуаров, хранилищ, сборников или бассейнов), изолированных от внешней воздушной или водной среды с, как правило, многоэтапной автомати-

ческой, полуавтоматической или ручной регулировкой процессов очистки вредных газов или составов (выбросов) без использования торчащих труб, причем резервирование основных элементов, узлов, блоков, агрегатов и емкостей осуществляется как по принципу дублирования в масштабах 1:1, так, возможно, и в уменьшенных вариантах по габаритам. Последнее должно быть согласовано с длительностью циклов выполнения ремонта, профилактики, технического обслуживания, замены или очистки основных емкостей или оборудования от очищенных и/или очищаемых продуктов промышленных производств.

То есть, чем дольше цикл очистки, удаления отходов/выбросов или ремонта основного оборудования и емкостей, тем большие габаритные размеры должны иметь резервные емкости, чтобы процесс очистки воздушного бассейна не прерывался.

Более жирной линией отражается основной способ очистки, а более тонкой штриховой линией – резервный маршрут, что повышает общую надежность функционирования данного производственного объекта.

Положим, что имеется некое предприятие или какая-то организация 1, от производственной деятельности которой в окружающую среду могут попадать вредные для всего живого газы или элементы. От производственной печи или агрегата отходит отводная труба 2, которая не возвышается вверх, а вместо нее имеется отсасывающая установка или вытяжной насос. Параллельно установлена аналогичная отводная труба 3 в качестве резервной. Далее расположен двухсекционный анализатор 4 (газовый и/или химический) отходящих газов (одна секция в нем – резервная). Комплекты вентилей/задвижек 5 и 5' на трубах 2 и 3 размещены за анализатором. Потом установлены в параллель на этих трубах клапаны перепускные 6 и 6', трубы из которых входят в основную емкость 7 и в резервную 7' соответственно. Пути 8 и 8'

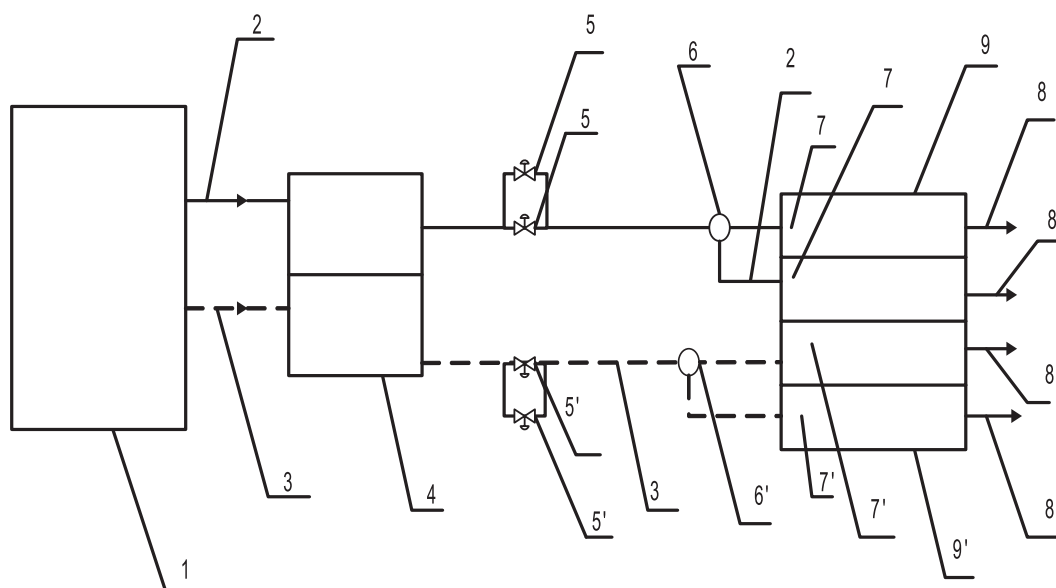


Рисунок 1 – Общая компоновочная схема ликвидации вредных выбросов газов из труб любых производственных предприятий или лабораторий

обеспечивают не только выпуск сред, но также доступ персонала в емкости 7 и 7' соответственно. Требуемая нейтрализация или обеззараживание канцерогенных выбросов в основной и резервной емкостях обеспечивается за счет подвода в них по трубам 9 и 9' жидких, газообразных или порошковых составов в требуемом количестве, дисперсности и химическом составе.

В разработанном варианте через основную отводную трубу 2 такие выбросы направляются в газоанализатор или химический анализатор (далее – анализатор) 4, что обеспечивается использованием вытяжного/отсасывающего насоса, который встроен в трубу 2. Параллельно этой схеме размещена аналогичная резервная схема с отводной трубой 3, которая включается в работу только при повреждении или в случае профилактики трубы 2 и насоса. Наличие двух независимых секций в анализаторе 4 позволяет их поочередно использовать при отказе одной работающей секции. Такой контроль позволяет регулировать содержание среды, налитой или размещенной в основной емкости 7 и в резервной 7', которые работают во взаимозаменяемом режиме. После анализатора 4 отсасываемая и очищаемая среда по трубам 2 или 3 через открытые вентили/задвижки 5 или 5' поступает в основную емкость 7 или в резервную 7' в случае ремонта или очистки основной емкости. При этом как основная отводная труба 2, так и резервная труба 3 опущены в воду или в иную обеззараживающую среду, которой наполнены емкости 7 и 7'. С помощью перепускных клапанов 6 и 6' при производственной необходимости можно перенаправлять отходящие канцерогенные среды в соответствующие емкости 7 (основную) или 7' (резервную). При этом габариты и вместимость резервной емкости 7' таковы, что позволяют не прекращать процесс даже непрерывной очистки отходящей с предприятия/организации 1 среды, так как это согласуется с максимальной длительностью очистки или ремонта основной емкости 7, то есть размеры резервной емкости могут быть меньшими, чем у основной. При этом каждая из емкостей обязательно имеет сверху крышу (целиковую или при больших габаритах составную), что позволяет поднимающимся испарениям превращаться на внутренней стороне крыши в капли и струйки, далее падающие опять в свои емкости, то есть обеспечивается почти полная замкнутость пространства процесса очистки от внешней среды. Окончательно обеззараженные среды отводятся (путь 8 и/или 8').

Для обеспечения высокой надежности работы системы одновременно используется резервирование также по насосам, задвижкам и иным блокам управления общим процессом комплексной очистки воздушной среды от производственных отходов/выбросов, чем и обеспечивается безостановочная работа предприятия/организации в целом при любой окружающей температуре и высокая степень очистки атмосферы от газов.

Совершенно по аналогичной схеме очистку воздуха можно эффективно производить на станциях технического ремонта или обслуживания легковых или грузовых автомобилей, тракторов и иной подобной техники, выхлопные газы от которых через шланг должны направляться в небольшие резервуары или бассейны с водой.

Некоторые схемы и расчетные зависимости, связанные с обеспечением надежности работы оборудования

Известно, что вероятность p безотказной работы системы находится в пределах $0 \leq p \leq 1$ (чем p ближе к единице, тем выше надежность). Формула для расчета надежности для варианта а) блок-схемы на рисунке 2 имеет вид:

$$P = [1 - (1 - p)^2]^n,$$

а для варианта б) формула следующая:

$$P = [1 - (1 - p)^n]^2,$$

Нетрудно убедиться, что поэлементное резервирование 1+1 дает более высокую надежность, чем резервирование 1+1 всей системы полностью. Эта схема справедлива для насосов, вентилях, патрубков/труб, резервуаров, приборов.

Заключение

На основании изложенного можно сделать следующие выводы. Предложенный способ комплексной очистки воздушного бассейна может использоваться для исключения влияния на окружающую среду паров, газа, дыма, аэрозолей, твердых частиц, сажи, пепла, пыли, масляного тумана, запахов и пр., либо совокупно. Дополнительные положительные эффекты от внедрения данной разработки следующие: практически полностью защищается окружающая среда от вредных выбросов/отходов производственных процессов, а также от вы-

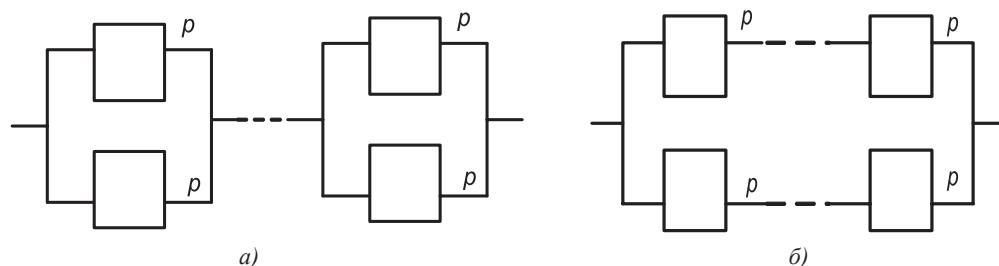


Рисунок 2 – Логические блок-схемы оценки надежности систем с резервированием:

а) поэлементное и б) всей системы полностью

хлопных газов автомобилей и иной подобной техники; исключается развитие парникового воздействия; не требуется устройство высоких труб (отсутствие возможных препятствий для низколетящих вертолетов/самолетов, особенно в тумане или при плохой видимости); не требуется установка фильтров, которые часто загрязняются/забиваются и не всегда достаточно эффективны и надежны.

Библиографический список

1. Базовский И. Надежность: теория и практика. Перевод с англ. /Под ред. Б.Р. Левина. М.: Мир, 1965. – 373 с.
2. Барлоу Р., Прошан Ф. Математическая теория надежности. М.: Советское радио, 1969. – 488 с.
3. Герцбах И.Б., Кордонский Х.Б. Модели отказов. М.: Советское радио, 1966. – 166 с.
4. Гнеденко Б.В., Беляев Ю.К., Соловьев А.Д. Математические методы в теории надежности. М.: Наука, 1965. – 524 с.
5. Горский Л.К. Статистические алгоритмы исследования надежности. М.: Наука, 1970. – 400 с.
6. Половко А.М. Основы теории надежности. М.: Наука, 1964. – 446 с.
7. А. Хилдаяти. Проблемы, связанные с загрязнением воздушного бассейна. Международная энциклопедия. Том XII: Особенности работы трибосопряжений в специфических условиях /Под общ. ред. д.т.н., проф., академика К.Н. Войнова. Санкт-Петербург: Нестор-История, ISBN 978-5-4469-0817-2, 2017. С. – 52-58.
8. Войнов К.Н., Yahia Ghellab. О загрязнении воздуха автомобильными газами. Международная энциклопедия. Том XII: Особенности работы трибосопряжений в специфических условиях /Под общ. ред. д.т.н., проф., академика К.Н. Войнова. Санкт-Петербург: Нестор-История, ISBN 978-5-4469-0817-2, 2017. С. – 127-129.

9. Войнов К.Н., Васильев В.А., А. HILDAYATI, Y. GHELLAB. Новый подход к уменьшению загрязнения воздушного пространства. Международная энциклопедия. Том XII: Особенности работы трибосопряжений в специфических условиях /Под общ. ред. д.т.н., проф., академика К.Н. Войнова. Санкт-Петербург: Нестор-История, ISBN 978-5-4469-0817-2, 2017. С. – 130-133.

10. Патент №2604816: Способ комплексной очистки воздушного бассейна от производственных отходов/выбросов из труб. Зарегистрировано в Государственном реестре изобретений Российской Федерации 22 ноября 2016 г. Автор – Войнов К.Н.

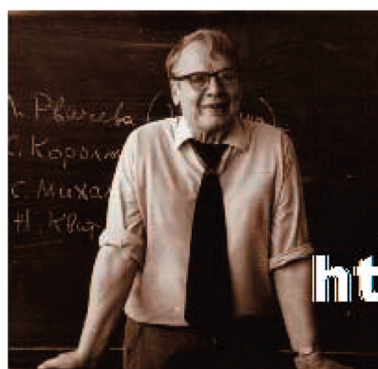
Сведения об авторах

Кирилл Н. Войнов – доктор технических наук, профессор, академик, профессор кафедры «Системы промышленной климатотехники» и «Инженерное проектирование» Санкт-Петербургского национального исследовательского университета информационных технологий, механики и оптики (Университет ИТМО), Санкт-Петербург, Россия, тел. (812) 376-89-72, e-mail: forstar@mail.ru

Анниса Хилдаяти – аспирант кафедры «Системы промышленной климатотехники» Санкт-Петербургского национального исследовательского университета информационных технологий, механики и оптики (Университет ИТМО), Санкт-Петербург, Россия, тел. (931) 227-98-86, e-mail: hildayati.annisa@mail.ru

Гхеллаб Яхья – аспирант кафедры «Системы промышленной климатотехники» Санкт-Петербургского национального исследовательского университета информационных технологий, механики и оптики (Университет ИТМО) Санкт-Петербург, Россия, тел. (900) 656-45-12, e-mail: ghellabyahia@yahoo.com

Поступила: 09.06.2017



<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.

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: evgenya.patrikeeva@yandex.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

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



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



Цели:

- ☐ эффективность,
- ☐ безопасность
- ☐ надежность перевозок



Основные направления деятельности

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



www.vniias.ru