

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 проблеме 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 Любиш 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 60х90/8, Бумага глянец

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

ЖУРНАЛ ИЗДАЕТСЯ ПРИ УЧАСТИИ И ПОДДЕРЖКЕ 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

Антонов А.В., Галивец Е.Ю., Чепурко В.А. Черняев А.Н. Анализ дерева отказов в среде программирования R. Учет отказов по общей причине	3
Егоров И.В. Имитационная модель надежности резервированной вычислительной системы с периодическим восстановлением информации.....	10
Долганов А.И., Сахаров А.В. О назначении уровня надежности.....	18
Эйвазова З.Э., Фараджов Т.Э. Анализ показателей работоспособности скважинных штанговых насосных установок.....	22

Функциональная надежность. Теория и практика

Крачко Э.А., Красильников Г.Т., Мальчинский Ф.В., Хвостова С.Л. Надежность прогноза успешности летного обучения по данным профессионального психологического отбора	27
--	----

Функциональная безопасность. Теория и практика

Дулин С.К., Розенберг И.Н., Уманский В.И. Об одном подходе к оценке латентного риска экспертизы сейсмической устойчивости железнодорожного полотна	31
Замышляев А.М., Игнатов А.Н., Кибзун А.И., Новожилов Е.О. О нарушении безопасности движения, связанном с выходом в габарит соседнего пути подвижных единиц грузового поезда, сошедших с рельсов	39
Проневич О.Б., Швед В.Э. Алгоритм расчета и прогнозирования показателей функциональной безопасности систем электроснабжения железнодорожного транспорта	46
Гнеденко –Форум	56

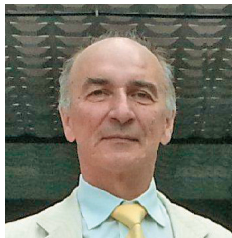
Анализ дерева отказов в среде программирования R. Учет отказов по общей причине

Александр В. Антонов, АО РАСУ, Москва, Россия

Евгений Ю. Галивец, АО РАСУ, Москва, Россия

Валерий А. Чепурко, АО РАСУ, Москва, Россия

Алексей Н. Черняев, АО РАСУ, Москва, Россия



Александр В.
Антонов



Евгений Ю.
Галивец



Валерий А.
Чепурко



Алексей Н.
Черняев

Резюме. Цель. Данная статья является продолжением работы [1], в которой для анализа дерева отказов (АДО) предлагается к применению язык программирования R. В [1] рассмотрены три примера: расчет дерева отказов (ДО) по известным вероятностям, расчет динамического ДО по известным распределениям наработок на отказ составляющих систему элементов. В последнем примере выполняется АДО для систем с элементами, которые описываются различными моделями функционирования и обслуживания. АДО – это один из основных методов анализа надежности сложных технических систем. Для его проведения часто применяются коммерческие программные средства, такие как Saphire, Risk Spectrum, PTC Windchill Quality, Арбитр и т.д. Практически каждое программное средство позволяет производить расчет надежности сложных систем с учетом возможного возникновения отказов по общей причине (ООП). ООП представляют собой зависимые отказы группы из нескольких элементов, происходящие одновременно или в течение короткого промежутка времени (т.е. почти одновременно), вследствие действия одной общей причины (например, резкое изменение климатических условий эксплуатации, затопление помещения эксплуатации и пр.). Зависимый отказ – это множественный отказ нескольких элементов системы, вероятность которого не может быть выражена просто как произведение вероятностей безусловных отказов отдельных элементов. Для расчета вероятностей ООП существуют несколько различных общепринятых моделей: модель греческих букв, альфа-, бета-фактора и различные их вариации. Наиболее простой с точки зрения моделирования зависимых отказов и проведения дальнейших расчетов надежности является модель бета-фактора. Остальные модели при моделировании подразумевают комбинаторный перебор зависимых событий в группе из n событий, который при большом числе n становится трудозатратным. Поэтому в указанных выше программных средствах существуют определенные ограничения на n , при выходе за пределы которых вероятность ООП рассчитывается приближенно. В пакете FaultTree языка R обозначенные выше модели ООП в современной версии отсутствуют, поэтому все зависимые отказы приходится моделировать самостоятельно, что несложно при малом числе зависимых событий и полезно для понимания сути различных моделей ООП. В статье для выбранной структуры подробно разобрана процедура моделирования зависимых отказов для модели альфа- и бета-фактора. **Цель** данной статьи состоит в подробном анализе методик альфа- и бета-фактора для некоторой структуры, в демонстрации процедуры создания ДО с учетом ООП с помощью пакета FaultTree языка программирования R. **Методы.** Для выполнения расчетов и демонстрации возможностей АДО применялись скрипты пакета FaultTree языка программирования R. **Выводы.** В статье подробно разобраны два примера. В первом примере для выбранной структурной схемы, содержащей две группы элементов, подверженных зависимым отказам, применяется модель альфа-фактора. Во втором примере применяется модель бета-фактора. Указаны недостатки современной версии пакета FaultTree. К основным недостаткам следует отнести отсутствие некоторых основных логических вентилей.

Ключевые слова: дерево отказов, анализ дерева отказов, отказ по общей причине, отказ по всевозможным причинам, независимые отказы, зависимые отказы, несовместные события, альфа-фактор, бета-фактор.

Формат цитирования: Антонов А.В., Галивец Е.Ю., Чепурко В.А., Черняев А.Н. Анализ дерева отказов в среде программирования R. Учет отказов по общей причине // Надежность. 2018. Т. 18, № 3. С. 3-9. DOI: 10.21683/1729-2646-2018-18-3-3-9

Введение

Данная статья продолжает работу [1], посвященную обзору возможностей пакета FaultTree, разработанного для среды программирования R. R – язык программирования для статистической обработки данных и работы с графикой, а также свободная программная среда вычислений с открытым исходным кодом, разработанный в рамках проекта GNU. R поддерживает широкий спектр статистических и численных методов и обладает хорошей расширяемостью с помощью пакетов. Пакеты представляют собой библиотеки для работы специфических функций и подпрограмм или специальных областей применения. В статье продолжается анализ возможностей пакета создания, вычисления и вывода деревьев отказов – пакета FaultTree в плане учета отказов по общей причине (ООП).

Метод анализа дерева отказов (fault tree analysis, FTA) – это метод анализа надежности сложных систем, в котором отказы системы анализируются с помощью методов булевой алгебры, объединяя последовательность нижестоящих событий (отказов низшего уровня), которые приводят к отказу всей системы. При этом определяются цепочки случайных событий, при которых система может выйти из строя, выявляются способы уменьшения рисков и определяются частоты системных отказов. При этом в самых простых случаях деревья отказов формируют независимые события. Однако возможны ситуации, когда отказы возникают по общей причине, т.е. являются зависимыми от некоторого внутреннего или внешнего фактора. К внутренним факторам относят общие конструктивные, технологические и прочие внутренние причины, к внешним – воздействия природных явлений и/или деятельности человека [2-4].

Непосредственно для расчета вероятностей ООП широко применяются различные математические модели, связывающие линейно вероятности зависимого отказа подмножества элементов, подверженных ООП с вероятностью отказа по всевозможным (total) причинам. При этом отказ по всевозможным причинам по сути является полной группой, в которую входят, независимые отказы каждого элемента, ООП двух, трех и т.д. элементов. Достаточно простая, с точки зрения реализации, модель бета-фактора подразумевает, что в множестве элементов, подверженных ООП, отказы могут быть только двух типов: независимые одиночные отказы элементов и зависимые отказы всей группы ООП, происходящие одновременно или почти одновременно. В этом случае в дерево отказов несложно самостоятельно ввести все эти события. При этом желательно учесть, что они должны быть несовместными, т.е. связывающие выше эти события логические операции должны учитывать этот факт. При относительно малых вероятностях отказа можно применять оператор «или», при этом ошибка расчета будет мала.

Модель бета-фактора является частным случаем более общих моделей греческих букв и альфа-фактора.

Отметим, что у последней модели существует несколько модификаций. Основное отличие обобщенных моделей от модели бета-фактора состоит в том, что зависимым отказам могут быть подвержены любые подмножества из множества элементов, подверженных ООП. При этом выбор таких подмножеств должен быть обоснован тем, что их сочетание должно сопровождаться отказом системы. Понятно, что здесь возникает комбинаторный перебор таких ситуаций, который при малом объеме множества (два, три элемента) возможен вручную, однако при больших объемах необходимо пользоваться вычислительными средствами, а точнее специализированными программными продуктами – Windchill PTC, Risk Spectrum, Арбитр и т.д. При этом и в самих программных средствах существуют некоторые предельные ограничения на объемы множеств, при невыполнении которых расчет ведется приближенно. Связано это с тем, что по мере увеличения объема множества элементов, подверженных ООП, несоизмеримо возрастают вычислительные затраты.

Что касается пакета FaultTree, то в его современной версии пока отсутствуют модели расчета ООП, поэтому в обобщенных моделях все переборы необходимо выполнять вручную. В связи с этим возникают другие проблемы, связанные с недостатком необходимых логических операций и (или) категорий событий, которые будут отражены в данной статье.

Рассмотрим некоторые основные возможности учета ООП с помощью пакета FaultTree.

Учет отказов по общим причинам

Для демонстрации возможностей учета ООП рассмотрим четыре различные модели: бета-фактора, альфа-фактора (с шахматным и не шахматным порядком испытаний) и модели греческих букв [5-7]. В качестве исходной схемы рассмотрим цепь (см. рисунок 1), представленную в работе [1].

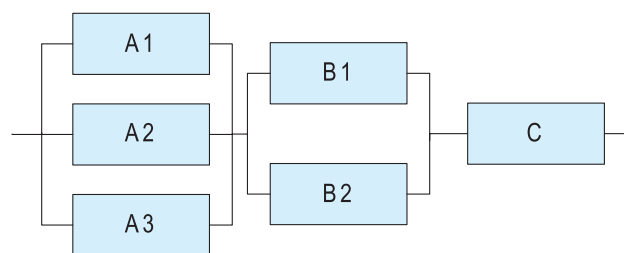


Рисунок 1 – Схема системы

Предположим, что отказать по общим причинам могут элементы группы A (A1, A2, A3) и элементы группы B (B1, B2). Введем следующие обозначения:

$I_1(A), I_2(A), I_3(A)$ – независимые (одиночные) отказы элементов группы A;

$C_{12}(A), C_{23}(A), C_{13}(A)$ – ООП ровно двух элементов группы A;

$C_{123}(A)$ – ООП всех трех элементов группы A;

$I_1(B), I_2(B)$ – независимые отказы элементов группы В;
 $C_{12}(B)$ – ООП всех элементов группы В;
 $F(C)$ – отказ элемента С.

Основная параметрическая модель ООП-анализа определяет следующие события:

$$\begin{aligned} 1_i(A) &= I_1(A) + C_{12}(A) + C_{13}(A) + C_{123}(A); \\ 2_i(A) &= I_2(A) + C_{12}(A) + C_{23}(A) + C_{123}(A); \\ 3_i(A) &= I_3(A) + C_{13}(A) + C_{23}(A) + C_{123}(A); \\ 1_i(B) &= I_1(B) + C_{12}(B); \\ 2_i(B) &= I_2(B) + C_{12}(B). \end{aligned} \quad (1)$$

К примеру, первое событие будет означать отказ по всевозможным (total) причинам, связанный с отказом первого элемента группы А. Обозначим вероятности этих событий:

$$\begin{aligned} Q_i(A) &= \Pr(1_i(A)) = \Pr(2_i(A)) = \Pr(3_i(A)); \\ Q_1(A) &= \Pr(I_1(A)) = \Pr(I_2(A)) = \Pr(I_3(A)); \\ Q_2(A) &= \Pr(C_{12}(A)) = \Pr(C_{13}(A)) = \Pr(C_{23}(A)); \\ Q_3(A) &= \Pr(C_{123}(A)); \\ Q_i(B) &= \Pr(1_i(B)) = \Pr(2_i(B)); \\ Q_1(B) &= \Pr(I_1(B)) = \Pr(I_2(B)); \\ Q_2(B) &= \Pr(C_{12}(B)). \end{aligned} \quad (2)$$

Равенства (2) обоснованы тем фактом, что по предположению все элементы одной и той же группы идентичны и эксплуатируются в одинаковых условиях, а, следовательно, их показатели надежности одинаковы.

В силу несовместности событий в правой части каждого из уравнений (1) получаем:

$$\begin{aligned} Q_i(A) &= Q_1(A) + 2Q_2(A) + Q_3(A); \\ Q_i(B) &= Q_1(B) + Q_2(B). \end{aligned} \quad (3)$$

Вероятности правых частей уравнений (3) определяются по-разному в зависимости от моделей.

Модель греческих букв

Так, для модели греческих букв справедливо следующее предположение:

$$Q_k^{(m)} = \left(\frac{1 - p_{k+1}}{C_{m-1}^{k-1}} \prod_{i=1}^k p_i \right) Q_i, \quad p_1 = 1, \dots, p_{m+1} = 0. \quad (4)$$

В нашем случае, если обозначить: $p_2 = \beta, p_3 = \gamma$, из (4) легко получается:

$$\begin{aligned} Q_1^{(3)}(A) &= (1 - \beta(A))Q_i(A); \\ Q_2^{(3)}(A) &= \frac{1}{2}\beta(A)(1 - \gamma(A))Q_i(A); \\ Q_3^{(3)}(A) &= \beta(A)\gamma(A)Q_i(A); \\ Q_1^{(2)}(B) &= (1 - \beta(B))Q_i(B); \\ Q_2^{(2)}(B) &= \beta(B)Q_i(B). \end{aligned} \quad (5)$$

Модель альфа-фактора (не шахматный порядок испытаний) (Not-staggered Testing)

В этом случае общая формула для вероятностей такова:

$$Q_k^{(m)} = \left(\frac{k\alpha_k^{(m)}}{C_{m-1}^{k-1}\alpha_i} \right) Q_i, \quad \text{где } \alpha_i = \sum_{k=1}^m k\alpha_k^{(m)}. \quad (6)$$

Для групп из 3-х и 2-х событий, соответственно, получим:

$$\begin{aligned} Q_1^{(3)}(A) &= \frac{\alpha_1^{(3)}}{\alpha_i^{(3)}} Q_i(A); \\ Q_2^{(3)}(A) &= \frac{\alpha_2^{(3)}}{\alpha_i^{(3)}} Q_i(A); \\ Q_3^{(3)}(A) &= \frac{3\alpha_3^{(3)}}{\alpha_i^{(3)}} Q_i(A); \text{ где } \alpha_i^{(3)} = \alpha_1^{(3)} + 2\alpha_2^{(3)} + 3\alpha_3^{(3)}; \\ Q_1^{(2)}(B) &= \frac{\alpha_1^{(2)}}{\alpha_i^{(2)}} Q_i(B); \\ Q_2^{(2)}(B) &= \frac{2\alpha_2^{(2)}}{\alpha_i^{(2)}} Q_i(B); \text{ где } \alpha_i^{(2)} = \alpha_1^{(2)} + 2\alpha_2^{(2)}. \end{aligned} \quad (7)$$

Модель альфа-фактора (шахматный порядок испытаний) (Staggered Testing)

В этом случае общая формула для вероятностей такова:

$$Q_k^{(m)} = \left(\frac{\tilde{\alpha}_k^{(m)}}{C_{m-1}^{k-1}} \right) Q_i, \quad \text{где } \sum_{k=1}^m \tilde{\alpha}_k^{(m)} = 1. \quad (8)$$

Для групп из 3-х и 2-х событий, соответственно, получим:

$$\begin{aligned} Q_1^{(3)}(A) &= \alpha_1^{(3)} Q_i(A); \\ Q_2^{(3)}(A) &= \frac{1}{2}\tilde{\alpha}_2^{(3)} Q_i(A); \\ Q_3^{(3)}(A) &= \tilde{\alpha}_3^{(3)} Q_i(A) \text{ при этом } \tilde{\alpha}_1^{(3)} + \tilde{\alpha}_2^{(3)} + \tilde{\alpha}_3^{(3)} = 1; \\ Q_1^{(2)}(B) &= \tilde{\alpha}_1^{(2)} Q_i(B); \\ Q_2^{(2)}(B) &= \tilde{\alpha}_2^{(2)} Q_i(B) \text{ при этом } \tilde{\alpha}_1^{(2)} + \tilde{\alpha}_2^{(2)} = 1. \end{aligned} \quad (9)$$

Модель бета-фактора

Одна из самых простых моделей учета ООП выглядит следующим образом:

$$Q_k^{(m)} = \begin{cases} (1 - \beta)Q_i, & k = 1; \\ 0, & 1 < k < m; \\ \beta Q_i, & k = m. \end{cases} \quad (10)$$

В нашем случае получается:

$$\begin{aligned} Q_1^{(3)}(A) &= (1 - \beta(A))Q_i(A); \\ Q_2^{(3)}(A) &= 0; \\ Q_3^{(3)}(A) &= \beta(A)Q_i(A); \\ Q_1^{(2)}(B) &= (1 - \beta(B))Q_i(B); \\ Q_2^{(2)}(B) &= \beta(B)Q_i(B). \end{aligned} \quad (11)$$

Нетрудно убедиться, что при подстановке (5), (7), (9), (11) в (3) получается тождество $Q_i(A) = Q_i(A)$, $Q_i(B) = Q_i(B)$, впрочем, это безусловно будет выполняться и при больших m . Таким образом, различие

подходов моделей состоит лишь в различном понимании того, как соотносятся между собой вероятности $Q_1^{(m)}, Q_2^{(m)}, \dots, Q_m^{(m)}$. При этом часто разные модели могут давать достаточно близкие результаты. Для этого существуют формулы перехода [5] см. табл. А-2–А-4 приложения А. Кроме этого в том же источнике [4] в табл. 5.11 стр. 75 можно найти справочную статистическую информацию о параметрах $\tilde{\alpha}_k^{(m)}$ для модели альфа-фактора (8). Так, для параллельной цепи из двух элементов В1, В2 выборочные медианы параметров (50% точки) равны соответственно

$$\text{med}(\tilde{\alpha}_1^{(2)}) = 0,953, \text{med}(\tilde{\alpha}_2^{(2)}) = 0,047. \quad (12)$$

Для подцепи А из трех элементов А1, А2, А3–

$$\begin{aligned} \text{med}(\tilde{\alpha}_1^{(3)}) &= 0,9500, \text{med}(\tilde{\alpha}_2^{(3)}) = 0,0242, \\ \text{med}(\tilde{\alpha}_3^{(3)}) &= 0,0258. \end{aligned} \quad (13)$$

Возьмем в качестве значений параметров модели (8) эти числа. Вероятности (9) будут равны

$$\begin{aligned} Q_1^{(3)}(A) &= 0,9500 \cdot Q_i(A); \\ Q_2^{(3)}(A) &= 0,0121 \cdot Q_i(A); \\ Q_3^{(3)}(A) &= 0,0258 \cdot Q_i(A); \\ Q_1^{(2)}(B) &= 0,953 \cdot Q_i(B); \\ Q_2^{(2)}(B) &= 0,047 \cdot Q_i(B). \end{aligned} \quad (14)$$

Можно воспользоваться таблицами перехода, но трудно догадаться, что в модели (5)

$$\beta(A) = 0,05, \gamma(A) = \frac{0,0258}{\beta(A)} = 0,516, \beta(B) = 0,047.$$

В модели альфа-фактора с (не шахматным порядком испытаний) после несложных преобразований получим:

$$\begin{aligned} \alpha_1^{(3)} &= 0,95, \alpha_2^{(3)} = 0,0121, \alpha_3^{(3)} = 0,0086, \alpha_i^{(3)} = 1, \\ \alpha_1^{(2)} &= 0,953, \alpha_2^{(2)} = 0,0235, \alpha_i^{(2)} = 1. \end{aligned}$$

При выведенных значениях параметров результаты обеих моделей альфа-фактора и модели греческих букв дадут идентичный результат. Для достаточно грубой, а с другой стороны и более простой, модели бета-фактора результаты будут иными, поскольку в модели бета-фактора используется всего один входной параметр. Тем не менее, возьмем его таким же, как соответствующая греческая буква – 0,05.

Теперь приступим к расчетам. Для упрощения дерева отказов не будем рассматривать различные модели надежности для элементов, а будем считать, что вероятности отказов элементов А, В и С равны, соответственно

$$Q_i(A) = 0,3, Q_i(B) = 0,2, Q_i(C) = 0,1. \quad (15)$$

Вероятность отказа без учета ООП будет равна:

$$Q_s = 1 - (1 - Q_i(A))(1 - Q_i(B))(1 - Q_i(C)) = 0,1593. \quad (16)$$

Проведем расчеты с учетом ООП. Наша цепь откажет при следующих сочетаниях событий, представленных в виде восьми минимальных сечений:

$$\begin{aligned} \{I_1(A) \cap I_2(A) \cap I_3(A)\}, \{I_1(A) \cap C_{23}(A)\}, \\ \{I_2(A) \cap C_{13}(A)\}, \{I_3(A) \cap C_{12}(A)\}, \{C_{123}(A)\}, \\ \{I_1(B) \cap I_2(B)\}, \{C_{12}(B)\}, \{F(C)\}. \end{aligned} \quad (17)$$

Составим скрипт расчета. В отличие от специализированных пакетов, упомянутых выше, в современной версии пакета учет ООП не выполняется, поэтому все события (17) приходится разрабатывать и вводить самостоятельно. Заметим, что в (17) есть группа несовместных (а, значит, зависимых) сечений, к примеру, первое и второе, первое и третье и т.д. Есть и группа независимых сечений, к примеру, $\{I_1(A) \cap I_2(A) \cap I_3(A)\}$ и $\{C_{12}(B)\}$, т.е. сечений, принадлежащих различным группам ООП. Для корректного расчета вероятностей отказа этой группы необходимо применять специализированный логический узел «или», который рассчитывает вероятность суммы несовместных событий. С другой стороны, можно ввести дополнительный тип для группы несовместных событий, содержащихся в одной группе ООП. И, наверное, самый оптимальный вариант состоит в разработке модуля учета ООП, который, возможно, без графического отображения в дереве отказов, при выделении групп событий ООП и выборе соответствующей модели будет самостоятельно и корректно рассчитывать показатели надежности. К сожалению, эти возможности пока не реализованы в R. Поэтому для расчетов будем использовать обычное «или».

Пример 1. ООП. Модель альфа-фактора.

```
library(FaultTree)
tree4 <- ftree.make(type="or",
name="Пример 4.", name2="ООП")
tree4 <- addLogic(tree4, at=1,
type="and", name="I1(A)*I2(A)*I3(A)")
tree4 <- addLogic(tree4, at=2,
type="inhibit", name="Независимый",
name2="отказ Ai")
tree4 <- addProbability(tree4, at=3,
prob=.95, name="Параметр", name2="модели")
tree4 <- addProbability(tree4, at=3,
prob=.3, name="Отказ Ai", name2="(total)")
tree4 <- addDuplicate(tree4, at=2, dup_
id=3)
tree4 <- addDuplicate(tree4, at=2, dup_
id=3)
tree4 <- addLogic(tree4, at=1,
type="and", name="Ii(A)*Cjk(A)")
```

```

tree4 <- addDuplicate(tree4, at=12, dup_
id=3)
tree4 <- addLogic(tree4, at=12,
type="inhibit", name="ООП", name2="отказ
Aj, Ak")
tree4 <- addProbability(tree4,
at=16, prob=.0121, name="Параметр",
name2="модели")
tree4 <- addProbability(tree4, at=16,
prob=.3, name="Отказ Ai", name2="(total)")
tree4 <- addDuplicate(tree4, at=1, dup_
id=12)
tree4 <- addDuplicate(tree4, at=1, dup_
id=12)
tree4 <- addLogic(tree4, at=1,
type="inhibit", name="ООП C123(A)",
name2="отказ A1,A2,A3")
tree4 <- addProbability(tree4,
at=33, prob=.0258, name="Параметр",
name2="модели")
tree4 <- addProbability(tree4, at=33,
prob=.3, name="Отказ Ai", name2="(total)")
tree4 <- addLogic(tree4, at=1,
type="and", name="I1(B)*I2(B)")
tree4 <- addLogic(tree4, at=36,
type="inhibit", name="Независимый",
name2="отказ Bi")
tree4 <- addProbability(tree4, at=37,
prob=.953, name="Параметр", name2="модели")
tree4 <- addProbability(tree4, at=37,
prob=.2, name="Отказ Bi", name2="(total)")
tree4 <- addDuplicate(tree4, at=36, dup_
id=37)
tree4 <- addLogic(tree4, at=1,
type="inhibit", name="ООП C12(B)",
name2="отказ B1,B2")
tree4 <- addProbability(tree4, at=43,
prob=.047, name="Параметр", name2="модели")
tree4 <- addProbability(tree4, at=43,
prob=.2, name="Отказ Bi", name2="(total)")
tree4 <- addProbability(tree4, at=1,
prob=.1, name="Отказ C", name2="(total)")
tree4 <- ftree.calc(tree4)
ftree2html(tree4, write_file=TRUE)
browseURL("tree4.html")

```

Особых комментариев по этому скрипту мы делать не будем. Обратим внимание на 4-ю, 11-ю, ... строки. При добавлении логического элемента здесь применяется вентиль запрета— inhibit. Как известно [5-7], в этом случае выходное событие происходит, если происходит оба входных события, одно из которых условное. Роль условия играет коэффициент модели альфа-, бета-фактора или модели греческих букв, так как на самом деле эти коэффициенты играют роль условных вероятностей.

Для расчета модели бета-фактора, казалось бы, необходимо было сделать две незначительные правки. В 12-й строке указать вероятность равную 0, а в 17-й— 0,05. Однако в этом случае при расчете дерева отказов возникает ошибка, связанная с тем, что одна из вероят-

ностей равна 0. Скорее всего, в будущем эта ошибка будет исправлена. Сейчас же, как минимум, возможны два подхода. Один из них — задать нулевую вероятность крайне малой. Другой — убрать ветви с нулевой вероятностью. Следующий пример как раз демонстрирует этот подход.

Пример 2. ООП. Модель бета-фактора.

```

library(FaultTree)
tree4 <- ftree.make(type="or",
name="Пример 4.», name2="ООП»)
tree4 <- addLogic(tree4, at=1,
type="and", name="I1(A)*I2(A)*I3(A)")
tree4 <- addLogic(tree4, at=2,
type="inhibit", name="Независимый",
name2="отказ Ai»)
tree4 <- addProbability(tree4, at=3,
prob=.95, name="Параметр», name2="модели»)
tree4 <- addProbability(tree4, at=3,
prob=.3, name="Отказ Ai», name2="»(total)»)
tree4 <- addDuplicate(tree4, at=2, dup_
id=3)
tree4 <- addDuplicate(tree4, at=2, dup_
id=3)
tree4 <- addLogic(tree4, at=1,
type="inhibit", name="ООП C123(A)»,
name2="»отказ A1,A2,A3»)
tree4 <- addProbability(tree4, at=12,
prob=.05, name="Параметр», name2="модели»)
tree4 <- addProbability(tree4, at=12,
prob=.3, name="Отказ Ai», name2="»(total)»)
tree4 <- addLogic(tree4, at=1,
type="and", name="I1(B)*I2(B)")
tree4 <- addLogic(tree4, at=15,
type="inhibit", name="Независимый",
name2="»отказ Bi»)
tree4 <- addProbability(tree4, at=16,
prob=.953, name="Параметр», name2="»модели»)
tree4 <- addProbability(tree4, at=16,
prob=.2, name="Отказ Bi», name2="»(total)»)
tree4 <- addDuplicate(tree4, at=15, dup_
id=16)
tree4 <- addLogic(tree4, at=1,
type="inhibit", name="ООП C12(B)»,
name2="»отказ B1,B2»)
tree4 <- addProbability(tree4, at=22,
prob=.047, name="Параметр», name2="»модели»)
tree4 <- addProbability(tree4, at=22,
prob=.2, name="Отказ Bi», name2="»(total)»)
tree4 <- addProbability(tree4, at=1,
prob=.1, name="Отказ C», name2="»(total)»)
tree4 <- ftree.calc(tree4)
ftree2html(tree4, write_file=TRUE)
browseURL("tree4.html")

```

Проведем расчеты аналитически. Вначале рассчитаем модели альфа-фактора и греческих букв. Подбором коэффициентов моделей мы добились одинаковых результатов. В силу условий (2) и независимости событий точная вероятность отказа по всем причинам (как

по общим причинам, так и независимо друг от друга) будет равна

$$Q_{S(CCF)} = 1 - Pr(\bar{A} \cap \bar{B} \cap \bar{C}) = 1 - Pr(\bar{A})Pr(\bar{B})Pr(\bar{C}), \quad (18)$$

где события $\bar{A} = \{\text{не отказали элементы группы А}\}$,
 $\bar{B} = \{\text{не отказали элементы группы В}\}$, $\bar{C} = \{\text{не отказали}$
 $\text{элементы группы С}\}$.

Т.к. независимые отказы и отказы по общим причинам несовместны, а значит зависимы между собой, то

$$\begin{cases} Pr(\bar{A}) = 1 - Q_1(A) - 3Q_1(A)Q_2(A) - Q_3(A), \\ Pr(\bar{B}) = 1 - Q_1(B) - Q_2(B). \end{cases} \quad (19)$$

Численное значение $Q_{S(CCF-\alpha)} = 0,170350$. Расчетное приближенное значение $Q_{S(CCF-\alpha)} = 0,16981$ – рисунок 2. На рисунке 2 приведено неполное дерево отказов с некоторыми «свернутыми» ветвями в силу его громоздкости.

Логический узел «или» не учитывает факт зависимости минимальных сечений в (17) и вычисляет $Pr(\bar{A})$ и $Pr(\bar{B})$ по следующим формулам:

$$\begin{cases} Pr(\bar{A}) = (1 - Q_1^3(A))(1 - Q_1(A)Q_2(A))^3(1 - Q_3(A)), \\ Pr(\bar{B}) = (1 - Q_1^2(B))(1 - Q_2(B)). \end{cases} \quad (20)$$

Для модели бета-фактора (10) точная формула расчета вероятностей $Pr(\bar{A})$ и $Pr(\bar{B})$ будет выглядеть несколько проще:

$$\begin{cases} Pr(\bar{A}) = 1 - Q_1^3(A) - Q_3^*(A), \\ Pr(\bar{B}) = 1 - Q_1^2(B) - Q_2(B). \end{cases} \quad (21)$$

Приближенная формула:

$$\begin{cases} Pr(\bar{A}) = (1 - Q_1^3(A))(1 - Q_3^*(A)), \\ Pr(\bar{B}) = (1 - Q_1^2(B))(1 - Q_2(B)). \end{cases} \quad (22)$$

В (21) и (22) $Q_3^*(A) = 0.05Q_t(A)$. Точное и приближенное значения $Q_{S(CCF-\beta)} = 0,17392$ и $0,17333$ соответственно. Приближенная вероятность совпадает с расчетной (рисунок 3).

Как и следовало ожидать, модель бета-фактора оказалась пессимистичнее.

На рисунке приведено дерево отказов со свернутыми ветвями в силу его громоздкости.

В заключение хотелось бы отметить несколько существенных недостатков современной версии пакета FaultTree в плане возможности его применения для расчетов надежности сложных систем.

Выбор логических операций (вентилей) для работы с событиями весьма ограничен. Так, отсутствуют модули «взаимоисключающее или», «приоритетное и», «отрицание» и т.д. Это существенно ограничивает спектр возможностей пакета.

В пакете нет возможности дублирования одного и того же базисного события в различных ветвях дерева. Скрипт `addDuplicate()` просто упрощает построение сложных деревьев событий, дублируя при этом ветви, структуры. При этом учет факта зависимости, несовместности событий невозможен. Невозможно «вручную», с помощью имеющихся логических операций, создать дерево, содержащее подобного рода события. Об этом сказано выше.

Для возможности учета ООП хотелось бы иметь дополнительные скрипты различных моделей – альфа-, бета-фактора, греческих букв и т.д.

Богатый инструментарий языка R позволяет делать более гибкие настройки вычислений и в отличие от жестких схем специализированных пакетов, самостоятельно выполнять определенные процедуры с исходными данными. И, конечно же, самое важное преимущество языка R состоит в том, что в отличие от специализированных пакетов, предназначенных для анализа дерева событий и только, в нем присутствуют несравнимо большие возможности для выполнения процедур анализа данных.

В связи с этим крайне необходимая доработка пакета Fault Tree в смысле устранения обозначенных выше не-

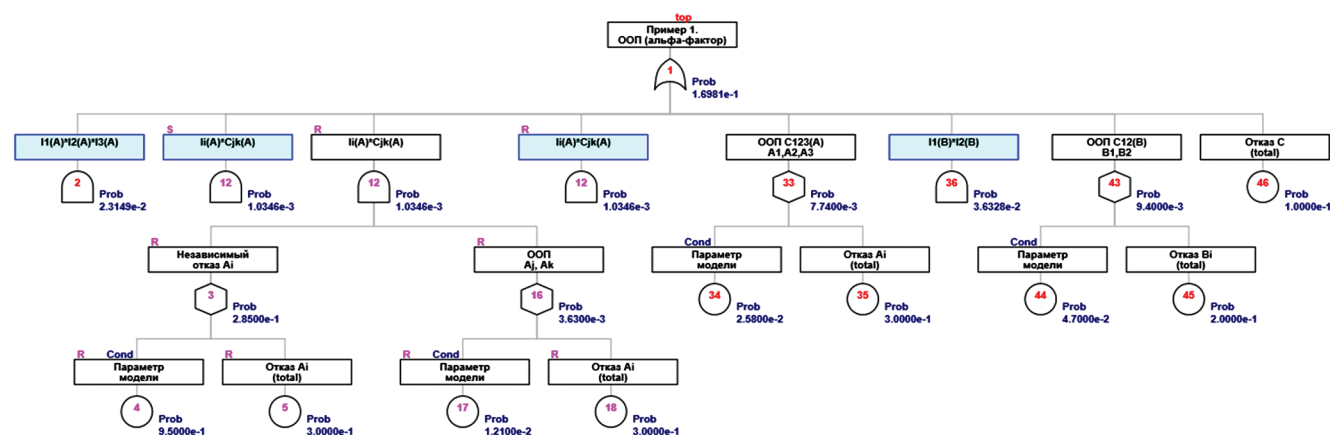


Рисунок 2 – Дерево отказов для примера 4 (модель альфа-фактора)

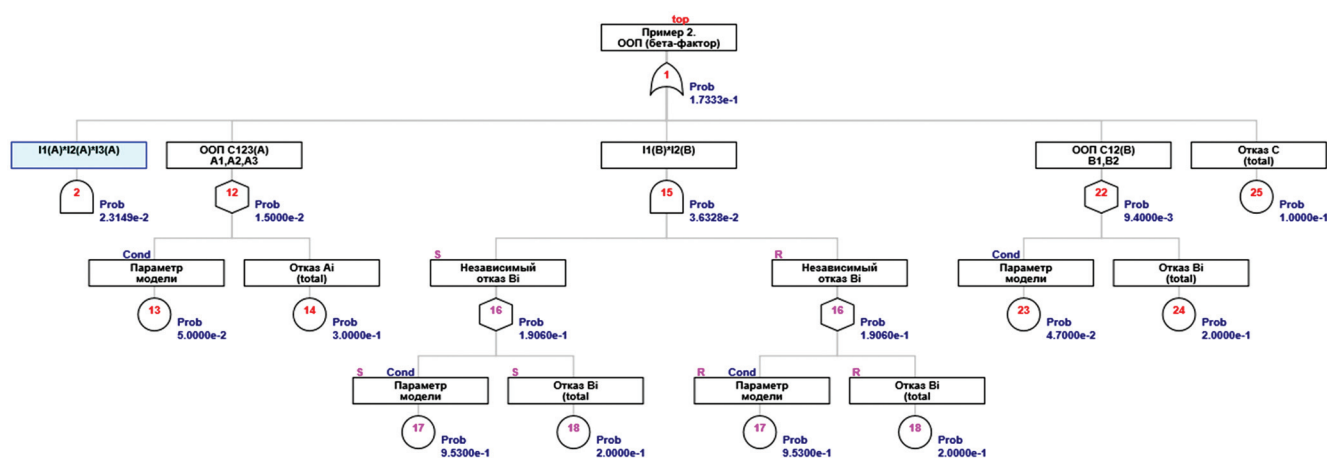


Рисунок 3 – Дерево отказов для примера 4 (модель бета-фактора)

достатков действительно даст специалистам мощный инструмент не только для анализа деревьев отказов, но и для проведения более продвинутого статистического анализа. Что касается дальнейшего развития пакета, то также в нем желательна доработка в плане написания функционала, обеспечивающего расчет различных показателей значимости по Бирнбауму, Веселы-Фасселу и т.д., проведения анализа неопределенности.

Заключение

Статья посвящена демонстрации возможностей активно развивающегося языка статистических вычислений R и его пакета FaultTree, связанных с построением и анализом деревьев отказов. Деревья отказов используются при анализе надежности сложных систем. В статье приведены и подробно разобраны некоторые модели учета ООП, изложены два примера. В первом примере проводится учет ООП по модели альфа-фактора. Вторым пример посвящен модели бета-фактора. Указаны недостатки и необходимый вектор развития пакета FaultTree.

Библиографический список

1. Антонов, А.В. Анализ дерева отказов в среде программирования R [Текст] / А.В. Антонов, Е.Ю. Галивец, В.А. Чепурко, А.Н. Черняев // Надежность. – 2018. – № 1. – С. 4–13. doi:10.21683/1729-2646-2018-18-1-4-13
2. Перегуда, А.И. Математическая модель надежности компьютерных сетей [Текст] / А.И. Перегуда, А.А. Перегуда, Д.А. Тимашев // Надежность. – 2013. – № 4. – С. 18–43. doi:10.21683/1729-2646-2013-0-4-18-43
3. Алпеев, А.С. Надежность программного обеспечения управляющих систем и безопасность атомных станций [Текст] / А.С. Алпеев // Надежность. – 2015. – № 4. – С. 75–80. doi:10.21683/1729-2646-2015-0-4-75-80

4. Острейковский, В.А. Безопасность атомных станций. Вероятностный анализ [Текст] / В.А. Острейковский, Ю.В. Швыряев. – М.: «Физматлит», 2008. – 524 с.

5. Mosleh, A. Procedures Guidelines in Modeling Common Cause Failures in Probabilistic Risk Assessment [Текст] / A. Mosleh, et. al. – NUREG/CR-5485 (1998).

6. Программный комплекс автоматизированного структурно-логического моделирования и расчета надежности и безопасности АСУТП на стадии проектирования (ПК ACM СЗМА) [Текст]: Техническая документация. – СПб.: ОАО «СПИК СЗМА», 2003.

7. Smith, C.L. Systems Analysis Programs for Hands-on Integrated Reliability Evaluations (SAPHIRE) [Текст] / Version 8-Vol. 2 / C.L. Smith, S.T. Wood, W.J. Galyean, J.A. Schroeder, M.B. Sattison. – NUREG/CR-7039 INL/EXT-09-17009 (June 2011).

Сведения об авторах

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

Евгений Ю. Галивец – заместитель директора департамента – руководитель управления проектирования АО РАСУ, e-mail: EYGalivets@rasu.ru

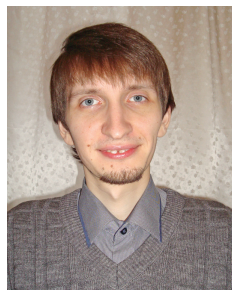
Валерий А. Чепурко – кандидат физико-математических наук, доцент, главный специалист отдела расчетных обоснований проектных решений АО РАСУ, e-mail: VAChepurko@rasu.ru

Алексей Н. Черняев – кандидат технических наук, заместитель технического директора – директор департамента проектирования АО РАСУ, e-mail: AINChernyaev@rasu.ru

Поступила: 19.03.2018

Имитационная модель надежности резервированной вычислительной системы с периодическим восстановлением информации

Игорь В. Егоров, Санкт-Петербургский государственный политехнический университет, Санкт-Петербург, Россия



Игорь В. Егоров

Резюме. Для цифровых информационно-управляющих систем, выполненных по современной нанотехнологии, характерна повышенная чувствительность к попаданию частиц высокой энергии при работе в условиях радиации. Наиболее часто она проявляется в периодическом возникновении мягких отказов, то есть искажений информационных битов в элементах памяти системы при сохранении аппаратурой работоспособности. Причиной этому являются ложные импульсы тока на выходах логических элементов, возникающие вследствие ионизации подзатворной области полупроводника транзистора после попадания в него частицы высокой энергии. Для борьбы с мягкими отказами в систему внедряют механизмы самовосстановления, обеспечивающие периодическую перезапись искаженных данных корректными. При таком подходе к проектированию значительно возрастает значимость анализа надежности разрабатываемой системы. Так как регулярное возникновение мягких отказов является по сути штатным режимом работы системы в условиях повышенной радиации, анализ надежности необходимо многократно проводить еще на этапе ее проектирования, поскольку только таким образом можно своевременно оценить качество выбранных архитектурных решений. Однако специфика разрабатываемых отказоустойчивых программно-аппаратных систем, связанная с наличием в них детерминированных процессов восстановления, ограничивает применимость известных методов анализа надежности. Поведение этих систем затруднительно формализовать в виде модели надежности в рамках классической теории надежности, ориентированной на оценку аппаратных структур. Выявлено, что применение традиционных методов анализа надежности (таких, как использование марковской модели или логико-вероятностных методов) требует принятия ряда допущений, которые приводят к появлению недопустимых погрешностей в результатах оценки или к невозможности ее проведения. **Цель.** Разработка модели и методов анализа надежности, позволяющих оценивать надежность программно-аппаратных систем с периодическим восстановлением. **Результаты.** Разработана имитационная модель, предназначенная для оценки надежности сложных восстанавливаемых информационно-управляющих систем. Модель представляет собой сеть ориентированных графов состояний, которая позволяет описать поведение восстанавливаемой системы с учетом наличия в ней вычислительных процессов и процессов восстановления, работающих по детерминированным алгоритмам. На основании имитационной модели разработано программное средство анализа надежности, позволяющее получить вероятностную оценку характеристик надежности отдельных узлов системы и всей ее структуры в целом путем компьютерного моделирования внутренних процессов возникновения отказов и восстановлений. Данное средство может быть использовано при комплексной оценке надежности программно-аппаратных систем, которая предполагает проведение анализа восстанавливаемых узлов со сложным поведением с помощью разработанной имитационной модели, а их работу в совокупности с простыми аппаратными элементами, такими как источники питания и предохранители, – с помощью традиционных аналитических методов анализа надежности. Такой подход к оценке надежности реализован в программном средстве анализа надежности «Digitek Reliability Analyzer». **Практическая значимость.** Применение разработанных имитационной модели и средства анализа надежности на этапе проектирования позволяет своевременно оценить качество синтезируемой отказоустойчивой восстанавливаемой системы с точки зрения надежности и выбрать наилучшее архитектурное решение, что имеет большую практическую значимость.

Ключевые слова: модель надежности, имитационная модель, мягкий отказ, теория надежности, восстанавливаемая система.

Формат цитирования: Егоров И.В. Имитационная модель надежности резервированной вычислительной системы с периодическим восстановлением информации // Надежность. 2018. Т. 18, № 3. С. 10-17. DOI: 10.21683/1729-2646-2018-18-3-10-17

Введение

Из работ [1–3], посвященных анализу эффектов в полупроводниковых структурах при воздействии радиации, известно, что частица высокой энергии, попавшая в МОП транзистор, может вызывать ионизацию подзатворной области полупроводника. По этой причине на выходе вентиля, в схему которого входит транзистор, возможно появление кратковременного ложного сигнала (импульса напряжения), длительность которого обычно находится в диапазоне до 1–2 нс. При переходе к современной нанотехнологии производства интегральных схем такие наведенные ложные импульсы представляют опасность, так как по своим характеристикам они сравнимы с полезными сигналами и могут привести к искажению информации в вычислительной системе.

Если ложный импульс изменяет состояние триггера или другого запоминающего элемента, то происходит событие, которое принято называть «мягким отказом» (soft error). Его суть заключается в том, что с точки зрения надежности оно может привести к отказу, так как изменение внутреннего состояния памяти системы влияет на ее функционирование. В то же время, аппаратура при этом остается работоспособной, а это значит, что состояние системы может быть восстановлено путем перезаписи искаженных данных корректными.

Исследования в области повышения радиационной стойкости информационно-управляющих систем [4–6], в частности, проведенные группой сотрудников Санкт-Петербургского политехнического университета [7–11], показывают, что именно внедрение средств периодического восстановления позволяет качественно повысить устойчивость системы к мягким отказам.

Функционирование таких самовосстанавливаемых систем имеет ряд специфических особенностей, которые сказываются на методике оценки их надежности и делают малоприменимыми традиционные методы анализа надежности [12–16]. При этом анализ надежности для данных систем играет первостепенную роль в процессе проектирования, поскольку периодическое возникновение мягких отказов, по сути, является для них штатным режимом работы. Следовательно, синтез такого рода систем невозможен без детальной оценки надежности, которая позволяет оценить качество проектируемой структуры. По этой причине разработка новых моделей и методов анализа надежности, покрывающих особенности самовосстанавливаемых систем, устойчивых к мягким отказам, является на данный момент актуальной задачей.

Традиционные аналитические модели надежности вычислительных систем и их ограничения

В течение многолетнего развития теории надежности было разработано множество моделей и методов

анализа надежности. Большинство из них ориентировано на решение следующей практической задачи: при условии, что некоторая аппаратная система работает в стационарном режиме, когда с течением времени отдельные ее элементы случайным образом отказывают, оценить время наработки системы на отказ и выявить наиболее структурно важные с точки зрения надежности элементы.

Однако при анализе надежности систем с периодическим восстановлением, работающих в условиях регулярного возникновения мягких отказов, приходится учитывать следующие их особенности:

- механизм самовосстановления состояния памяти предполагает, что искаженные информационные биты будут периодически перезаписываться корректными. Очевидно, что восстановление происходит не в случайные моменты времени, а в детерминированные;
- анализируемые системы представляют собой программно-аппаратные комплексы, где зачастую именно программная составляющая (вычислительный процесс) определяет их функционирование. Аппаратная часть, в свою очередь, может рассматриваться как некоторый ресурс, который должен находиться в исправном состоянии на момент обращения вычислительного процесса к нему. Помимо основного вычислительного процесса существует и процесс восстановления, который также в определенные моменты времени требует доступа к ресурсу (памяти).

Обе вышеперечисленные особенности усложняют требования к проектированию высоконадежных систем. С одной стороны, проектировщик системы должен обеспечить как можно меньший период восстановления в каждом ее узле. С другой – процесс восстановления не должен блокировать ресурсы, необходимые основному вычислительному процессу. Эти противоречивые требования необходимо учитывать как непосредственно при проектировании (синтезе) системы, так и при анализе ее надежности: имея информацию об алгоритме работы основного вычислительного процесса, можно определить предельно допустимый период восстановления в узлах и оценить надежность проектируемой системы с учетом этих условий. Если требования к надежности не соблюдены, необходимо еще на этапе проектирования модифицировать архитектуру системы в пользу применения дополнительных средств повышения надежности [7]. При таком подходе анализ надежности является инструментом синтеза отказоустойчивой системы.

На практике наиболее часто применяют следующие традиционные аналитические подходы к оценке надежности:

- 1) комбинаторная оценка.

Для восстанавливаемого аппаратного узла с фиксированным периодом восстановления анализируются возможные комбинации событий (отказов элементов) и влияния этих событий на другие элементы, соединенные с отказавшим. В результате строится вероятностная функция, связывающая интенсивности возникновения

отказов в элементах узла с интенсивностью отказа самого узла. Для типовых структур формула уже известна заранее, и достаточно просто подставить в нее параметры возникновения отказов и моментов восстановлений [13]. При такой оценке приходится ограничивать количество рассматриваемых событий, возникающих за период восстановления, чтобы значительно сократить количество анализируемых комбинаций и упростить тем самым итоговое выражение, что приводит к росту погрешности результатов.

2) марковская модель.

Если комбинации произошедших в системе отказов элементов выделить в состояния системы, а всем событиям отказов и восстановлений поставить в соответствие переходы между этими состояниями, то систему можно представить в виде марковской модели. В этом случае результат получается путем решения системы алгебраических уравнений Чепмена Колмогорова [16]. При этом моменты всех переходов должны подчиняться экспоненциальному закону распределения случайной величины, что приводит к погрешности, которая может быть весьма значительной [12]. Также при увеличении количества элементов системы значительно возрастает число состояний в модели.

3) логико-вероятностные методы.

Известными способами строится логико-вероятностная функция работоспособности системы [17, 18]. При ее построении сохраняются ограничения на закон распределения моментов отказов и восстановлений, характерные для применения марковской модели.

Поскольку все вышеописанные методы имеют ограничения применительно к анализируемым системам, приводят к погрешностям в результатах оценки, а также достаточно трудоемки при использовании на практике, целесообразна разработка программных средств, позволяющих автоматизированно оценивать надежность систем с периодическим восстановлением после мягких отказов.

Имитационная модель надежности восстанавливаемой вычислительной системы

Так как анализируемые системы обладают достаточно сложным поведением, более подходящим для оценки их надежности представляется применение имитационных моделей, нежели методов аналитической оценки. В то же время использование имитационных моделей общего назначения (таких как сети Петри) не представляется возможным на практике, поскольку требует от пользователя (проектировщика системы) значительных трудозатрат на построение адекватной модели. Более подходящей для практического применения представляется специализированная имитационная модель, которая оперировала бы такими терминами теории надежности как «отказ», «восстановление», но позволяла бы при этом моделировать поведение широкого ряда

структур. Программное средство, оперирующее этой моделью, должно автоматически рассчитывать искомые характеристики надежности, такие как функция работоспособного состояния и среднее время наработки до отказа. Этот подход позволит быстро вносить изменения в имитационную модель и производить перерасчет характеристик надежности с учетом этих изменений, что особенно важно на этапе проектирования.

С этой целью автором была разработана имитационная модель надежности, основанная на представлении системы в виде ориентированного графа состояний, содержащего следующие основные элементы:

- состояния – определяются набором отказавших элементов. Каждое состояние классифицируется как работоспособное либо неработоспособное (при этом следует разделять состояния «мягкого», то есть, восстанавливаемого отказа и невосстанавливаемого отказа);
- переходы между состояниями – обычно происходят при возникновении мягких отказов, либо невосстанавливаемых отказов, либо восстановлений после мягкого отказа.

Переходы между состояниями могут происходить как в случайный момент времени, так в детерминированный. Поэтому для каждого перехода задается закон распределения случайной величины момента его появления (нормальное распределение, экспоненциальное распределение или детерминированный момент возникновения) и характеристики распределения (интенсивность возникновения события). При моделировании необходимо отличать события, привязанные к состоянию (которые возникают через определенный момент после перехода в это состояние), и не связанные с конкретным состоянием. К примеру, момент восстановления не связан с текущим состоянием, поскольку он возникает с фиксированной периодичностью независимо от момента отказа какого-либо элемента, который привел переход системы в текущее состояние. Для моделирования таких событий на уровне модели введена особая сущность, называемая генератором глобальных событий (Global Events Generator). Она содержит описание правил возникновения всех событий, не зависящих от текущего состояния системы.

Анализируемая система может содержать значительное число элементов, а каждое состояние имитационной модели в общем случае основано на совокупности состояний всех ее элементов. Это приводит к значительному росту числа состояний и усложнению модели. Для устранения этой проблемы имеется возможность описания модели не в виде единственного графа состояний, а в форме сети, состоящей из множества графов. Переходы в каждом графе этой сети могут осуществляться:

- по причине события, связанного с текущим состоянием в графе;
- при получении сигнала от глобального генератора событий;
- при возникновении события в каком-либо другом графе сети (такие события именуются внешними).

Для определения условия, при котором система считается вышедшей из строя, в модели задается параметр – функция работоспособности (Health Function). Функция работоспособности в контексте имитационной модели представлена в виде перечисления графов, которые должны находиться в работоспособном состоянии, чтобы система считалась работоспособной.

Разработанное автором программное средство, оперирующее данной имитационной моделью, функционирует следующим образом. Описание имитационной модели (сети графов) загружается из файлов в формате xml, после чего производится заданное в параметрах модели число экспериментов. В ходе каждого эксперимента моделируется возникновение случайных и детерминированных событий, описанных в модели, и измеряется время до отказа системы (момент, когда хотя бы один из графов, перечисленных в функции работоспособности, находится в неработоспособном состоянии). Поскольку в эксперименте моделируются случайные события, результат оценки также является случайной величиной. Для оценки погрешности результатов производится моделирование заданного числа экспериментов (параметр модели), на основании которых вычисляется стандартное отклонение случайной величины результата. При достаточном объеме статистики, собранной из результатов экспериментов, может быть оценена вероятностная функция работоспособности системы от времени.

Пример использования имитационной модели для оценки надежности восстанавливаемого узла вычислительной системы

В качестве примера произведем оценку времени наработки до отказа узла цифровой информационно-управляющей системы, работающего с некоторым тактовым периодом T и имеющего следующую структуру (рисунок 1):

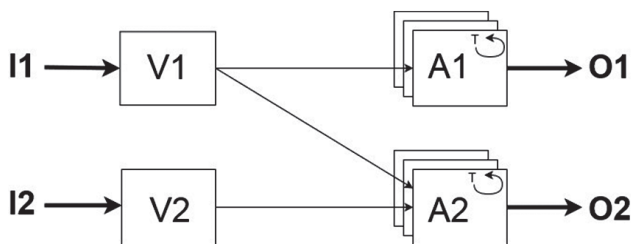


Рисунок 1 – Анализируемый узел информационно-управляющей системы

A1, A2 – функциональные модули, каждый из которых троирован и мажорирован с целью повышения надежности, а также имеет встроенные механизмы, обеспечивающие восстановление состояния модуля каждый такт (с частотой $1/T$). Модули обеспечивают выставление выходных сигналов O1 и O2 соответственно.

V1, V2 – мажоритарные элементы, обеспечивающие выставление корректных входных данных I1 и I2 для элементов A1 и A2 по правилу голосования 2 из 3.

O1, O2 – выходные сигналы узла, корректность которых определяет работоспособность всего узла. Так как A1 и A2 троированы и мажорированы, данные соответствующих выходов O1 и O2 становятся некорректными, если 2 и более экземпляра модулей A1 и A2 находятся в неработоспособном состоянии. До тех пор, пока мягкому отказу подвержен только один экземпляр, модуль находится в деградировавшем состоянии, но на работоспособность системы это не влияет.

Узел подвержен потоку мягких отказов, в результате чего троированные экземпляры модулей A1 и A2 в среднем каждый сотый такт (то есть с известной частотой $1/100T$) случайным образом переходят в неработоспособное состояние. В момент восстановления все деградировавшие экземпляры A1 и A2 переходят в начальное работоспособное состояние. В мажоритарных элементах мягких отказов не происходит, так как в них отсутствуют запоминающие элементы, состояние которых может быть искажено. Однако они могут быть источником кратковременных ложных импульсов (с известной частотой $1/1000T$), которые, в свою очередь могут вызвать мягкий отказ в A1, A2.

Имитационная модель для данного примера имеет следующее визуальное представление (рисунок 2):

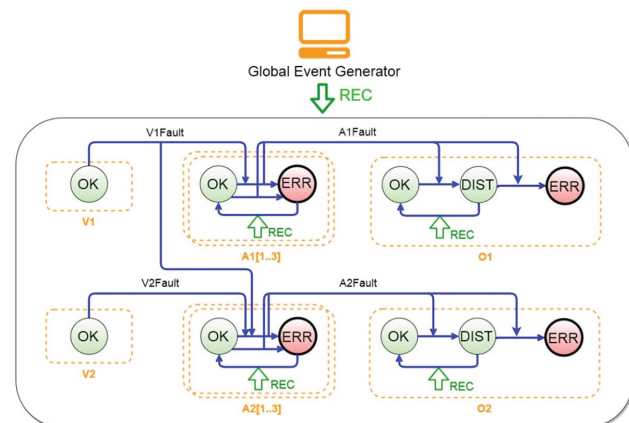


Рисунок 2 – Визуальное представление имитационной модели

На рисунке 2 пунктиром обведены отдельные графы, входящие в состав имитационной модели. Однотипные графы с идентичной структурой (троированные модули A1, A2) сгруппированы с помощью двойной пунктирной линии. В каждом графе круги, обведенные тонким контуром, обозначают работоспособные состояния, жирным – неработоспособные. Переходы между состояниями обозначены стрелками, соединяющими состояния. Стрелка, входящая в переход, обозначает условие возникновения этого перехода. В качестве нее может

выступать переход, произошедший в текущем графе, либо переход в другом графе либо событие генератора глобальных событий (широкая стрелка). Если в переходе отсутствуют входящие стрелки, это означает, что он зависит только от текущего состояния в графе и не управляется никакими внешними событиями.

Рассмотрим принцип функционирования модели на примере блока A1. Прimitивный граф V1, содержащий единственное состояние ОК, моделирует работу мажоритар V1, который является источником отказа V1Fault, влияющего как на модуль A1, так и на A2. Этот переход в свою очередь порождает событие A1Fault. При этом в графе O1, моделирующем состояние выходной линии O1, происходит переход в состояние DIST, свидетельствующее о том, что один из троированных экземпляров A1 неработоспособен. Отметим, что после этого один экземпляр графа A1, в котором произошел отказ, продолжает хранить неработоспособное состояние ERR и перестает быть источником отказов для O1. Возникновение события восстановления REC переводит в состояние ОК как неработоспособный экземпляр A1, так и O1. Отказ O1 произойдет только в том случае, если событие A1Fault возникнет дважды за период восстановления, другими словами, если два различных экземпляра модуля A1 перейдут в неработоспособное состояние в течение периода восстановления. Модель событий для модуля A2 строится аналогичным образом.

Для получения численных оценок в модели необходимо задать параметры переходов и глобальных событий. В текстовом описании модели (в формате xml) это делается следующим образом:

```
<topLevelDescription>
  <globalEvents>
    <event eventName="REC"
distributionType=
  "CONSTANT" intensity="1.0"/>
  </globalEvents>
  <healthFunction parameters="O1,O2"/>
  <graphs>
    <graph filePath="voter1.gr"
      graphName="V1"/>
    <graph filePath="voter2.gr"
      graphName="V2"/>
    <graph filePath="A1.gr"
      graphName="A1[1..3]"/>
    <graph filePath="A2.gr"
      graphName="A2[1..3]"/>
    <graph filePath="O1.gr"
      graphName="O1"/>
    <graph filePath="O2.gr"
      graphName="O2"/>
  </graphs>
</topLevelDescription>
```

Секция globalEvents описывает события, порождаемые глобальным генератором событий. Каждое событие (это справедливо не только для глобальных событий, но

и для переходов в графе) определяется записью event, которая содержит следующие параметры:

- eventName – имя данного события в модели;
- distributionType – закон распределения случайной величины момента его появления (CONSTANT – детерминированный с заданной периодичностью, EXPONENTIAL – экспоненциальное с заданной интенсивностью, GAUSSIAN – нормальное с заданной интенсивностью);
- intensity – задает интенсивность возникновения событий, распределенных по экспоненциальному и нормальному закону распределения, для детерминированных определяет фиксированный период между возникновением событий.

Запись healthFunction определяет функцию работоспособности. В ее единственном параметре (parameters) через запятую перечисляются названия графов, которые должны находиться в работоспособном состоянии для того, чтобы система считалась работоспособной.

Секция graphs задает перечень графов, включенных в имитационную модель. Каждому графу соответствует запись типа graph с параметрами filePath (путь к xml-файлу, содержащему описание графа) и graphName (имя графа). В случае, когда модель содержит несколько идентичных графов (в рассматриваемом примере это – троированные модули A1 и A2), имеется возможность указать в качестве имени графа массив вида A1[1..3], в результате чего в модели фактически будут использованы 3 графа с именами A1[1], A2[2], A3[3].

С учетом параметров отказов, использованных в данном примере (интенсивность мягких отказов модулей A1 и A2 равна 1/100T), и принимая за единицу измерения один такт работы модулей, описание графа A1 выглядит следующим образом:

```
<description>
  <states>
    <state name="OK" isfail="false"
      initialProbability="1.0"/>
    <state name="ERR" isfail="true"
      initialProbability="0.0"/>
  </states>
  <links>
    <link firstNode="ERR"
      lastNode="OK" eventName="REC"/>
    <link firstNode="OK" lastNode=
      "ERR" eventName="V1Fault"
      generateBefore="A1Fault"/>
    <link firstNode="OK" lastNode=
      "ERR" intensity="0.01"
      distributionType="EXPONENTIAL"
      generateBefore="A1Fault"/>
  </links>
</description>
```

Описание состоит из перечня состояний графа (states) и переходов (links). Каждое состояние имеет имя (name), признак того, является ли оно работоспособным (isFail) и вероятность нахождения графа в этом состоянии на

момент начала моделирования (сумма этих вероятностей для всех состояний графа должна равняться 1). Каждый переход (link) имеет те же параметры, что и событие (event) глобального генератора событий, а дополнительно к этому в нем определены исходящее (firstNode) и входящее (lastNode) состояния и название внешнего события, которое дополнительно генерируется при этом переходе (в параметре generateBefore, если внешнее событие необходимо сгенерировать до осуществления перехода в текущем графе, либо в параметре generateAfter, если внешнее событие должно возникнуть после перехода). Названия состояний и событий, использованных в описании модели, соответствуют использованным на рисунке 2.

Запустив процедуру расчета для 1000 экспериментов, получаем следующий результат (в тактах работы устройства):

Среднее время наработки до отказа = 1202,5 (такта);

Погрешность результата: $\pm 37,3$ (такта).

Таким образом, была произведена оценка среднего времени наработки до отказа узла вычислительной системы, состоящего из восстанавливаемых структурных блоков. Сравнение качества результатов анализа надежности восстанавливаемых узлов, полученных с помощью имитационной модели и традиционных методов анализа надежности, рассмотрено в работе [12].

Рассмотренная имитационная модель применима для оценки восстанавливаемых узлов со сложным поведением и восстановлением и внедрена в программное средство анализа надежности «Digitek Reliability Analyzer» [19]. В то же время, программно-аппаратная система помимо таких узлов содержит базовые блоки, такие как элементы питания, тактовые генераторы, предохранители и т.д. Оценка влияния этих элементов на надежность удобнее производить традиционными методами. Поэтому при использовании средства «Digitek Reliability Analyzer» предлагается производить анализ сложных восстанавливаемых узлов с помощью имитационной модели, а затем использовать модель надежности верхнего уровня, содержащую как базовые аппаратные элементы, так и сложные восстанавливаемые узлы, представленные в виде «черного ящика». В качестве входных параметров для них задаются характеристики надежности, предварительно рассчитанные с помощью имитационной модели. Расчет надежности с помощью модели верхнего уровня в «Digitek Reliability Analyzer» производится с помощью логико-вероятных методов и позволяет добиться точных аналитических оценок.

В качестве подобного примера рассмотрим систему, содержащую дублированный восстанавливаемый узел (рисунок 1), надежность которого была оценена выше с помощью имитационной модели, и связанные с ним аппаратные узлы. Структурная схема надежности устройства, разработанная в программном средстве «Digitek Reliability Analyzer», выглядит следующим образом (рисунок 3).

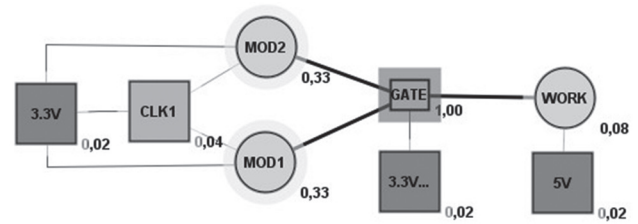


Рисунок 3 – Структурная схема надежности информационной системы

Структурная схема (рисунок 3) содержит два экземпляра проанализированного выше восстанавливаемого узла (MOD1, MOD2) с подключенными к ним источником питания (3,3V) и тактовым генератором (CLK1). Выходы MOD1 и MOD2 подключены к коммутатору GATE, который обеспечивает выставление корректных данных конечной рабочей станции (WORK), пока хотя бы один из модулей MOD1, MOD2 функционирует. Элементу GATE для работы требуется источник питания (3,3V...). Система считается работоспособной, пока функционирует рабочая станция WORK, для работы которой требуется наличие неискаженных данных на информационной линии, идущей от коммутатора (GATE), исправность элемента питания 5V и отсутствие собственных внутренних отказов.

Для каждого элемента структурной схемы задаются параметры его собственных внутренних отказов. Для элементов MOD1 и MOD2 используются значения, рассчитанные с помощью имитационной модели (среднее время наработки до отказа MOD1 и MOD2 равно 1202,5 такта). Надежность тактового генератора и источников питания известна из спецификации на соответствующее оборудование. Далее с помощью программного средства «Digitek Reliability Analyzer» автоматически рассчитывается вероятностная функция работоспособности системы $P(t)$, график которой изображен на рисунке 4 (время t выражено в количестве тактов работы модулей MOD1, MOD2).

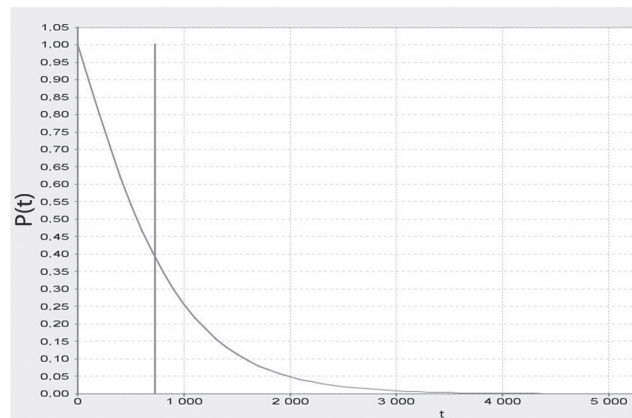


Рисунок 4 – Рассчитанная функция работоспособности информационной системы

Вертикальной линией на рисунке 4 отмечено среднее время работы системы до отказа (приблизительно 725

тактов). Для оценки вклада отдельных элементов в это значение, программное средство измеряет структурную значимость каждого из них. Она отображается рядом с правым нижним углом элемента (рисунок 3), лежит в интервале от 0 (самый малозначимый с точки зрения надежности элемент) до 1 (наиболее значимый с точки зрения надежности элемент) и зависит от текущего времени и введенных характеристик надежности элементов. Чем больше значение структурной значимости, тем больший «прирост» надежности системы дает увеличение надежности этого элемента. Для рассматриваемого примера (рисунок 3) наибольшей структурной значимостью, равной 1, обладает коммутатор (GATE). Восстанавливаемые модули MOD1, MOD2 имеют в три раза меньшую структурную значимость (0,33). Это означает, что для большего повышения надежности системы, скорее всего, следует в первую очередь повысить отказоустойчивость коммутатора. После этого необходимо произвести пересчет характеристик надежности и оценить полученный результат: среднее время наработки до отказа должно возрасти, а структурная значимость элементов – перераспределиться (коммутатор перестанет быть наиболее важным элементом). Эти сведения дают проектировщику возможность оценить качество текущего решения и выбрать дальнейшее направление по улучшению надежности путем модификации архитектуры системы.

Заключение

Разработанная автором имитационная модель надежности структурно-сложной системы позволяет автоматизированно оценивать надежность восстанавливаемых программно-аппаратных систем, обладающих сложным алгоритмом функционирования. Особенно актуально ее использование при проектировании информационно-управляющих систем, работающих в условиях регулярного возникновения мягких отказов (к примеру, вследствие неблагоприятной радиационной обстановки).

Разработанная имитационная модель позволяет описывать реакции системы на возникновение случайных событий – отказов (невосстанавливаемых и восстанавливаемых) в ее элементах, а также неслучайных событий, возникающих в соответствии с алгоритмом вычислительного процесса или в результате работы встроенных механизмов самовосстановления. Имитационная модель обладает достаточным уровнем абстракции для описания широкого круга систем. В то же время формат ее хранения позволяет разрабатывать пользовательские представления модели, более удобные для восприятия специалистом – проектировщиком цифровых систем.

Использование имитационной модели для оценки надежности наиболее сложных узлов совместно с применением известных аналитических методов для анализа надежности общей структуры системы позволяет облегчить процесс проектирования высоконадежных радиационно-стойких систем, шаг за шагом предостав-

ляя разработчику системы информацию, необходимую для выбора лучшей архитектуры, удовлетворяющей заданным требованиям к надежности.

Библиографический список

1. Edmonds, D.L. An introduction to space radiation effects on microelectronics [Текст] / D.L. Edmonds, C.E. Barnes, L.Z. Scheick // Pasadena, USA: NASA, Jet propulsion laboratory, California institute of technology, 2000.
2. Amusan, O.A. Single event upsets in deep-submicrometer technologies due to charge sharing [Текст] / O.A. Amusan et al. // IEEE Transactions on Device and Materials Reliability. – 2008. – Vol. 8. – No. 3. – P. 582–589.
3. Жаднов, В.В. Прогнозирование показателей надежности бортовой аппаратуры космических аппаратов при воздействии ионизирующих излучений низкой интенсивности [Текст] / В.В. Жаднов, М.А. Артюхова // Надежность. – 2015. – № 1 (52). – С. 13–18.
4. Бочков, К.А. Механизмы и вероятности функциональных сбоев микроэлектронной элементной базы под действием импульсных электромагнитных помех [Текст] / К.А. Бочков, Д.В. Комнатный // Надежность. – 2015. – № 3 (54). – С. 65–72.
5. Rollins, N. Evaluating TMR Techniques in the Presence of Single Event Upsets [Текст] / N. Rollins et al. // Washington DC (USA). – 2003. – P. 1–5.
6. Егоров, И.В. Анализ проблемы повышения радиационной стойкости информационно-управляющих систем на этапе функционально-логического проектирования [Текст] / И.В. Егоров, В.Ф. Мелехин // Информационно-управляющие системы. – 2016. – № 1(80). – С. 26–31.
7. Егоров, И.В. Анализ процессов в конечном автомате при воздействии радиации. Оценка вероятности искажения информации [Текст] / И.В. Егоров, В.Ф. Мелехин // Информационно-управляющие системы. – 2016. – № 3 (82). – С. 24–33.
8. Егоров, И.В. Анализ показателей надежности и сложности реализации различных вариантов структур автомата с памятью при потоке мягких отказов [Текст] / И.В. Егоров, В.Ф. Мелехин // Информационно-управляющие системы. – 2017. – № 3(88). – С. 34–46.
9. Максименко, С.Л. Методология проектирования восстанавливаемых встраиваемых вычислительных систем [Текст] / С.Л. Максименко и др. // Университетский научный журнал. – 2014. – № 8. – С. 144–153.
10. Максименко, С.Л. Анализ проблемы построения радиационно-стойких информационно-управляющих систем [Текст] / С.Л. Максименко, В.Ф. Мелехин, А.С. Филиппов // Информационно-управляющие системы. – 2012. – № 2 (57). – С. 18–25.
11. Егоров, И.В. Методы и средства анализа надежности структурных блоков с резервированием и периодическим восстановлением информации на различных этапах

проектирования вычислительных систем [Текст] / И.В. Егоров, В.Ф. Мелехин // Информационно-Управляющие Системы. – 2016. – № 2 (81). – С. 26–34.

12. Максименко, С.Л. Анализ надежности функциональных узлов цифровых СБИС со структурным резервированием и периодическим восстановлением работоспособного состояния [Текст] / С.Л. Максименко, В.Ф. Мелехин // Информационно-Управляющие Системы. – 2013. – № 2 (63). – С. 18–23.

13. Глухих, М.И. Расчет показателей надежности по модели структуры вычислительной системы [Текст] / М.И. Глухих // Вычислительные, измерительные и управляющие системы: сборник научных трудов / под ред. Ю.Б. Сениченкова. – СПбГПУ, СПб. – С. 57–64.

14. Черкесов, Г.Н. Надёжность аппаратно-программных комплексов [Текст]: Учебное пособие / Г.Н. Черкесов. – СПб: Питер, 2005. – 479 с.

15. Перегуда, А.И. Математическая модель надежности комплекса “объект защиты – система безопасности” при нечеткой исходной информации [Текст] / А.И. Перегуда // Надежность. – 2014. – № 1 (48). – С. 99–113.

16. Черкесов, Г.Н. Логико-вероятностные методы расчета надежности структурно-сложных систем [Текст] / Г.Н. Черкесов, А.С. Можаяев // Качество и надежность изделий. – 1991. – № 3 (15). – С. 3–65.

17. Хахулин, Г.Ф. Имитационная модель надежности структуры летательных аппаратов военного назначения и ее использование в задачах исследования процессов их послепродажного обслуживания [Текст] / Г.Ф. Хахулин, Ю.П. Титов // Надежность. – 2014. – № 3 (50). – С. 3–15.

18. Digitek Labs. Reliability Analysis [Electronic resource]. URL: <http://www.digiteklabs.ru/en/research/relialyzer> (accessed: 17.03.2018).

Сведения об авторе

Игорь В. Егоров – аспирант кафедры компьютерных систем и программных технологий института компьютерных наук и технологий Санкт-Петербургского государственного политехнического университета, Санкт-Петербург, Россия, e-mail: ig-ego@mail.ru

Поступила: 03.04.2018

О назначении уровня надежности

Андрей И. Долганов, ООО «Сев. Р. Девелопмент», Москва, Россия

Александр В. Сахаров, ООО «Сев. Р. Девелопмент», Москва, Россия



Андрей И.
Долганов



Александр В.
Сахаров

Резюме. Проблема назначения оптимального уровня надежности существует давно и пока не решена. Отмечается ошибочность требований абсолютной надежности. Однако недостаточная надежность сооружений чревата большими социально-экономическими потерями. Поэтому возникает задача определения необходимого, оптимального уровня надежности. В РФ количественно значение надежности зданий и сооружений не регламентируется. В то же время сопротивление материалов железобетонных конструкций регулируются ГОСТ 34028–2016 для стержневой арматуры и ГОСТ 18105–2010 для бетона, а также строительными правилами СП 63.13330–2012 «Бетонные и железобетонные конструкции». Надежность строительной системы «Нагрузки – конструкция» в данной работе предлагается определять с учетом формулы полной вероятности. При этом принимается, что механические характеристики материалов конструкции и нагрузки являются независимыми и совместными случайными величинами: появление одной случайной величины не зависит от появления другой; изменение нагрузки изменяет напряжения в сечении конструкции. Исследования распределений случайных величин показали, что из-за их асимметрии они могут существенно отличаться от нормального распределения. Поэтому в данной работе распределения случайных величин аппроксимируются кривыми Пирсона, включающими в себя, как частный случай, распределения Гаусса. Вероятностные расчеты показали, что в течение 10 лет объекты, запроектированные по СП 38.13330.2012 для эксплуатации в Финском заливе, будут разрушены почти со 100% вероятностью. Для объектов нормального уровня ответственности (КС-2) требуемая надежность должна стремиться к 3σ (0,99865). Чтобы обеспечить требуемую надежность строительной системы примерно 3σ , следует стремиться к обеспеченности нагрузок 0,99865. Применение СП не всегда гарантирует требуемую надежность строительных объектов. Использование вероятностных подходов при решении инженерных задач может предотвратить появление чрезвычайных ситуаций.

Ключевые слова: вероятность, здание, материалы, нагрузки, надежность, разрушение, сооружение, строительные правила, характеристики.

Формат цитирования: Долганов А.И., Сахаров А.В. О назначении уровня надежности // Надежность. 2018. Т. 18, № 3. С. 18–21. DOI: 10.21683/1729-2646-2018-18-3-18-21

Проблема назначения оптимального уровня надежности существует давно и пока не решена [1]. Так, в 1890 г. вышел в свет русский вариант справочника Хютте [2] с развитой системой коэффициентов по надежности. В 1926 году проф. М. Майер опубликовал работу [3], в которой он критикует расчет по допускаемым напряжениям и предлагает рассчитывать конструкции из учета невыгодного сочетания нагрузок и сопротивлений материалов. В 1929 г. Н.Ф. Хоциалов [4] развил идеи М. Майера. Он, имея в виду стохастическую изменчивость механических и геометрических параметров конструкций, вместо лозунга «Строить без разрушений, во что бы то ни стало» предложил новый – «Строительство с целесообразным числом разрушений». Проектирование по мнению Н.Ф. Хоциалова должно вестись с учетом как капитальных затрат, так и вероятных «дефектных отклонений» и суммы убытков, наносимых государству аварией.

В 1945 году, в связи с разработкой новых норм расчета и проектирования, комиссией по унификации методов расчета, организованной Наркомтяжстроем, была принята условная схема расчетных коэффициентов, предложенная И.И. Гольденблатом, М.Г. Костюковским, А.М.

Поповым. По этой схеме общий коэффициент запаса зависел от коэффициентов однородности, перегрузок и условий работы конструкции. В дальнейшем предложенная схема вошла в метод расчета по предельным состояниям. Было принято, что конструкции должны удовлетворять предъявляемым к ним требованиям с разумной степенью риска.

Вопросы развития теории надежности строительных конструкций связаны с социально-экономическими вопросами. А.В. Геммерлингом [5] отмечается ошибочность требований абсолютной надежности. Он полагал, что какие бы методы расчета не применялись, реальные нагрузки и характеристики прочности всегда остаются случайными величинами или случайными функциями. Поэтому возникает задача определения необходимого уровня надежности.

А.Р. Ржаницын в своей работе [6] учитывает экономические принципы расчета на безопасность. Он определяет минимум математического ожидания затрат, связанных с возведением сооружения и возможными его повреждениями в течение заданного срока службы, то есть находит минимум функции:

$$R = C + V \cdot Y, \quad (1)$$

где C – первоначальная стоимость возведения сооружения; V – вероятность его повреждения; V – ущерб, вызываемый этим повреждением, включающий стоимость восстановления и убыток, нанесенный в результате нарушения процесса эксплуатации.

А.П. Синицин в своих работах отмечает нелинейную зависимость между величиной риска и ожидаемой выгодой и приводит статистические данные по величине риска в разных областях производства. По мнению А.П. Синицина [7], риск, характеризуемый числом 10^{-3} случаев на одного человека в год, является совершенно неприемлемым. Уровень риска 10^{-4} требует принятия мер и может быть принят только в том случае, если нет другого выхода.

Для американских условий риск в автомобильных авариях достигает уровня $2,8 \times 10^{-4}$. Уровень риска 10^{-5} соответствует естественным случайным событиям, как, например, несчастные случаи при купании в море, для которых риск исчисляется $3,7 \times 10^{-5}$. Несчастные случаи, обусловленные риском 10^{-6} , относятся к такому уровню, на который реакция более спокойная, так как считается, что избежать этого риска может каждый, кто соблюдает элементарные правила предосторожности.

За рубежом [8] большое распространение получила формула нормирования вероятности отказа $Q(t)$:

$$Q(t) = 10^{-5} \xi_s T / L, \quad (2)$$

где ξ_s – коэффициент социальной значимости (таблица 1); T – расчетный срок эксплуатации в годах; L – среднее число людей, находящихся внутри сооружения или в непосредственной близости от него в течение периода, за который оценивается риск.

Таблица 1. Коэффициент социальной значимости ξ_s

Вид сооружения	ξ_s
Места собрания людей, плотины	0,005
Жилые, конторские, торговые и промышленные здания	0,05
Мосты	0,5
Башни, мачты, сооружения на морском шельфе	5

Для зданий нормального уровня ответственности требуемая надежность по (2) будет:

$$1 - Q(t) = 10^{-5} \times 0,5 \times 50 / 50 = 0,999995 \text{ или } 0,9^5.$$

Профессор Рюш (таблица 2) предлагает нормировать надежность $P(t)$ конструкций по вероятности их отказа $Q(t)$, где $Q(t) = 1 - P(t)$.

В РФ количественно значение надежности зданий и сооружений не регламентируется [9]. В то же время сопротивления материалов железобетонных конструкций регулируются ГОСТ 34028–2016 для стержневой арматуры и ГОСТ 18105–2010 для бетона, а также строительными правилами СП 63.13330–2012 «Бетонные и железобетонные конструкции». Согласно этим документам надежность (обеспеченность) нормативных сопротивлений материалов принята 0,95 ($1,64\sigma$), а обе-

Таблица 2. Нормирование надежности железобетонных конструкций

Вид и характеристика отказа	$Q(t)$
Отказ без предварительных сигналов (хрупкое разрушение, потеря устойчивости и т.п.)	$10^{-7} \dots 10^{-5}$
Потеря несущей способности с предварительным сигналом	10^{-4}
Непригодность к нормальной эксплуатации без потери несущей способности (подобно 2-й группе предельных состояний)	$10^{-3} \dots 10^{-2}$

спеченности расчетных сопротивлений материалов приближаются к 0,99865 (3σ): нормативные сопротивления делятся на коэффициенты надежности по материалам, которые больше 1. Следовательно, значение надежности $P(A \times B) = 0,99865$ (A, B – случайные события соответственно несущая способность конструкций и нагрузки) и следует назначать для конструкций зданий и сооружений нормального уровня ответственности.

Надежность строительной системы «Нагрузки – конструкция» определим по формуле полной вероятности (3). При этом принимаем, что механические характеристики материалов конструкции и нагрузки являются независимыми и совместными случайными величинами: появление одной случайной величины не зависит от появления другой; изменение нагрузки изменяет напряжения в сечении конструкции:

$$P(A \times B) = 1 - [P(A') + P(B') - P(A')P(B')], \quad (3)$$

где $P(A')$ и $P(B')$ вероятности противоположных событий A и B : $P(A') = 1 - P(A) = 1 - 0,99865 = 0,00135$, $P(B') = 1 - P(B) = 1 - 0,95 = 0,05$.

Подставим в формулу (3) известные значения и определим $P(A \times B)$:

$$P(A \times B) = 1 - (0,00135 + 0,05 - 0,00135 \times 0,05) = 0,94872.$$

Чтобы увеличить надежность системы примерно до 3σ , следует увеличить обеспеченность нагрузок, например, до 0,99865. Тогда надежность системы будет:

$$P(A \times B) = 1 - (0,00135 + 0,00135 - 0,00135 \times 0,00135) = 0,9973 \text{ или } 2,78\sigma.$$

Низкую обеспеченность ледовой нагрузки для Финского залива определяет, например, СП 38.13330.2012 [11]:

$$F_{c,p} = 1,26 \cdot 10^3 V h_d (m A k_b k_v R_c \rho \operatorname{tg} \gamma)^{1/2} = 1,26 \cdot 10^3 \times \\ \times 0,87 \times 1,002 \times (0,83 \times 330,75 \times 4,529 \times \\ \times 3,18 \times 0,3 \times 1000 \times 2,7475)^{1/2} = 1,505 \text{ МН}, \quad (4)$$

где V – скорость движения ледяного поля, $V = 3\% \times 29 \text{ м/с} = 0,87 \text{ м/с}$; m – коэффициент формы опоры в плане, $m = 0,83$; A – максимальная площадь ледяного поля, м^2 , которая может воздействовать на рассчитываемый элемент сооружения, определяемая по натурным наблюдениям или принимаемая в зависимости от поперечных размеров пролета сооружения как $A = 3l^2 = 3 \times 10,5^2 = 330,75$ (где l – пролет сооружения); k_b и k_v – коэффициенты, принимаемые по таблицам соответственно 18 и 19 [11]:

$k_b = 3,18$, $k_v = 0,3$; $R_c = 4,529$ МПа; ρ – плотность воды, $\rho = 1000$ кг/м³; $\operatorname{tg}(70^\circ) = 2,7475$.

Согласно [11] нагрузка $F_{c,p}$, определенная по формуле (4), не может быть больше нагрузки $F_{b,p}$ МН, определяемой по формуле (5):

$$F_{b,p} = m k_b k_v R_c b h_d = 0,83 \times 3,18 \times 0,3 \times 4,529 \times 1,22 \times 1,002 = 4,386 \text{ МН}, \quad (5)$$

где b – ширина опоры по фронту на уровне действия льда, $b = 1,22$ м.

Согласно [11] следует принимать в расчетах меньшее значение ледовой нагрузки: 1,505 МН.

В формуле (4) учитывается скорость ветра за весь период наблюдений на Санкт-Петербургской метеостанции. Распределение ветра по данным Санкт-Петербургской метеостанции аппроксимируется кривыми Пирсона I типа [12]:

$$y = 1,13 \left(1 + \frac{x}{-13,834} \right)^{-0,37} \left(1 - \frac{x}{37,466} \right). \quad (6)$$

Значение скорости ветра с обеспеченностью 0,99 получается 29 м/с. Среднее многолетнее значение суммы градусо-дней мороза по ОГМС Санкт-Петербург за период 1881-1980 гг. составляет 775°C.

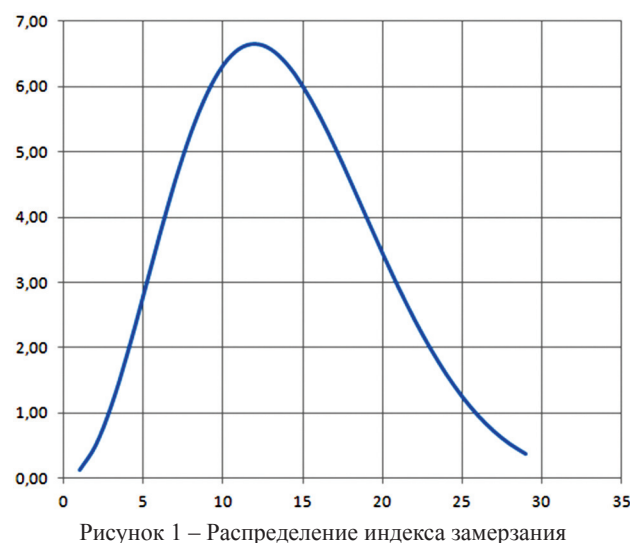


Рисунок 1 – Распределение индекса замерзания

На рисунке 1 приведено распределение индекса замерзания для Финского залива. Распределение индексов замерзания также аппроксимируется кривыми Пирсона I типа. С обеспеченностью 90% индекс замерзания получается равным 983,9. Индексы замерзания с обеспеченностью 99% и 99,9% равны соответственно 1274,2 и 1358,2.

Расчетную толщину льда определяем по формуле (7) после подстановки известных значений при индексе замерзания, $R = 1358,2$, с обеспеченностью 99,9%:

$$h_d = 0,034 n R^{1/2} = 1,002 \text{ м}, \quad (7)$$

где n – коэффициент местных условий, принимаем в запас большее значение: $n = 0,8$.

Прочность льда при сжатии, R_c , определим по формуле (48) из [11]:

$$R_c = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (C_i + \Delta_i)^2} = 4,529 \text{ МПа}. \quad (8)$$

Рассчитанная по формуле (5) ледовая нагрузка 1,505 МН вызывает усилие среза одной сваи относительно ростверка условного створного знака 1,172 МН.

В 2013 г. несколько створных знаков, рассчитанных под нагрузку 1,505 МН, были разрушены в результате среза 80% свай относительно ростверка. Сваи были армированы 16Ø25A500. Несущая способность сваи по срезу, N_{sh} , при среднем (именно при среднем, а не при расчетном) сопротивлении стали составила 2,104 МН. Будем считать, что это есть срез при среднем значении ледовой нагрузки.

Среднее значение ледовой нагрузки определим по формуле (9):

$$F_{c,pm} = N_{sh} / (1 - 3,25/14,7) = 2,104 / (1 - 3,25/14,7) = 2,701 \text{ МН}. \quad (9)$$

где 3,25 и 14,7 – соответственно размеры сваи в м над зеркалом и под водой.

При коэффициенте вариации 0,15 ледовой нагрузки среднее квадратическое отклонение будет:

$$\sigma_{ice} = F_{c,pm} \times v = 2,701 \times 0,15 = 0,405 \text{ МН}. \quad (10)$$

Так как разрушилось 80% свай, то уточненное среднее значение и среднее квадратическое отклонения ледовой нагрузки будут соответственно: 2,701 + 0,405 = 3,106 МН и $3,106 \times 0,15 = 0,466$ МН.

Тогда ледовая нагрузка с обеспеченностью 0,99865 будет:

$$F_{c,p3\sigma} = F_{c,pm} + 3\sigma_{ice} = 3,106 + 3 \times 0,466 = 4,504 \text{ МН}. \quad (11)$$

Таким образом, обеспеченность расчетной по [11] ледовой нагрузки в Финском заливе составляет:

$$t = [(1,505 - 4,504) / 0,466] = -6,44. \quad (12)$$

То есть, в течение 10 лет объекты, запроектированные по [11] для эксплуатации в Финском заливе, будут разрушены почти со 100% вероятностью.

На наш взгляд, в [11] формулу (50): $F_{c,p} = 1,26 \cdot 10^{-3} V h_d (m A k_b k_v R_c \rho \operatorname{tg} \gamma)^{1/2}$, следует изменить.

Из опытов следует, что с увеличением прочности льда, R_c , прямо пропорционально увеличивается сила, $F_{c,p}$. Поэтому переменную R_c следует вынести из-под знака радикала.

Лед по толщине не однороден, следовательно, $F_{c,p}$ имеет гиперболическую зависимость от переменной h_d . Поэтому переменную h_d следует внести под знак радикала.

Учет влияния воздействия ветра на гидротехническое сооружение имеет смысл только при учете ледовых массивов, которые в формуле (50) [11] в виде переменной A и коэффициента k_v размещены под знаком радикала. Поэтому скорость ветра также следует внести под знак радикала.

Переменная плотности воды ($\rho = 1000$ кг/м³) практически не меняется, поэтому ее следует убрать из формулы (50). Тогда коэффициент $1,26 \cdot 10^{-3}$ изменится

на 0,04: $1,26 \cdot 10^{-3} \times (1000)^{1/2} = 0,04$. Именно такой коэффициент использовался при определении $F_{c,p}$ в СНиП 2.06.04-82*.

После преобразований формула (50) в [11] будет иметь вид:

$$F_{c,p} = 0,04 R_c (m k_b k_v A V h_d \text{tg} \gamma)^{1/2}. \quad (13)$$

Тогда сила от ледовой нагрузки, $F_{c,p}$, будет больше соответствовать физическому смыслу, а размерность $F_{c,p}$ будет: $\text{тс/м}^2 \times (\text{м}^2 \times \text{м/с} \times \text{с} \times \text{м})^{1/2} = \text{тс/м}^2 \times \text{м}^2 = \text{тс}$. Сейчас «на выходе» по формуле (50) [11] мы получаем следующую размерность: $\text{м/с} \times \text{с} \times \text{м} \times (\text{м}^2 \times \text{тс/м}^2 \times \text{тс/м}^3)^{1/2} = \text{тс} \times (\text{м})^{1/2}$.

Новое значение ледовой нагрузки $F_{c,p}$, определенное по (13), будет:

$$F_{c,p} = 0,04 \times 4,529 \times (0,83 \times 3,18 \times 0,3 \times 300 \times 0,87 \times 1,02 \times 2,75)^{1/2} = 4,538 \text{ МН}.$$

Значение $F_{b,p}$, определенное по (5) равно 4,386 МН. Таким образом, мы получаем сопоставимые значения ледовой нагрузки. Но для дальнейших расчетов будем принимать не меньшее значение ледовой нагрузки, как рекомендует [11], а большее – 4,538 МН.

Обеспеченность ледовой нагрузки будет:

$$P[(4,538 - 3,106) / 0,466 = 3,073] = 0,99894. \quad (14)$$

Вывод. Проблема назначения оптимального уровня надежности существует давно и пока не решена. Чтобы обеспечить надежность строительной системы примерно 3σ , следует стремиться к обеспеченности нагрузок 0,99865 (3σ).

Применение СП не всегда гарантирует требуемую надежность строительных объектов. Использование вероятностных подходов при решении инженерных задач может предотвратить появление чрезвычайных ситуаций.

Библиографический список

1. Долганов, А.И. Надежность стержневых железобетонных конструкций [Текст] / А.И. Долганов. – Магадан: ОАО «МАОБТИ», 2001. – 209 с.
2. «Hütte». Справочная книга для инженеров, архитекторов, механиков и студентов: Девятое издание. – М.: Т-во скоропечати А.А. Левенсона, 1916.
3. Maier, M. Die Sicherheit der Bauwerke und ihre Berechnung nach Grenzkraften anstatt nach zulässigen

Spannungen [Текст] / М. Maier. – Berlin: Springer, 1926. – 73 s.

4. Хоциалов, Н.Ф. Запасы прочности [Текст] / Н.Ф. Хоциалов // Строительная промышленность. – 1929. – № 10. – С. 840.

5. Геммерлинг, А.В. О надежности массовых конструкций [Текст] / А.В. Геммерлинг // Строительная механика и расчет сооружений. – 1974. – № 5. – С. 69–73.

6. Ржаницын, А.Р. Экономический принцип расчета на безопасность [Текст] / А.Р. Ржаницын // Строительная механика и расчет сооружений. – 1973. – № 3. – С. 3–5.

7. Синицин, А.П. Метод конечных элементов в динамике сооружений [Текст] / А.П. Синицин. – М.: Стройиздат, 1978. – 231 с.

8. Аугусти, Г. Вероятностные методы в строительном проектировании [Текст] / Г. Аугусти, А. Баратта, Ф. Кашиаи. – М.: Стройиздат, 1988. – 584 с.

9. ГОСТ 27751-2014. Надежность строительных конструкций и оснований [Текст]. – Введ. 2015–07–01. – М.: Стандартинформ, 2015. – 14 с.

10. ГОСТ 34028-2016. Прокат арматурный для железобетонных конструкций. Технические условия [Текст]. – Введ. 2018–01–01. – М.: Стандартинформ, 2017. – 48 с.

11. СП 38.13330.2012. Нагрузки и воздействия на гидротехнические сооружения (волновые, ледовые и от судов) [Текст]. – Актуализированная редакция СНиП 2.06.04-82. – Введ. 2013–01–01. – М.: ФГУП ЦПП, 2012. – 116 с.

12. Митропольский, А.К. Техника статистических вычислений / А.К. Митропольский. – М.: Наука, 1971. – 576 с.

Сведения об авторах

Андрей И. Долганов – доктор технических наук, технический директор ООО «Сев. Р. Девелопмент», Москва, Россия, e-mail: dolganov-58@mail.ru

Александр В. Сахаров – кандидат технических наук, главный инженер проекта ООО «Сев. Р. Девелопмент», Москва, Россия, e-mail: arhsasha@mail.ru

Поступила: 19.02.2018

Анализ показателей работоспособности скважинных штанговых насосных установок

Зулейха Э. Эйвазова, Азербайджанский государственный нефтяной и промышленный университет, Баку, Азербайджанская республика

Тарлан Э. Фараджов, Азербайджанский государственный нефтяной и промышленный университет, Баку, Азербайджанская республика



Зулейха Э.
Эйвазова



Тарлан Э.
Фараджов

Резюме. В статье отмечается, что с ростом глубин эксплуатируемых скважин возрастает актуальность применения канатно-шквивных механизмов в сравнении с существующими станками-качалками. Дается обобщенный теоретический анализ кинематики канатно-шквивных приводов. Авторы включили общий теоретический анализ кинематики вышеупомянутых механизмов, а также результаты компьютерных расчетов на основе разработанных уравнений для множества случаев. Дальнейший анализ результатов показал, что кривошипные механизмы веревочного шкива имеют «гладкую» кинематику. В результате проведенных исследований была предложена на уровне изобретения конструкция привода скважинного штангового насоса мачтового типа уменьшенной металлоемкости и энергопотребления, позволяющая повысить работоспособность скважинных штанговых насосных установок. **Цель** данной статьи состоит в том, чтобы найти полезную модель насоса для штанги скважины, с целью обеспечить экологически безопасное оборудование. В этой задаче облегчается металлическая конструкция насоса с роторной колонной и снижается энергопотребление. В данной задаче были сделаны некоторые расчеты для доказательства надежности системы. После проведения расчетов было установлено, что легкая конструкция может использоваться вместо старой тяжелой конструкции и является экологически чистой версией этого оборудования. Экспериментальные исследования Научно-исследовательского и опытно-конструкторского института нефтяного машиностроения АЗИНМАШ (Азербайджан, г. Баку) указывают на возможность обеспечения нормальной работы скважинной штанговой насосной установки при производстве параметров $n \cdot S = 54 \div 60$ м/мин. Рассмотрена зависимость максимальной производительности Q от числа ходов n для различных типоразмеров станков-качалок. Анализ параметров показал, что значения произведения $n \cdot S$ в существующих станках-качалках меньше рекомендаций, полученных на основании экспериментальных данных, т.е. существует реальная возможность повышения производительности за счет увеличения длины хода точки подвеса штанг, так как максимальная длина цилиндров скважинных штанговых насосов может быть в пределах 6-7 метров. Оценочные расчеты показывают, что при исследовании кинематики длинноходовых приводов можно практически пренебречь изменением длины каната за счет смещения точки контакта каната и шкива. Это упрощает формулы, описывающие кинематику длинноходового привода подобного типа. В статье отмечается, что с ростом глубин эксплуатируемых скважин возрастает актуальность применения канатно-шквивных механизмов в сравнении с существующими станками-качалками. Дается обобщенный теоретический анализ кинематики канатно-шквивных приводов. По полученным формулам выполнены сравнительные компьютерные расчеты для различных случаев. Показано, что канатно-шквивные механизмы обладают более «мягкой» кинематикой. Проведенные расчеты подтвердили целесообразность изменения конструкции насоса, в результате чего будет достигнуто снижение загрязнения окружающей среды и экономия электроэнергии. Поскольку будущему миру нужны возобновляемые источники энергии и снижение потребления энергии на нефтяных и газовых месторождениях, чтобы свести к минимуму и остановить загрязнение окружающей среды, то предлагаемое решение является актуальным. В этой статье авторы исследования предлагают более производительную модель скважинного штангового насоса, которую можно легко установить и обслуживать на нефтегазовом месторождении. Это может быть достигнуто на основе ниже упомянутых расчетов.

Ключевые слова: станок-качалка, канатно-шквивный механизм, привод скважинных штанговых насосов, длинноходовой привод, ведущее звено, кривошип, кинематический расчет, точка подвеса штанг, перемещение, скорость, ускорение.

Формат цитирования: Эйвазова З.Э., Фараджов Т.Э. Анализ показателей работоспособности скважинных штанговых насосных установок // Надежность. 2018. Т. 18, № 3. С. 22-26. DOI: 10.21683/1729-2646-2018-18-3-22-26

Введение. Как известно, одним из способов добычи нефти механизированным способом является добыча при помощи скважинных штанговых насосных установок (СШНУ). В настоящее время наиболее применяемыми приводами скважинного штангового насоса (СШН) во всем мире являются балансирующие станки-качалки. Конструкция станков-качалок на протяжении многих лет практически мало изменялась благодаря своей относительной простоте, удобству в обслуживании, эксплуатационным показателям, надежности. Однако в последние годы, благодаря интенсивному развитию техники и технологии добычи нефти, наблюдается значительный прогресс во внедрении новых конструктивных решений приводов СШНУ. В данной статье поставлена цель проведения исследований по усовершенствованию конструкции привода СШН, направленному на уменьшение металлоемкости существующих приводов и повышению производительности СШНУ.

Главным показателем СШНУ является ее производительность, которая зависит от следующих основных режимных параметров:

- 1) длина хода точки подвеса штанг (плунжера насоса);
- 2) число двойных ходов в минуту точки подвеса штанг;
- 3) диаметр плунжера насоса.

Для нахождения наиболее выгодного режима от качки необходимо правильно выбирать сочетание этих параметров.

Первые два параметра зависят от конструкции привода скважинного насоса. Промысловый опыт эксплуатации скважинных насосов показал, что повышение производительности насоса за счет увеличения числа ходов плунжера нецелесообразно, так как при числе ходов больше 15 в минуту резко увеличивается частота обрыва штанг.

Суточную производительность насосной установки можно представить в виде следующей формулы:

$$Q = 1440 K_p f_a n S \left(\frac{1}{\cos \frac{\pi n H}{30 a}} - \frac{\lambda}{S} \right)$$

Здесь Q – производительность установки, м³/сут; K_p – коэффициент подачи насоса; n – число двойных ходов точки подвеса штанг (ТПШ); S – длина хода ТПШ, м; H – глубина спуска насоса, м; λ – суммарная статическая деформация труб и штанг под действием нагрузки от веса жидкости, м; f_a – площадь поперечного сечения плунжера насоса, м²; a – скорость звука в штангах, м/сек.

Результаты экспериментальных исследований Научно-исследовательского и опытно-конструкторского института нефтяного машиностроения АЗИНМАШ (Азербайджан, г. Баку) указывают на возможность обеспечения нормальной работы скважинной штанговой насосной установки при произведении параметров $n \cdot S = 54 \div 60$ м/мин.

Рассмотрим зависимость максимальной производительности Q от числа ходов n для различных типоразмеров станков-качалок (таблица 1).

Анализируя параметры таблицы, видим, что значения произведения $n \cdot S$ в существующих станках-качалках меньше рекомендаций, полученных на основании экспериментальных данных, т.е. существует реальная возможность повышения производитель-

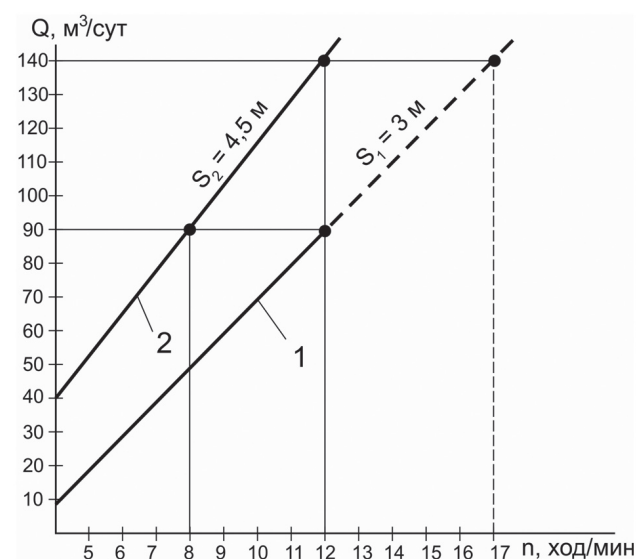


Рисунок 1 – График зависимости производительности от числа ходов ТПШ

Таблица 1. Технические параметры станка-качалки типа СКД

Типоразмер станка-качалки	Параметры				
	Диаметр насоса d_n , мм	Длина хода S , м	Число двойных ходов ТПШ, n	Производительность насоса Q , м³/сут	nS
СКД 3-1,5-710	68	1,5	15	84,9	22,5
СКД 4-2,1-1400	93	2,1	15	225,8	31,5
СКД 6-2,5-2800	93	2,5	14	245,8	35
СКД 8-3-4000	93	3	12	250	36
СКД 10-3,5-5600	93	3,5	12	291	42
СКД 12-3-5600	93	3	12	236,7	36

ности за счет увеличения длины хода ТПШ, так как максимальная длина цилиндров СШН может быть в пределах 6-7 метров.

Для обоснования утверждения о выгоде применения длинного хода с целью увеличения производительности установки приведем следующий конкретный пример.

На рисунке 1 изображены две зависимости производительности скважинной насосной установки от числа ходов ТПШ – $Q = f(n)$.

Для первой зависимости выбраны следующие режимные параметры станка-качалки СКД8-3-4000: число двойных ходов в минуту ТПШ $n = 12$; длина хода ТПШ $S_1 = 3$ м; скважинный насос диаметром $d_n = 57$ мм подвешен на глубине $H = 980$ м; диаметр труб 73 мм; конструкция колонны штанг трехступенчатая, состоящая из штанг диаметрами 19 мм – 25%, 22 мм – 40 % и 25 мм – 35%. Производительность определена на базе компьютерных вычислений (приложение 1) и составляет $Q_1 = 90$ м³/сут; $n \cdot S = 36$.

Вторая зависимость соответствует длине хода $S_2 = 4,5$ м, производительность $Q_2 = 140$ м³/сут (приложение 2), $n \cdot S = 54$ и прочих равных параметрах.

Учитывая тот факт, что зависимость производительности от числа ходов близка к закону прямой линии, из графика видно, что при необходимости увеличения производительности S_1 для зависимости 1 до величины $S_2 = 140$ м³/сут, число двойных ходов в минуту ТПШ увеличивается до 17.

Такое число двойных ходов ТПШ в минуту недопустимо, так как кроме увеличения числа обрывов штанг, это число ходов, возможно, не обеспечит требуемую производительность. Положительным моментом увеличения длины хода ТПШ до 4,5 м является также то, что, как видно из графика, для получения производительности $S_2 = 140$ м³/сут, число двойных ходов ТПШ в минуту уменьшается до 8-ми, что также должно способствовать уменьшению частоты обрывов штанг. При этом реально возможная производительность за счет увеличения длины хода будет на $S_2 - S_1 = 140 - 90 = 50$ м³/сут больше.

Если длинноходовой привод СШН будет создаваться на базе кинематических параметров станка-качалки типа СКД, необходимо учесть тот факт, что габаритные размеры и, соответственно, масса станка-качалки увеличится, так как увеличиваются длины всех звеньев – k_1 , k , l , r , полюсное расстояние p , а, следовательно, высота стойки, длина рамы. Кроме того, также увеличивается

мощность $N_{эд}$ электродвигателя (таблица 2). Ухудшается и динамика самого механизма.

Оценочные расчеты показывают, что при исследовании кинематики длинноходовых приводов можно практически пренебречь изменением длины каната за счет смещения точки контакта каната и шкива. Это упрощает формулы, описывающие кинематику длинноходового привода подобного типа. Для этого в расчетной схеме на рисунке 2 примем, что точка контакта фиксирована, т.е. будем считать, что точка A_o совпадает с точкой A . Тогда в начальном положении механизма (в момент начала движения вверх точки подвеса штанг D) длина каната от кривошипа до шкива (минимальная длина) будет равна:

$$l_o = AO_1 - R, \text{ где } AO_1 = \sqrt{p^2 - r^2} \text{ или } l_o = \sqrt{x_o^2 + y_o^2 - r^2} - R.$$

После поворота кривошипа на некоторый угол ϕ текущая длина этого участка каната будет:

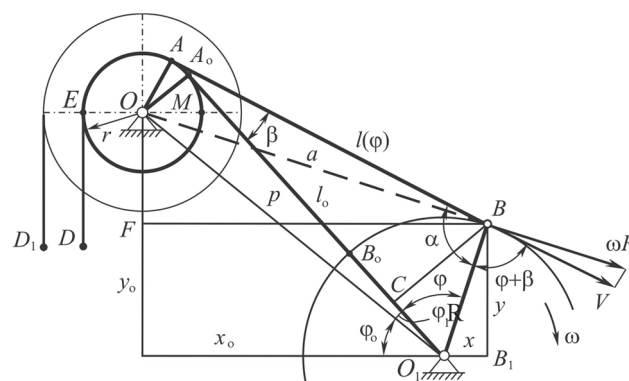
$$l(\phi) = \sqrt{AC^2 + CB^2},$$

$$\text{где } AC = l_o + R(1 - \cos \phi); CB = R \sin \phi,$$

$$l(\phi) = \sqrt{[l_o + R(1 - \cos \phi)]^2 + R^2 \sin^2 \phi}.$$

Величина перемещения точки D определится из следующей формулы:

$$S(\phi) = l(\phi) - l_o = \sqrt{[l_o + R(1 - \cos \phi)]^2 + R^2 \sin^2 \phi} - \sqrt{p^2 - r^2} + R.$$



$$V(\varphi) = \omega R \cos(\pi/2 - \varphi - \beta) = \omega R \sin(\varphi + \beta).$$

Ускорение этой же точки определится как производная найденной скорости по времени:

$$W(\varphi) = \frac{dV(\varphi)}{dt} = \frac{d\varphi}{dt} \cdot \frac{dV(\varphi)}{d\varphi} = \omega \frac{dV(\varphi)}{d\varphi} = \omega^2 R \frac{d}{d\varphi} \cos(\varphi + \beta),$$

$$W(\varphi) = \omega^2 R \left(1 + \frac{d\beta}{d\varphi} \right) \cos(\varphi + \beta).$$

Найдем угол $\beta(\varphi)$:

$$\beta(\varphi) = \arctg \frac{CB}{AC} = \arctg \frac{R \sin \varphi}{l_0 + R(1 - \cos \varphi)}.$$

Для упрощения выкладок воспользуемся разложением функции $\arctg x$ в степенной ряд при условии, что $|x| < 1$:

$$\arctg x = \sum_{n=0}^{\infty} (-1)^n \frac{x^{2n+1}}{2n+1} = x - \frac{x^3}{3} + \dots$$

Учитывая, что $\left| \frac{R \sin \varphi}{l_0 + R(1 - \cos \varphi)} \right| < 1$ и, ограничиваясь с достаточно высокой степенью точности первыми двумя членами разложения, получим:

$$\beta(\varphi) = \frac{R \sin \varphi}{l_0 + R(1 - \cos \varphi)} - \frac{1}{3} \left[\frac{R \sin \varphi}{l_0 + R(1 - \cos \varphi)} \right]^3.$$

Окончательное выражение для ускорения $W(\varphi)$ будет:

$$W(\varphi) = \omega^2 R \left\{ 1 + \frac{R(l_0 + R) \cos \varphi - R^2}{[l_0 + R(1 - \cos \varphi)]^2} \left\{ 1 + \left[\frac{R \sin \varphi}{l_0 + R(1 - \cos \varphi)} \right]^2 \right\} \right\} \times$$

$$\times \cos \left\{ \varphi + \arctg \left[\frac{R \sin \varphi}{l_0 + R(1 - \cos \varphi)} \right] \right\}.$$

Для дифференциального шкива, чтобы получить значения $S(\varphi)$, $V(\varphi)$ и $W(\varphi)$ для точки D_1 , следует вышеприведенные формулы умножить на передаточное отношение $\lambda = r_1/r$.

На основе полученных формул было выполнено машинное моделирование и проведены сравнительные компьютерные расчеты для длинноходовых приводов на базе обычного двухплечего балансира станка-качалки с длиной хода точки подвеса штанг $S = 8$ м и привода по схеме на рисунке 3 с такой же длиной хода.

Расчет станка-качалки проводился по обычным общеизвестным формулам для современного дезаксиального станка-качалки типа СКД выпускаемого с углом дезаксиала $\theta = 9^\circ$. Величина отношения радиуса кривошипа r к длинам заднего плеча балансира k и шатуна l принимались в соответствии с современной практикой проектирования равными $r/k = 0,6$ и $r/l = 0,4$. Отношение длины переднего плеча балансира k_1 к длине заднего плеча k было принято равным $k_1/k = 1,4$. В соответствии с длиной хода $S = 8$ м полученные размеры

станка-качалки следующие: длины переднего плеча балансира $k_1 = 6,1$ м; заднего плеча $k = x_0 = 4,36$ м; шатуна $l = y_0 = 6,54$ м; полюсное расстояние $p = 7,86$ м; радиус кривошипа $R = 2,62$ м.

Размеры механизма по схеме на рисунке 2 принимались следующими: радиусы большого шкива $r_1 = 2,5$ м; малого шкива $r = 1,5$ м; кривошипа $R = 2,4$ м; длины $x_0 = 1,5$ м; $y_0 = 9,2$ м; полюсного расстояния $p = 9,3$ м. Расчет этого варианта производили по вышеприведенным формулам, для дифференциального шкива.

Результаты сравнительного кинематического расчета приведены в виде графиков на рисунке 4, где кривые 1 соответствуют канатно-шкивному приводу, а кривые 2 – обычному двухплечему дезаксиальному станку-качалке.

Так как динамика работы внутрискважинного оборудования, а, следовательно, силовое нагружение привода и трансмиссии в значительной степени зависят от кинематики механизма и в основном от ускорения, то из представленных сравнительных графиков можно сделать вывод, что основные показатели работы лучше у кривошипного канатно-шкивного механизма привода СШНУ для добычи нефти.

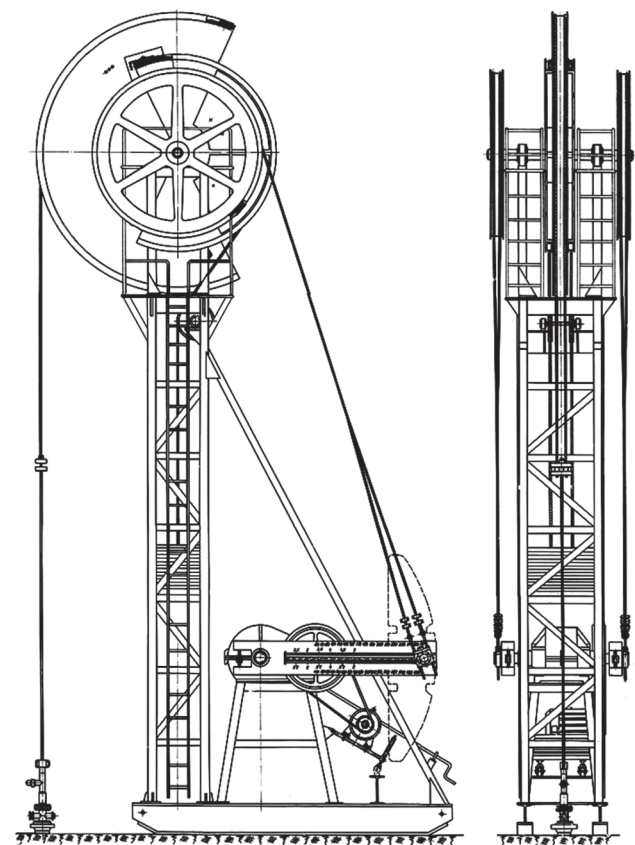


Рисунок 3 – Сверхдлинноходовой канатно-шкивный привод СШН (Азербайджан)

Для создания длинноходовых приводов СШН позволяющих повысить работоспособность СШНУ, снизить их металлоемкость и энергопотребление в сравнении

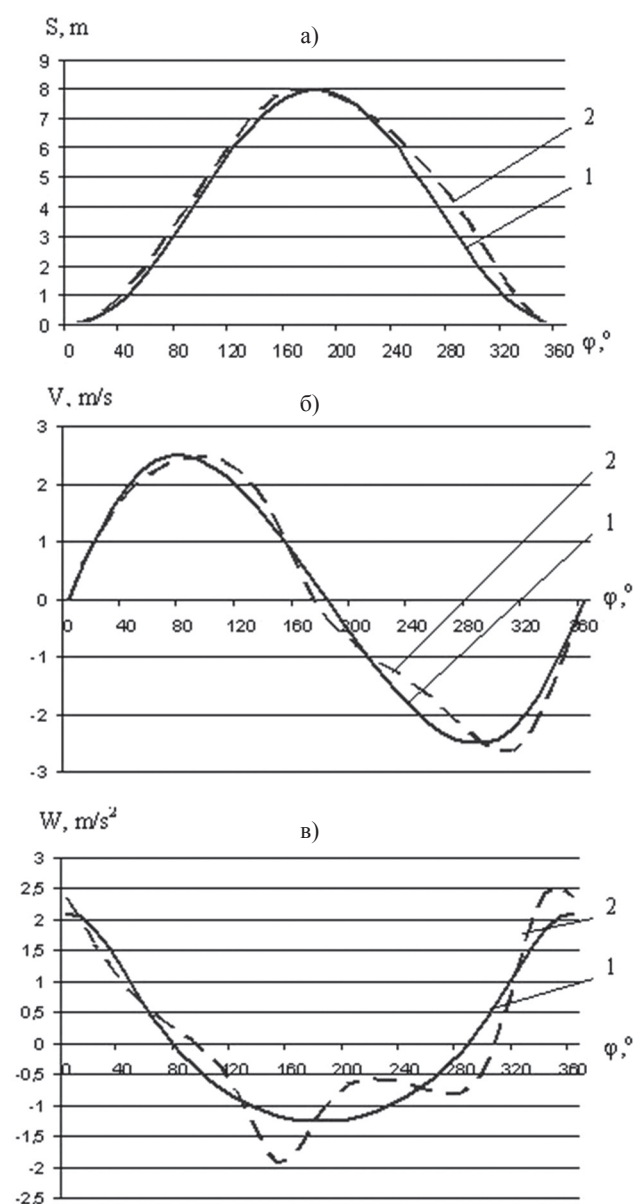


Рисунок 4 – Графики изменения перемещения (а), скорости (б) и ускорения (в) ТПШ СШНУ: 1 – канатно-шкивный привод СШН; 2 – дезаксиальный станок-качалка

с существующими длинноходовыми приводами была предложена на уровне изобретения конструкция привода СШН мачтового типа [2].

Заключение

В результате сравнительного расчета производительности СШНУ было сделано заключение о целесообразности применения длинноходовых приводов СШН.

Представлены основные зависимости кинематики длинноходовых приводов, на основании которых проведены сравнительные расчеты и построены графики перемещения, скорости и ускорения точки подвеса штанг канатно-шкивного привода СШН и дезаксиального станка-качалки, показавшие, что у канатно-шкивного механизма основные показатели работы лучше.

В результате проведенных исследований была предложена на уровне изобретения конструкция привода СШН мачтового типа уменьшенной металлоемкости и энергопотребления, позволяющая повысить работоспособность СШНУ.

Библиографический список

1. Вагидов, М.А. Кривошипные канатно-шкивные механизмы [Текст] / М.А. Вагидов, З.Э. Эйвазова // Механика, машиностроение. – Баку, 2006. – № 2. – С.40-42.
2. Заявка на изобретение А 2016 9973. Привод скважинного насоса [Текст] / Эйвазова З.Э., Фараджев Т.Э.; приоритет 17.06.2016.
3. Буровые комплексы [Текст] / под общей ред. К.П. Порожского. – Екатеринбург, издательство УГГУ, 2013 – 768 с.
4. Баграмов, Р.А. Буровые машины и комплексы: Учебник для вузов [Текст] / Р.А. Баграмов. – М.: Недра, 1988. – 501 с.: ил.

Сведения об авторах

Зулейха Э. Эйвазова – доцент, учитель, Азербайджанский государственный нефтяной и промышленный университет, Баку, Азербайджанская республика, e-mail: eyvazovaze@mail.ru

Тарлан Э. Фараджов – магистр кафедры, Азербайджанский государственный нефтяной и промышленный университет, Баку, Азербайджанская республика, e-mail: tarlan.farajov@hotmail.com

Поступила 27.12.2017

Надежность прогноза успешности летного обучения по данным профессионального психологического отбора

Эльвира А. Крачко, Краснодарское высшее военное авиационное училище летчиков имени Героя Советского Союза А.К. Серова, Краснодар, Россия

Геннадий Т. Красильников, Краснодарское высшее военное авиационное училище летчиков имени Героя Советского Союза А.К. Серова, Краснодар, Россия

Федор В. Мальчинский, Краснодарское высшее военное авиационное училище летчиков имени Героя Советского Союза А.К. Серова, Краснодар, Россия

Светлана Л. Хвостова, Краснодарское высшее военное авиационное училище летчиков имени Героя Советского Союза А.К. Серова, Краснодар, Россия



Эльвира А. Крачко



Геннадий Т. Красильников



Федор В. Мальчинский



Светлана Л. Хвостова

Резюме. Современная военная авиация предъявляет все возрастающие требования к профессионализму летчиков, в связи с чем обостряются проблемы повышения качества профессионального отбора и профессиональной подготовки военных летчиков. После исследований В.А. Пономаренко и В.А. Бодрова в авиационную психологию вошел термин «пролонгированный отбор» как профессиональное психологическое сопровождение летного обучения, для которого важным является составление прогноза успешности обучения на начальных этапах профессиональной подготовки курсантов, что и составило цель настоящего исследования. **Методы.** В исследовании решались задачи проверки прогноза успешности летного обучения по данным профессионального психологического отбора (ППО) на начальных этапах профессиональной подготовки и возможность формулирования этого прогноза в виде интегральной оценки. Для решения этих задач использовались оценки теоретической успеваемости, результаты формирования летных навыков на авиационных тренажерах, динамика показателей профессионально важных качеств (ПВК) курсантов в процессе их обучения на 1 и 2 курсах в сопоставлении с теми показателями, которые были получены ими на ППО. Выборка исследования составила 143 курсанта. Обследование испытуемых проводилось при их поступлении в летное училище и на первых двух курсах обучения по программам, соответствующим нормативным документам министерства обороны и командования Воздушно-космическими силами. Прохождение обследования является необходимым условием для зачисления в высшее военное авиационное образовательное учреждение и последующего летного обучения и не противоречит современным этическим нормам проведения научных исследований. Обследуемые курсанты были распределены на две группы по категориям профпригодности, основанным на результатах исследования ПВК при прохождении ими ППО: 1-я группа (55 человек), названная «пригодные» с хорошими показателями профпригодности и 2-я группа (88 человек), названная «условно годные» с удовлетворительными показателями профпригодности. Статистический анализ проведен с помощью описательной статистики программы Excel пакета Microsoft Office 2007, Т-критерия Стьюдента для несвязанных выборок. **Результаты.** Проведенное исследование показало, что курсанты из группы «пригодных», по сравнению с «условно годными», более адаптированы к условиям военной службы, имеют более высокие показатели познавательных психических процессов и сенсомоторных способностей. Они лучше учатся по теоретическим предметам и быстрее осваивают тренажерную подготовку. В то же время по физиологическим и физическим качествам курсанты исследуемых групп неразличимы и имеют хорошие и высокие показатели, что подтверждается оценками по дисциплине физической подготовки и свидетельствует об их хорошем физическом развитии и физической подготовке. **Выводы.** Прогноз успешности летного обучения, выставленный на этапе ППО как категория профессиональной пригодности, подтверждается на начальных этапах профессиональной подготовки курсантов при проведении мероприятий профессионального психологического сопровождения обучения летного состава. Интегральная оценка, складывающаяся из результатов теоретической успеваемости; данных психологического, психофизиологического обследования; показателей тренажерной подготовки курсантов, может быть использована в последующем летном обучении в качестве информации для разработки индивидуальных программ профессиональной подготовки. Для повышения надежности подготовки планируется разработка и создание комплексных программ автоматизированных методик для диагностики современных летных ПВК, а также методик для их совершенствования и развития [4].

Ключевые слова: профессиональный психологический отбор, профессионально важные качества, профессиональная подготовка, профессиональная пригодность, прогноз

успешности летного обучения, профессиональное психологическое сопровождение обучения летного состава.

Формат цитирования: Крачко Э.А., Красильников Г.Т., Мальчинский Ф.В., Хвостова С.Л. Надежность прогноза успешности летного обучения по данным профессионального психологического отбора // Надежность. 2018. Т. 18, № 3. С. 27-30. DOI: 10.21683/1729-2646-2018-18-3-27-30

Введение. Состояние современной военной авиации характеризуется стремительным развитием авиационной техники, усложнением характера летной деятельности. В этих условиях повышаются требования к профессионализму летчика, все более усложняется системная концепция надежности и безопасности полетов [1, 7]. В связи с этим остро встают задачи повышения качества профессионального отбора и профессиональной подготовки военных летчиков. На начальных этапах обучения в летном училище специалисты профессионального психологического отбора (ППО) продолжают динамическое наблюдение показателей выявленного на этапе отбора уровня (категории) профессиональной пригодности и уточнение сделанного прогноза успешности освоения летной деятельности. Изучение изменений социально-психологических, психофизиологических и других качеств (и свойств) будущего летчика в ходе его обучения в летном училище было проведено в конце прошлого века известными учеными В.А. Пономаренко, В.А. Бодровым. В развитие ППО ими введено понятие «продолженный отбор», как реализация принципов динамического, дифференцированного прогнозирования профпригодности в процессе летного обучения [2, 9, 10]. «Продолженный отбор» в современных условиях обозначается термином профессиональное психологическое сопровождение летного обучения. Оно включает в себя оценку динамики развития профессионально важных качеств (ПВК) курсанта, уточнение структуры и компенсации ПВК в процессе его профессионального становления, разработку индивидуальных рекомендаций, составление психологической характеристики, оптимальное распределение курсантов по летным специальностям [3, 6, 8]. Система профессионального психологического сопровождения обучения летного состава осуществляется в летном училище специалистами научно-исследовательского отдела (профессионального психологического отбора и психологического сопровождения обучения летного состава), достаточно эффективно решает практические задачи повышения качества профессиональной летной подготовки и продолжает совершенствоваться.

Так, для оптимизации составления рекомендаций прохождения курсантами летной практики проводятся исследования по разработке интегральной оценки прогноза успешности летного обучения на начальных этапах профессиональной подготовки. В данном исследовании ставятся следующие задачи:

- происходит ли подтверждение успешности летного обучения, спрогнозированного в процессе ППО, на начальных этапах профессиональной подготовки курсантов;

- можно ли прогноз успешности летного обучения представить в виде интегральной оценки, включающей результаты теоретического обучения, тренажерной подготовки, показателей психологического и психофизиологического обследования курсантов.

Для решения исследовательских задач использованы оценки теоретической успеваемости, результаты успешности формирования летных навыков на авиационных тренажерах, показатели профессионально важных качеств курсантов в процессе их обучения на 1 и 2 курсах (выборка составила 143 человека) в сопоставлении с теми показателями, которые были получены ими в процессе прохождения ППО.

Методы. В качестве методик психологического и психофизиологического обследования применялись следующие: для оценки личностных ПВК – МЛЮ «Адаптивность», «Готовность к риску», «Мотивация к успеху», «Мотивация к избеганию неудач», «Уровень субъективного контроля», «Уровень притязаний»; для оценки интеллектуальных ПВК – «Оперативная память», «Память на образы», «Корректирующая проба», «Черно-красная таблица», «Установление закономерностей», «Слухоречевая память», «Зрительная память», «Пространственное мышление», «Образное мышление». Сенсомоторные качества оценивались с помощью методик: простая сенсомоторная реакция, сложная сенсомоторная реакция (функциональная подвижность нервных процессов), реакция на движущийся объект. Оценка физиологических качеств проводилась при помощи функциональных проб: Штанге-Генча, Руфье [5].

Сравнительный анализ полученных данных исследований проведен с помощью описательной статистики программы Excel пакета Microsoft Office 2007, Т-критерия Стьюдента для несвязанных выборок.

Результаты. По критерию оценки категории профессиональной пригодности, выявленной на этапе профессионального психологического отбора, выборка курсантов ($n = 143$) была разделена на две группы:

1 группа – условно названные «пригодные», имеющие хорошие показатели профпригодности в количестве 55 человек;

2 группа – условно названные «условно годные», имеющие удовлетворительные показатели профпригодности – выборка составила 88 человек.

В ходе исследований установлено, что оценка профессиональной пригодности по ППО оказалась напрямую связанной с результатами учебной деятельности курсантов, поступивших на обучение в авиационное училище. Так, «пригодные», по сравнению с «условно годными», имеют значимые различия ($p < 0,05$) по большинству

теоретических предметов, изучаемых на первом и втором курсах: лучше осваивают такие профильные предметы, как математика, физика, информатика, механика, аэродинамика, авиационная метеорология. «Пригодные» лучше учатся и по общеобразовательным дисциплинам: история отечества, иностранный язык, безопасность жизнедеятельности, электротехника и электроника. Исследуемые группы курсантов достоверно не различаются лишь по изучению общей тактики и философии.

Результаты оценок психологических качеств и свойств показывают значимые различия ($p < 0,05$) по возможностям адаптации у «пригодных» и «условно годных» курсантов. Курсанты, отнесенные к группе «пригодные», быстрее и лучше адаптируются к условиям военной службы, имеют более высокие показатели коммуникативных качеств, они более устойчивы эмоционально. По таким личностным характеристикам, как стремление к успеху, достижениям и избеганию неудач, достоверных различий в двух группах курсантов выявить не удалось: и «пригодные», и «условно годные» одинаково мотивированы на успех и избегание неудач, имеют одинаково умеренный уровень притязаний. В то же время курсанты из группы «пригодных» имеют достоверно больший уровень готовности к риску, более высокий уровень субъективного контроля своего поведения и установления социальных связей ($p < 0,05$).

Результаты диагностики интеллектуальных ПВК показывают, что «пригодные», по сравнению с «условно годными», имеют достоверно более высокие показатели познавательных психических процессов: внимания, памяти, мышления, восприятия – вербально-логического мышления, зрительной, оперативной памяти, способностей к образным представлениям.

Были исследованы сенсомоторные качества – скорость реакций, точность, реакция на движущийся объект. «Пригодные» имеют достоверно ($p < 0,05$) более высокие показатели сенсомоторных реакций: времени реагирования на простые и сложные сигналы, стабильности реакции на движущийся объект, координации движений.

По физиологическим качествам достоверных различий в двух исследуемых группах курсантов не получено. В то же время средние значения показателей резервных возможностей кардиореспираторной системы (индекс Богомазова) и толерантности сердечно-сосудистой системы к физической нагрузке (индекс Руфье) в обеих группах находятся на уровне высоких и хороших значений. Причем эти результаты выявлены как на первом, так и на втором курсах обучения. Высокий и хороший уровень физиологических показателей подтверждаются хорошими и высокими показателями физической подготовленности курсантов разных групп: и те, и другие курсанты имеют средний балл по физической подготовке 4,5 и более и обладают хорошими физическими качествами – силой, быстротой, выносливостью, ловкостью, так как интегральная оценка по физподготовке складывается из суммы разных упражнений: бега, подтягиваний, упраж-

нений на гимнастических снарядах и др.

Наиболее показательным подтверждением прогноза успешности явились результаты тренажерной подготовки. «Пригодные» имеют достоверно больший объем внимания, чем «условно годные» ($6,09 \pm 0,51$ и $5,52 \pm 0,45$, соответственно), лучше усваивают наземную подготовку ($5,95 \pm 0,46$ при $5,24 \pm 0,39$ у «условно годных»), грамотнее эксплуатируют авиационную технику ($6,14 \pm 0,46$ при $5,41 \pm 0,37$ у «условно годных») и увереннее действуют в особых ситуациях ($5,95 \pm 0,47$ при $5,13 \pm 0,48$ у «условно годных»), у них быстрее происходит формирование летного навыка и навык более устойчив ($6,09 \pm 0,45$, чем $5,55 \pm 0,41$ у «условно годных»). В целом, общая оценка по тренажерной подготовке у «пригодных», выше, чем у «условно годных» курсантов ($6,18 \pm 0,45$ и $5,5 \pm 0,41$, соответственно).

Заключение. Таким образом, проведенный анализ полученных экспериментальных данных, позволяет утверждать, что «пригодные», по сравнению с «условно годными», более адаптированы к условиям военной службы, имеют более высокие показатели познавательных психических процессов и сенсомоторных способностей. Они лучше учатся по теоретическим предметам и быстрее осваивают тренажерную подготовку. В то же время по физиологическим и физическим качествам курсанты исследуемых групп неразличимы и имеют хорошие и высокие показатели, что подтверждается оценками по дисциплине и свидетельствует об их хорошем физическом развитии и физической подготовке.

Выводы. Полученные результаты позволяют сформулировать следующие выводы:

- прогноз успешности летного обучения, выставленный на этапе ППО как категория профессиональной пригодности, подтверждается на начальных этапах профессиональной подготовки курсантов при проведении мероприятий профессионального психологического сопровождения обучения летного состава;

- подтверждение прогноза успешности летного обучения на начальных этапах профессиональной подготовки курсантов установлено по результатам теоретической успеваемости; данных психологического, психофизиологического обследования; показателях тренажерной подготовки курсантов, которые могут служить составляющими интегральной оценки. Эта интегральная оценка может быть использована в последующем летном обучении в качестве информации для разработки индивидуальных программ профессиональной подготовки.

Конкретные количественные критерии интегральной оценки с включением результатов теоретической успеваемости; данных психологического, психофизиологического обследования; оценок тренажерной подготовки, которые до настоящего времени в авиационной психологии остаются не разработанными, будут устанавливаться в последующих исследованиях с применением методов статистического анализа и внедряться в психологическую практику профессионального психологического сопровождения обучения летного состава. Проведен-

ное исследование подтвердило надежность прогноза успешности летного обучения на начальных этапах профессиональной подготовки, но обострило вопрос соответствия применяемого методического аппарата ППО для прогнозирования профессиональной успешности при переходе к освоению самолетов новых поколений. Для решения данных проблем планируется разработка и создание на базе ПЭВМ комплексных программ автоматизированных методик для диагностики современных летных профессионально важных качеств, а также методик для их совершенствования и развития [4].

Библиографический список

1. Ариничева, О.В. Возможные пути повышения надежности профессионального психологического отбора диспетчеров управления воздушным движением / О.В. Ариничева, А.Е. Герасименкова и др. // Надежность. – 2018. – Т. 18. – № 1. – С. 38–45. doi:10.21683/1729-2646-2018-18-1-38-45
2. Бодров, В.А. Некоторые методологические вопросы профессионального психологического отбора военных специалистов / В.А. Бодров // Материалы науч.-практ. конф. «Использование новейших информационных технологий в мероприятиях по профессиональному психологическому отбору в Вооруженных Силах Российской Федерации». – М.: 2003. – С. 29–31.
3. Гандер, Д.В. Профессиональная психопедагогика / Д.В. Гандер. – М.: Воентехиниздат, 2007. – 336 с.
4. Крачко, Э.А. Совершенствование системы профессионального психологического отбора в летном вузе / Э.А. Крачко, Ф.В. Мальчинский и др. // Материалы военно-научной конф. «20 лет функционирования системы профессионального психологического отбора в ВС РФ, итоги и перспективы совершенствования». – М.: ВАГШ ВС РФ, 2014. – С. 148–154.
5. Методики военного профессионального психологического отбора: метод. пособие. – М.: Военное издательство, 2005. – 530 с.
6. Методические рекомендации по организации и проведению профессионально-психологического сопровождения курсантов в ходе образовательного процесса в военных образовательных учреждениях ВПО МО РФ. – М.: 2011. – 178 с.
7. Плотников, Н.И. Основания теории надежности человека-оператора (пилота) / Н.И. Плотников //

Надежность. – 2015. – № 2. – С. 90–97. doi:10.21683/1729-2646-2015-0-2-90-97

8. Пономаренко, В.А. Психология человеческого фактора в опасной профессии / В.А. Пономаренко. – Красноярск: «Поликом», 2006. – 629 с.

9. Психологический отбор летчиков и космонавтов / В.А. Бодров и др. // Проблемы космической биологии. – М.: Наука, 1984. – Т. 48. – 264 с.

10. Теория и практика психологического обеспечения летного труда / Под ред. В.А. Пономаренко. – М.: Воениздат, 2003. – 280 с.

Сведения об авторах

Эльвира А. Крачко – кандидат медицинских наук, начальник научно-исследовательской лаборатории психофизиологических проблем профессиональной подготовки летного состава научно-исследовательского отдела, Краснодарское высшее военное авиационное училище летчиков имени Героя Советского Союза А.К. Серова, Краснодар, Россия, e-mail: elvira.krachko@yandex.ru

Геннадий Т. Красильников – доктор медицинских наук, профессор, старший научный сотрудник научно-исследовательского отдела (профессионального психологического отбора и профессионального психологического сопровождения обучения летного состава), Краснодарское высшее военное авиационное училище летчиков имени Героя Советского Союза А.К. Серова, Краснодар, Россия, e-mail: gennadykras@mail.ru

Федор В. Мальчинский – кандидат психологических наук, начальник научно-исследовательского отдела (профессионального психологического отбора и профессионального психологического сопровождения обучения летного состава), Краснодарское высшее военное авиационное училище летчиков имени Героя Советского Союза А.К. Серова, Краснодар, Россия, e-mail: nil.pfl@yandex.ru

Светлана Л. Хвостова – младший научный сотрудник научно-исследовательской лаборатории психофизиологических проблем профессиональной подготовки летного состава научно-исследовательского отдела, Краснодарское высшее военное авиационное училище летчиков имени Героя Советского Союза А.К. Серова, Краснодар, Россия, e-mail: svetlanakhvostova@mail.ru

Поступила 11.01.2018

Об одном подходе к оценке латентного риска экспертизы сейсмической устойчивости железнодорожного полотна^{1*}

Сергей К. Дулин², АО «НИИАС», Москва, Россия

Игорь Н. Розенберг³, АО «НИИАС», Москва, Россия

Владимир И. Уманский⁴, АО «НИИАС», Москва, Россия



Сергей К. Дулин



Игорь Н. Розенберг



Владимир И. Уманский

Резюме. В качестве поставленной в работе задачи выбрана проблема объединения мнений группы экспертов относительно некоторого вероятностного распределения с целью его оценки аналитиком. Подразумевается, что лицо, принимающее решение, на основе полученного результата будет оценивать интересующие его риски и, исходя из этого, принимать те или иные решения. Данная задача может возникнуть во многих сферах анализа риска. В настоящей работе в качестве прикладной предметной области рассматривается устойчивость различных конструкций (зданий, железных дорог, автодорог и т. д.) к внешним механическим воздействиям, например, землетрясениям. В качестве основного инструмента исследования предложен вероятностный метод расчета риска при принятии решений, связанного с привлечением экспертов к анализу риска разрушения железнодорожного полотна и других конструкций при землетрясениях. Для оценки сейсмической устойчивости рельсовых конструкций на основании мнений экспертов использован байесовский подход. Предложенный метод оценки аналитиком вероятностного распределения (кривой хрупкости) на основании мнений группы экспертов позволяет с помощью полученных результатов формализовать и в явном виде выразить латентный риск экспертизы. Разработанная с учетом ряда ограничений процедура позволила в явном виде получить выражение для латентного риска экспертизы. Изложенные в работе теоретические построения легко могут быть реализованы в программной системе, которая позволит в интерактивном режиме вводить параметры и входные данные рассмотренной модели и получать на выходе искомое распределение и величину «риска в риске». Такая система, с одной стороны, позволит проверять некоторые интуитивные предположения относительно поведения результатов при варьировании параметров, а с другой, использоваться как инструмент автоматизации экспертизы и анализа ее качества, помогающий обоснованно принимать решения в условиях риска. Одним из дальнейших направлений развития предложенного метода может быть устранение зависимости значения «риска в риске» от оценок экспертов. В неявном виде эта зависимость присутствует в итоговом выражении, в то время как в идеале этот риск должен определяться только рейтингами экспертов. На основе предложенного подхода могут быть сформулированы некоторые практические оптимизационные задачи, например, выбор наилучшей группы привлекаемых экспертов с точки зрения минимизации этой доли риска при ограничении на финансирование экспертизы (очевидно, что чем компетентнее эксперт, тем более точны даваемые им оценки и, соответственно, меньше этот риск, но тем больше стоимость привлечения данного эксперта). Также может быть рассмотрена сопряженная задача – оптимальный подбор экспертов с целью минимизации затрат на экспертизу при заданном максимально допустимом уровне «риска в риске». В целом предложенный метод оценки неизвестного распределения и расчета риска, связанного с привлечением экспертов, является достаточно универсальным и может применяться не только в области механической устойчивости конструкций, но и при решении широкого класса задач, в которых требуется оценить некое вероятностное распределение на основе субъективных данных о нем.

Ключевые слова: латентный риск экспертизы, байесовский подход, кривая хрупкости, квантили.

^{1*} Работа выполнена при финансовой поддержке РФФИ (грант № 17-20-02153 офи_м_ржд).

² Институт проблем информатики Российской академии наук Федерального исследовательского центра «Информатика и управление» Российской академии наук, АО «Научно-исследовательский и проектно-конструкторский институт информатизации, автоматизации и связи на железнодорожном транспорте» (АО «НИИАС»), s.dulin@ccas.ru

³ АО «Научно-исследовательский и проектно-конструкторский институт информатизации, автоматизации и связи на железнодорожном транспорте» (АО «НИИАС»), I.Rosenberg@vniias.ru

⁴ АО «Научно-исследовательский и проектно-конструкторский институт информатизации, автоматизации и связи на железнодорожном транспорте» (АО «НИИАС»), v.umanskiy@vniias.ru

Формат цитирования: Дулин С.К., Розенберг И.Н., Уманский В.И. Об одном подходе к оценке латентного риска экспертизы сейсмической устойчивости железнодорожного полотна // Надежность. 2018. Т. 18, № 3. С. 31-38. DOI: 10.21683/1729-2646-2018-18-3-31-38

Введение

При анализе различных рисков с использованием вероятностных подходов очень часто приходится иметь дело с событиями, частота которых крайне мала, например, разного рода катастрофическими явлениями. При этом, как правило, проведение эксперимента на реальных объектах либо принципиально невозможно (как, например, в случае природных катаклизмов), либо является крайне дорогостоящим мероприятием. Как следствие, аналитики сталкиваются с ситуацией острой нехватки, разрозненности и порой даже полного отсутствия прямых опытных данных. Это заставляет лиц, принимающих решения (ЛПР или аналитиков), строить процедуры анализа рисков, опираясь исключительно на мнения специально привлекаемых экспертов в данной предметной области – индивидуумов, обладающих специфическими знаниями.

При этом возникает проблема оптимального учета и объединения всех представленных мнений, полученных с использованием разных методик, возможно, противоречащих друг другу. Естественно, ЛПР при этом должен неким образом ранжировать экспертов по степени доверия к ним. Кроме того, он должен уметь оценивать, насколько близким к истине является полученный результат, то есть, насколько удовлетворительно качество проводимой экспертизы. Другими словами, привлекая экспертов для анализа риска, он должен представлять себе, насколько велик риск получения неправильных результатов и какие возможные неблагоприятные последствия их дальнейшего использования. Этот своего рода латентный риск экспертизы, то есть риск, связанный именно с привлечением экспертов к анализу риска, и является основным предметом рассмотрения в данной работе. Целью здесь является создание реального инструмента для его оценки. Естественно, он должен возникнуть не на пустом месте, а базироваться на некоей процедуре, преобразующей информацию, полученную от экспертов, в итоговое агрегированное представление ЛПР. Ниже будет сформулирована конкретная задача, решение которой будет положено в основу практического метода расчета латентного риска экспертизы.

В качестве задачи, которую должна решать вышеупомянутая процедура, будет фигурировать проблема объединения мнений группы экспертов относительно некоторого вероятностного распределения с целью его оценки аналитиком. Подразумевается, что ЛПР впоследствии будет на основе полученного результата оценивать интересующие его риски и, исходя из этого, принимать те или иные решения.

Данная задача может возникнуть во многих сферах анализа риска. В настоящей работе в качестве предметной области будет рассмотрена устойчивость различных конструкций (зданий, железных дорог,

автодорог и т.д.) к внешним механическим воздействиям, например, землетрясениям. Для ее описания используется так называемые «кривые хрупкости» (fragility curves – термин взят из [1]). По определению, показатель хрупкости некоей структуры или ее компоненты определяется как вероятность ее разрушения (или выхода из строя) при заданном значении параметра, характеризующего внешнее воздействие (при землетрясении, например, таким параметром является пиковое значение горизонтального ускорения грунта). Таким образом, кривую хрупкости можно рассматривать как функцию распределения (имеется в виду интегральная) случайной величины, отражающей способность конструкции выдерживать механические нагрузки, у которой в качестве аргумента фигурирует этот параметр.

Для формализации понятия «мнение эксперта» будет использован так называемый квантильный подход, описанный, например, в [2] и состоящий в следующем. Задается некоторый конечный набор значений функции распределения. Эксперты же должны выразить свое мнение относительно того, при каких значениях переменной функция распределения равна каждой из предложенных величин. Эти значения переменной являются квантилями распределения, соответствующими заданным вероятностям.

Для решения поставленной задачи предлагалось несколько альтернативных методов. Здесь, учитывая первоначальную цель, то есть определение понятия «латентный риск экспертизы», лучше всего выбрать байесовский подход, так как в его основе лежит представление об экспертах как о принципиально неидеальных источниках информации и делается попытка учета этой неидеальности. В рамках данного подхода каждая полученная от эксперта оценка интерпретируется как результат эксперимента и, следовательно, рассматривается как случайная величина, которая и является основным предметом анализа.

Теоретические основы байесовского подхода были заложены в середине семидесятых – начале восьмидесятых годов ([2–5]), после чего стали разрабатываться практические приложения в различных областях, в том числе и в рассматриваемой ([6–8]). Для обеспечения целостности изложения предлагаемого метода оценки кривой хрупкости, его построение начнется с теоремы Байеса, но в то же время достаточно сжато в тех его частях, которые описаны ранее в литературе.

Байесовская формулировка

В рамках выбранного подхода мнения экспертов рассматриваются как входные данные, являющиеся точечными оценками квантилей, которые влияют на «состояние знания» ЛПР о распределении согласно теореме Байеса:

$$\pi(x' | E) = k^{-1} L(E | x') \pi_0(x'), \quad (1)$$

где введены следующие обозначения:

$\pi(x' | E)$ – апостериорное представление ЛПР о распределении (а именно, о значении переменной, соответствующей тому или иному квантилю) после ознакомления с мнениями экспертов E (здесь фигурирует плотность распределения);

$\pi_0(x')$ – изначальное (априорное) представление ЛПР о неизвестном распределении до ознакомления с мнениями экспертов;

E – собственно мнения экспертов о распределении;

$L(E | x')$ – может быть названа «функцией правдоподобности» входных данных E при условии, что истинное значение неизвестной (оцениваемой) величины равно x' ; смысл данной функции будет прояснен чуть ниже^{1*};

k^{-1} – нормировочная константа.

Таким образом, задача сводится к оценке априорного распределения $\pi_0(x')$ и функции правдоподобности $L(E | x')$. Последняя является здесь ключевым элементом, и от ее правильной интерпретации зависит понимание метода в целом. Для простейшего случая одного эксперта и одной оценки квантиля x_1 имеем:

$$\pi(x' | x_1) = k^{-1} L(x_1 | x') \pi_0(x').$$

В данном выражении величина $L(x_1 | x) dx_1$ есть субъективно оцененная аналитиком вероятность того, что полученное от эксперта значение будет лежать между x_1 и $x_1 + dx_1$ при условии, что истинное значение переменной, соответствующее данному квантилю, равно x' . Очевидным образом это понятие распространяется на случай нескольких экспертов. Таким образом, функция правдоподобности – это в некотором смысле мера точности мнения эксперта с точки зрения ЛПР, который с ее помощью строит свою субъективную модель его способности давать количественные оценки неизвестной величины.

Что касается априорного знания аналитика, то в данной работе оно будет описываться равномерным распределением. Это сделано из соображений простоты и отвечает ситуации, когда до получения оценок экспертов ЛПР вообще не имеет никакой информации о характере искомого распределения. В данном случае с его точки зрения вероятность того, что значение неизвестной величины лежит между x' и $x' + \Delta x'$, не зависит от x' , что как раз и соответствует отсутствию какого-либо знания.

Ограничения модели

Задача построения искомого вероятностного распределения на основе мнений экспертов в общем виде

^{1*} В рассматриваемой предметной области (механическая стойкость конструкций) тот факт, что неизвестная величина равна x' , означает, что конструкция разрушится с вероятностью 1 при максимальном значении горизонтального ускорения, равном x' . Верхний индекс «l» означает здесь «true», то есть истинное значение.

крайне сложна. Поэтому, чтобы получить некий результат, который можно применять на практике, необходимо сделать некоторые упрощающие предположения, касающиеся как характера самого этого распределения, так и свойств функции правдоподобности.

Во-первых, будет предполагаться, что искомое распределение принадлежит семейству логнормальных, то есть его плотность определяется двумя параметрами θ и ω :

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \omega x} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left[\frac{\ln x - \theta}{\omega} \right]^2 \right\}. \quad (2)$$

Соответственно, кривая хрупкости определяется интегралом от (2). С учетом выбранной предметной области данное допущение является вполне обоснованным. В ряде исследовательских программ по изучению реальных кривых хрупкости (см., например, [1]) указывается, что интеграл от функции (2) приближает их с хорошей точностью.

В рамках этого предположения задача нахождения распределения сильно упрощается и сводится к оценке его параметров. Теорема Байеса переписывается в виде:

$$\pi(\theta, \omega | E) = k^{-1} L(E | \theta, \omega) \pi_0(\theta, \omega). \quad (3)$$

При известном распределении параметров необходимо выбрать окончательную оценку кривой хрупкости, то есть какую-то конкретную пару параметров. Наиболее логичным представляется выбор в качестве такой оценки наиболее вероятного распределения. Его параметры находятся из условия максимума по параметрам апостериорной плотности распределения $\pi(\theta, \omega | E)$ и являются, следовательно, корнями системы:

$$\begin{cases} \frac{\partial \pi(\theta, \omega | E)}{\partial \theta} = 0, \\ \frac{\partial \pi(\theta, \omega | E)}{\partial \omega} = 0. \end{cases} \quad (4)$$

Вторая гипотеза касается входных данных, которыми является множество оценок:

$$E = \{x_{ij}, i = \overline{1, N}; j = \overline{1, M}\},$$

где x_{ij} есть оценка i -го эксперта для j -го квантиля. Будет предполагаться, что оценки для всех квантилей, данные всеми экспертами, независимы в совокупности. Конечно, это очень сильное допущение, которое может выполняться лишь приближенно, да и то при небольшом числе квантилей, однако в рассматриваемой простой модели оно дает удовлетворительное качество результата. Учет зависимостей между оценками, резко увеличивая громоздкость вычислений и уменьшая наглядность модели, далеко не всегда радикальным образом влияет на результат.

С учетом второго предположения общая функция правдоподобности есть является просто произведением индивидуальных:

$$L(E|\theta, \omega) = \prod_{i=1}^N \prod_{j=1}^M L_{ij}(x_{ij}|\theta, \omega) \quad (5)$$

где $L_{ij}(x_{ij}|\theta, \omega) \Delta x_{ij}$ – вероятность того, что оценка значения переменной, соответствующего j -му квантилю, i -м экспертом попадет в малый интервал $[x_{ij}, x_{ij} + \Delta x_{ij}]$ при условии, что параметры истинного распределения равны θ и ω .

И, наконец, последнее предположение касается непосредственно описания ожиданий аналитика относительно результата, получающегося в процессе формирования мнения эксперта. Существуют две модели экспертов (аддитивная и мультипликативная), в которых в явном виде выражена вероятность отклонения мнения эксперта (с точки зрения ЛППР) о неизвестной величине от ее истинного значения, то есть, реализована основная идея байесовского подхода об учете неточности получаемой от него информации. В данной работе будет применяться мультипликативная модель, кратко изложенная ниже.

Согласно этой модели, аналитик рассматривает оценку i -м экспертом значения переменной, соответствующего j -му квантилю, как случайную величину X_{ij} , являющуюся произведением двух сомножителей:

$$X_{ij} = x'_j B_{ij},$$

где x'_j есть истинное значение (определяемое неизвестными параметрами логнормального распределения), а B_{ij} – случайная величина, отвечающая ошибке. Логарифмируя, получим:

$$\ln X_{ij} = \ln x'_j + \ln B_{ij}.$$

Предполагая теперь, что случайная величина $\ln B_{ij}$ распределена по нормальному закону с математическим ожиданием $\ln b_{ij}$ и дисперсией σ_{ij}^2 , получим, как нетрудно убедиться, логнормальное распределение оценки эксперта:

$$L(x_{ij}|\theta, \omega) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_{ij} x_{ij}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left[\frac{\ln x_{ij} - (\ln x'_j + \ln b_{ij})}{\sigma_{ij}} \right]^2 \right\}. \quad (6)$$

Данная функция хорошо описывает поведение экспертов и широко используется. Это и есть тот «кирпичик» (так как она является функцией правдоподобности для случая одной оценки, даваемой одним экспертом), на основе которого будет построена общая агрегированная функция правдоподобности, стоящая в уравнении (1).

В данной работе принимается еще одна дополнительная гипотеза: эксперты считаются достаточно компетентными специалистами в своей предметной области, чтобы не допускать систематических ошибок. Поэтому в уравнении (6) при вычислениях будет полагаться

$$\ln b_{ij} = 0,$$

что соответствует отсутствию систематического сдвига. Таким образом, в рамках общей идеи учета неизбежных неточностей в получаемой от них информации будут рассматриваться ошибки только одного типа – случайные. Формула (6) в результате переписывается в виде:

$$L_{ij}(x_{ij}|\theta, \omega) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_{ij} x_{ij}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left[\frac{\ln x_{ij} - \ln x'_j}{\sigma_{ij}} \right]^2 \right\}. \quad (7)$$

Теперь в рамках вышеперечисленных предположения можно на основе мнений экспертов построить апостериорное распределение параметров $\pi(\theta, \omega | E)$, а, следовательно, и искомую оценку кривой хрупкости.

Построение распределения

Выразим вначале индивидуальную функцию правдоподобности, определяемую (7). Способ оценки дисперсий оценки σ_{ij}^2 будет изложен ниже. Истинное же значение переменной, соответствующее j -му квантилю, можно найти, используя предположение (2) о принадлежности истинной кривой к семейству логнормальных. Это значение связано с параметрами логнормального распределения следующим образом:

$$\ln x'_j = \omega Z_j + \theta, \quad (8)$$

где Z_j – соответствующее данному квантилю значение переменной стандартного нормального распределения (с нулевым математическим ожиданием и единичной дисперсией). Таким образом, выражение (7) преобразуется к виду:

$$L_{ij}(x_{ij}|\theta, \omega) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_{ij} x_{ij}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left[\frac{\ln x_{ij} - (\omega Z_j + \theta)}{\sigma_{ij}} \right]^2 \right\}. \quad (9)$$

Теперь, по предположению о независимости в совокупности всех экспертных оценок, подставляя (9) в (5), и далее, (5) в (3) в силу гипотезы о равномерности априорного распределения получим:

$$\pi(\theta, \omega | E) = k_1^{-1} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^M \left[\frac{\ln x_{ij} - (\omega Z_j + \theta)}{\sigma_{ij}} \right]^2 \right\}.$$

Это, собственно, и есть искомое распределение параметров логнормального распределения. Однако в таком виде его неудобно исследовать на максимум по θ и ω . Возведя выражения под знаком суммы в квадрат и выделив полные квадраты по параметрам, после довольно простых, но громоздких выкладок получим:

$$\pi(\theta, \omega | E) = K^{-1} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left[\left(\frac{\omega - \Omega}{\sigma_\omega} \right)^2 + \left(\frac{\theta - \Theta(\omega)}{\sigma_\theta} \right)^2 \right] \right\}, \quad (10)$$

Где

$$\Omega = \frac{\left(\sum_{ij} \sigma_{ij}^{-2} \right) \left(\sum_{ij} \sigma_{ij}^{-2} Z_j \ln x_{ij} \right) - \left(\sum_{ij} \sigma_{ij}^{-2} \ln x_{ij} \right) \left(\sum_{ij} \sigma_{ij}^{-2} Z_j \right)}{\left(\sum_{ij} \sigma_{ij}^{-2} \right) \left(\sum_{ij} \sigma_{ij}^{-2} Z_j^2 \right) - \left(\sum_{ij} \sigma_{ij}^{-2} Z_j \right)^2}, \quad (11)$$

$$\sigma_{\omega}^2 = \frac{\sum_{ij} \sigma_{ij}^{-2}}{\left(\sum_{ij} \sigma_{ij}^{-2} \right) \left(\sum_{ij} \sigma_{ij}^{-2} Z_j^2 \right) - \left(\sum_{ij} \sigma_{ij}^{-2} Z_j \right)^2}, \quad (12)$$

$$\Theta(\omega) = \frac{\sum_{ij} \sigma_{ij}^{-2} \ln x_{ij} - \omega \sum_{ij} \sigma_{ij}^{-2} Z_j}{\sum_{ij} \sigma_{ij}^{-2}}, \quad (13)$$

$$\sigma_{\theta}^2 = \left(\sum_{ij} \sigma_{ij}^{-2} \right)^{-1}, \quad (14)$$

а K^{-1} – не зависящий от θ и ω коэффициент пропорциональности.

Подставляя (10) в систему уравнений (4) и решая ее, получим параметры наиболее вероятного распределения:

$$\begin{aligned} \omega_m &= \Omega, \\ \theta_m &= \Theta(\Omega). \end{aligned} \quad (15)$$

Таким образом, искомая функция плотности распределения (интеграл от которой и есть, собственно, кривая хрупкости) при всех вышеперечисленных предположениях имеет вид:

$$\pi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \Omega x} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left(\frac{\ln x - \Theta(\Omega)}{\Omega} \right)^2 \right\}.$$

Имеет смысл привести еще один вид выражений для ω_m и θ_m , из которого будет очевиден вклад каждой экспертной оценки в формирование результата. С помощью простой перегруппировки слагаемых в суммах получим:

$$\theta_m = \sum_{ij} c_{ij}^{\theta} \ln x_{ij}, \quad (16)$$

$$\omega_m = \sum_{ij} c_{ij}^{\omega} \ln x_{ij}, \quad (17)$$

Где

$$c_{ij}^{\theta} = \frac{\sigma_{\theta}^2 \sigma_{\omega}^2}{\sigma_{ij}^2} \left[\left(\sum_{ij} \sigma_{ij}^{-2} Z_j^2 \right) - \left(\sum_{ij} \sigma_{ij}^{-2} Z_j \right) Z_j \right], \quad (18)$$

$$c_{ij}^{\omega} = \frac{\sigma_{\theta}^2 \sigma_{\omega}^2}{\sigma_{ij}^2} \left[\left(\sum_{ij} \sigma_{ij}^{-2} \right) Z_j - \left(\sum_{ij} \sigma_{ij}^{-2} Z_j \right) \right]. \quad (19)$$

Отсюда видно, что вклад оценки для j -го квантиля, данной i -м экспертом, пропорционален величине $\frac{\ln x_{ij}}{\sigma_{ij}^2}$. Этот факт будет использован в дальнейшем.

В формулах, описывающих результирующее распределение, фигурируют величины σ_{ji}^2 – дисперсии в мульт

типlicative модели ошибок, входящие в выражение функции правдоподобности. Подход, использованный для их оценки, также основан на некоторых допущениях.

Во-первых, для одного и того же эксперта дисперсии оценок для разных квантилей приняты равными между собой. Это означает, что ожидаемая аналитиком величина случайного отклонения оценки от истинного значения не зависит от квантиля, а определяется только общей степенью доверия ЛПР к мнению данного эксперта:

$$\sigma_{ij} = \sigma_i, \quad j = \overline{1, M}, \quad i = \overline{1, N}. \quad (20)$$

Эти стандартные отклонения мнений каждого эксперта и нужно оценить. Для этого в данной модели вводится понятие веса (или рейтинга) w_i , приписываемого экспертам. Значение этого параметра определяет общую степень доверия аналитика к мнению i -го эксперта, ожидаемую величину ошибки в даваемых им количественных оценках. Разумеется, чем больше рейтинг того или иного эксперта по сравнению с остальными, тем лучше получаемое распределение должно соответствовать его оценкам.

Из формул (16) – (19) видно, что слагаемые пропорциональны σ_{ij}^2 . Поэтому представляется естественным связать дисперсии с весами именно таким образом, то есть, с учетом (20),

$$w_i = \frac{\gamma}{\sigma_i^2},$$

где γ – коэффициент пропорциональности.

Следует заметить, что, как видно из выражений (11) и (13), при определении параметров наиболее вероятного распределения роль играют только относительные значения σ_i^2 , так как в обеих формулах и числитель, и знаменатель однородны по дисперсиям, причем степень однородности одинакова. Абсолютные же значения влияют на величины σ_{θ}^2 и σ_{ω}^2 , как видно из (12) и (14). Таким образом, масштаб весов экспертов (при одинаковых соотношениях между ними) отражает только уровень качества произведенной экспертизы, то есть ожидаемую вероятность того, что полученная кривая будет лежать достаточно близко к истинной кривой хрупкости.

Для получения конкретных численных оценок риска привлечения экспертов необходимо изначально определить этот масштаб, то есть некий «единичный», эталонный уровень риска, к которому будут затем привязаны все величины. Существуют задачи, где необходимо проводить минимизацию риска при некоторых ограничениях, и в них его величина не играет роли при выборе оптимального решения. Однако в некоторых задачах, касающихся принятия решений, значение латентный риск экспертизы само по себе является важным показателем.

В данной работе масштаб будет следующим образом. Допустим, что w_i известны, и рассмотрим вопрос о коэффициенте γ . «Эталонное» значение дисперсии (которое соответствует весу мнения эксперта, равному 1) может быть оценено чисто эмпирическим путем.

Рассмотрим график логнормальной функции распределения (которая описывает ошибки экспертов) с параметрами a и b (рисунок 1).

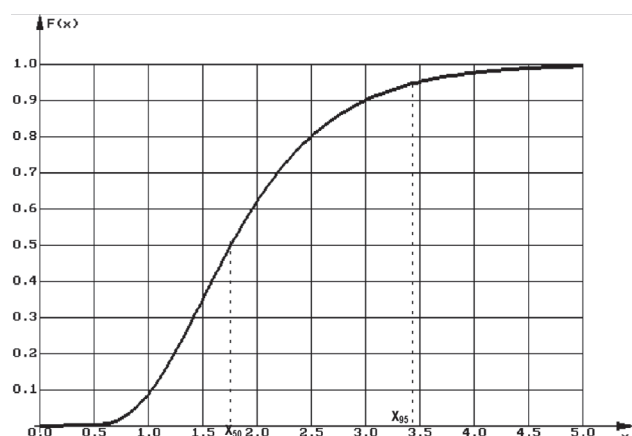


Рисунок 1 – Логнормальное распределение с квантилями 50% и 95%

Найдем два значения переменной для квантилей с вероятностями 50% и 95%. Их можно выразить через соответствующие значения переменной стандартного нормального распределения и параметры (уравнение (8)):

$$x_{50} = \exp \{ \sigma Z_{50} + b \},$$

$$x_{95} = \exp \{ \sigma Z_{95} + b \}.$$

Величина $\ln x_{95} - \ln x_{50}$ должна характеризовать разброс значений логнормально распределенной случайной величины, а, следовательно, и ее стандартное отклонение. Для приближенной оценки последнего положим, что

$$\frac{x_{95}}{x_{50}} \approx 2,$$

то есть

$$2 \approx \frac{\exp \{ \sigma Z_{95} + b \}}{\exp \{ \sigma Z_{50} + b \}} = \exp \{ \sigma (Z_{95} - Z_{50}) \},$$

откуда искомое «эталонное» стандартное отклонение равно:

$$\sigma = \frac{\ln 2}{Z_{95} - Z_{50}} \approx \frac{\ln 2}{1,645} \approx 0,421$$

(из таблиц известно, что $Z_{50} = 0$, $Z_{95} = 1,645$).

Это значение и будет использовано при вычислении дисперсий:

$$\sigma_i^2 = \frac{0,421^2}{w_i} = \frac{0,177}{w_i}.$$

Определение латентного риска экспертизы

Как известно, риск определяется двумя факторами: вероятностью некоторого неблагоприятного события и ожидаемыми потерями при его реализации. В рамках

рассматриваемого подхода принята дискретная модель апостериорной ситуации: либо здание разрушилось, либо нет, то есть, промежуточных вариантов нет. Поэтому ожидаемая величина потерь одна и та же, что позволяет вообще исключить ее из рассмотрения и отождествить риск с вероятностью разрушения. Конечно, это только приближение, и в более сложных моделях можно рассматривать, например, степень разрушения, однако это выходит за рамки описанного выше метода.

Суть предлагаемого метода оценки латентного риска экспертизы состоит в следующем. При каждом значении параметра, характеризующего внешнее воздействие, вычисляется локальный, «дифференциальный» риск, после чего он суммируется по этому параметру с учетом его распределения (другими словами, вычисляется математическое ожидание). Для этого, естественно, нужно знать это распределение (в рассматриваемой предметной области это прогноз сейсмической ситуации, отражающий зависимость вероятности землетрясения от его силы). Предположим, что оно известно, и обозначим его $f_0(x)$. Задача теперь состоит в получении выражения для оценки локального риска при заданном x .

Источником латентного риска экспертизы, связанного с привлечением экспертов, является вероятностный характер оценки параметров кривой хрупкости, который порождает возможность ее отклонения от истинного положения, что в конечном итоге приводит к неверному учету исходного риска, определяемого самой кривой хрупкости. В качестве дифференциальной меры исходного риска в точке x следует рассматривать вероятность разрушения конструкции, то есть значение кривой хрупкости в этой точке. Локальную же оценку латентный риск экспертизы, в силу его природы, нужно строить на основе величины и вероятности отклонения кривой (определяемого полученным распределением параметров логнормального распределения) от истинного значения в точке x .

Здесь необходимо понимать, что, в отличие от оценки исходного риска, последствия отклонений в разные стороны принципиально отличны друг от друга. Тот факт, что полученная в результате экспертизы кривая проходит ниже истинной, означает, что эксперты недооценили риск в данной точке. Это чревато разрушением здания с большей вероятностью, то есть латентный риск экспертизы имеет тот же тип, что и исходный. При обратной ситуации, когда риск переоценен экспертами, с точки зрения разрешения вроде бы отрицательных последствий нет, но в случае принятия превентивных мер по снижению остаточного риска до приемлемого уровня может произойти перерасход средств, что также нежелательно. Очевидно, что учитывать последствия разных типов нужно по-разному. Однако для достаточно приближенной оценки латентного риска экспертизы можно делать это единообразно, и удобнее всего производить расчеты по первой схеме, что и будет сделано ниже (рисунок 2).

Для определения локального риска в точке x сравним истинную (неизвестную) кривую хрупкости – логнор-

мальную функцию распределения $p(x; \theta', \omega')$, представленную на рисунке 2 пунктирной линией, – с получаемой с некоторой вероятностью в результате экспертизы (сплошная линия на рисунке 2). Согласно описанному выше методу, вероятность того или иного положения экспертной оценки кривой хрупкости определяется апостериорным распределением параметров $\pi(\theta, \omega | E)$, и сплошная линия отражает одно из этих возможных положений. В данном случае эксперты недооценили риск разрушения в точке x : вместо реальной вероятности $p(x; \theta', \omega')$ они предсказали меньшую, $p(x; \theta, \omega)$. В связи с этим представляется вполне логичным рассмотреть риск, связанный с привлечением экспертов, как долю общего риска.

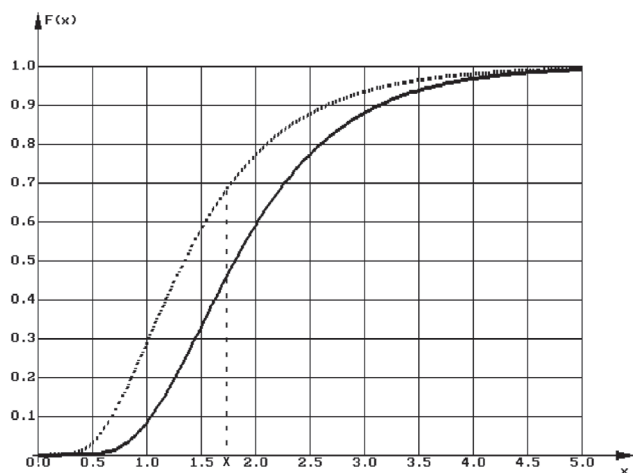


Рисунок 2 – К определению локального риска

Таким образом, количественно его можно напрямую выразить через разность этих вероятностей. В соответствии с выбранным симметричным подходом к учету отклонений разных знаков в общем случае следует рассматривать модуль этой разности. Далее, принимая во внимание вероятностный характер получаемой при анализе мнений экспертов кривой, локальный бесконечно малый риск в точке x может быть вычислен как усредненный по параметрам модуль разности:

$$d\tilde{R} = \iint_{\theta, \omega} |p(x; \theta, \omega) - p(x; \theta', \omega')| \pi(\theta, \omega | E) d\theta d\omega dx. \quad (21)$$

Тильда в данном выражении означает, что это не окончательная формула, и появилась здесь по двум причинам. Во-первых, как упоминалось ранее, параметры истинной кривой хрупкости неизвестны. Однако с учетом предположения об отсутствии систематического сдвига в оценках экспертов (согласно модели ошибок), хорошим ее приближением при усреднении модуля разности является полученное выше наиболее вероятное распределение с параметрами, определяемыми (15). Во-вторых, в выражении (21) не отражен тот факт, что x – также случайная величина с плотностью распределения $f_0(x)$. При учете этих двух факторов локальный риск записывается в виде:

$$dR = \left\{ \iint_{\theta, \omega} |p(x; \theta, \omega) - p(x; \theta_m, \omega_m)| \pi(\theta, \omega | E) d\theta d\omega \right\} f_0(x) dx,$$

и, соответственно, риск, связанный с привлечением экспертов для анализа кривой хрупкости, определяется выражением:

$$R = \int_x \left\{ \iint_{\theta, \omega} |p(x; \theta, \omega) - p(x; \theta_m, \omega_m)| \pi(\theta, \omega | E) d\theta d\omega \right\} f_0(x) dx.$$

Эту величину следует сравнивать с полным риском разрушения конструкции, предсказываемым экспертами. Он определяется выражением:

$$R_0 = \int_x p(x; \theta_m, \omega_m) f_0(x) dx.$$

В случае если $R \ll R_0$, качество экспертизы должно удовлетворить аналитика. Он с достаточной определенностью может анализировать различные варианты развития ситуации и принимать обоснованные решения, касающиеся, например, целесообразности строительства объекта либо разработки превентивных мероприятий по снижению возможных потерь. Если же величина латентный риск экспертизы сравнима с полным риском (скажем, отличается менее чем в три-пять раз), качество экспертизы не позволяет рассматривать ее результаты как достаточное основание для принятия каких-либо решений. Это означает, что требуется либо привлечь более компетентных экспертов, либо использовать другие методы для дополнительного анализа.

Данный метод расчета латентного риска экспертизы, конечно же, не является всеобщим. Ему присущи ограничения, порожденные теми предположениями, которые были использованы для обеспечения логических переходов при выводе оценки распределения. Они существенно упростили выкладки, однако в то же время сузили область применимости метода, и необходимо четко осознавать, какие условия должны быть выполнены для получения удовлетворительных результатов.

Первая гипотеза касается выбранной модели поведения экспертов при оценке квантилей распределения, согласно которой они не делают систематических ошибок, а величина случайной определяется одним параметром (дисперсией), напрямую связанным с рейтингом эксперта. В более сложных моделях при многократных экспертизах можно статистически оценить ожидаемую величину систематического сдвига и учитывать его в дальнейшем. Здесь же специалисты в предметной области предполагаются достаточно опытными, чтобы его не допускать.

Далее идет допущение, возможно, самое сильное из всех, касающееся независимости в совокупности всех экспертных оценок для всех квантилей. Оно может быть выполнено только с той или иной степенью приближения. С одной стороны, источники информации, которыми пользуются эксперты, сильно пересекаются, что приводит к корреляции мнений разных экспертов. С другой стороны, обычно они представляют себе распре-

деление целиком, и в результате оценки, данные одним и тем же экспертом для разных квантилей, начинают зависеть друг от друга. Особенно этот эффект становится заметен при увеличении числа квантилей, поэтому для обеспечения хотя бы приблизительного выполнения условия независимости нужно ограничиваться лишь несколькими.

Также важным моментом, использованным при выводе, является требование принадлежности истинного распределения параметрическому семейству. Хотя никаких ограничений на характер семейства и число параметров не накладывается, то есть в этом смысле охватывается очень широкий спектр задач, это условие является необходимым, и там, где по каким-либо причинам нельзя указать единственное семейство, применение данного метода невозможно.

В целом предложенный метод оценки неизвестного распределения и расчета риска, связанного с привлечением экспертов, является достаточно универсальным и может применяться не только в области механической устойчивости конструкций, но и при решении широкого класса задач, в которых требуется оценить некое вероятностное распределение на основе субъективных данных о нем.

Заключение

В данной работе предложен метод расчета риска, связанного с привлечением экспертов к анализу риска разрушения различных конструкций (зданий, железных дорог, автодорог и т.д.) при землетрясениях. Источником этого своеобразного латентного риска экспертизы является неидеальность экспертов как источников информации, в результате чего возникает неопределенность в получаемых результатах. Она и определяет дополнительный риск, обусловленный неадекватным представлением о возможном развитии ситуации в случае реализации неблагоприятных факторов.

Для учета этой неопределенности выбран байесовский подход как наиболее подходящий для ее описания. На основе ряда работ, в которых он был разработан, а также исследований в выбранной предметной области предложен метод оценки аналитиком вероятностного распределения (кривой хрупкости) на основании мнений группы экспертов, который позволяет с помощью полученных результатов формализовать и в явном виде выразить латентный риск экспертизы. Описанный метод базируется на некоторых дополнительных предположениях, перечисленных выше, и поэтому данное определение латентный риск экспертизы не является всеобщим, а может быть применено лишь в задачах аналогичного типа с теми же ограничениями.

Библиографический список

1. Pagni, C.A. Fragility functions for older reinforced concrete beam column joints [Текст] / C.A. Pagni,

L.N. Lowes // *Earthquake Spectra*. – 2006. – Vol. 22. – P. 215–238.

2. Kruschke, J. K. The time has come: Bayesian methods for data analysis in the organizational sciences [Текст] / J.K. Kruschke, H. Aguinis, H. Joo // *Organizational Research Methods*. – 2012. – Vol. 15: – P. 722–752.

3. Morris, P.A. Combining Expert Judgements: A Bayesian Approach [Текст] / P.A. Morris // *Management Science*. – 1977. – Vol. 23.

4. Steel, P.D. Bayesian Variance Estimation for MetaAnalysis: Quantifying Our Uncertainty [Текст] / P.D.G. Steel, J. Kammeyer-Mueller // *Organizational Research Methods*. – 2008. – Vol. 11. P. 54–78.

5. Zhang, Z. Bayesian inference and application of robust growth curve models using student's t distribution [Текст] / Z. Zhang, K. Lai, Z. Lu, X. Tong // *Structural Equation Modeling*. – 2013. – Vol. 20(1). – P. 47–78.

6. Vázquez, Z. Eliciting expert judgements about a set of proportions [Текст] / Zapata Vázquez, Rita Esther, Anthony O'Hagan, Leonardo Soares Bastos // *Journal of Applied Statistics*. – 2014. – Vol. 41(9). – P. 1919–1933.

7. Baker, E. Advanced Solar R&D: Applying expert elicitation to inform climate policy [Текст] / Erin Baker, Haewon Chon, Jeffrey Keisler // *Energy Economics*. – 2009. – Vol. 31. – P. 37–49.

8. Bordley, R.F. Combining the opinions of experts who partition events differently [Текст] / Robert F. Bordley // *Decision Analysis*. – 2009. – Vol. 6. – P. 38–46.

9. Wisse, B. Expert judgement combination using moment methods [Text] / Bram Wisse, Tim Bedford, John Quigley // *Reliability Engineering and System Safety*. – 2008. – Vol. 93(5). – P. 675–686.

Сведения об авторах

Сергей К. Дулин – доктор технических наук, профессор, главный научный сотрудник АО «Научно-исследовательский и проектно-конструкторский институт информатизации, автоматизации и связи на железнодорожном транспорте» (АО «НИИАС»); ведущий научный сотрудник Федерального исследовательского центра «Информатика и управление» Российской академии наук, e-mail: s.dulin@ccas.ru

Игорь Н. Розенберг – доктор технических наук, профессор, Генеральный директор АО «Научно-исследовательский и проектно-конструкторский институт информатизации, автоматизации и связи на железнодорожном транспорте» (АО «НИИАС»), e-mail: I.Rosenberg@vniias.ru

Владимир И. Уманский – доктор технических наук, заместитель Генерального директора АО «Научно-исследовательский и проектно-конструкторский институт информатизации, автоматизации и связи на железнодорожном транспорте» (АО «НИИАС»), e-mail: v.umanskiy@vniias.ru

Поступила: 01.03.2018

О нарушении безопасности движения, связанном с выходом в габарит соседнего пути подвижных единиц грузового поезда, сошедших с рельсов¹

Алексей М. Замышляев, АО «НИИАС», Москва, Россия

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

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

Евгений О. Новожилов, АО «НИИАС», Москва, Россия



Алексей М.
Замышляев



Алексей Н.
Игнатов



Андрей И.
Кибзун



Евгений О.
Новожилов

Цель. Сход с рельсов единиц подвижного состава (вагонов, секций локомотивов) грузового поезда приводит к повреждениям железнодорожного пути и железнодорожного подвижного состава, а также к возможной утрате перевозимого поездом груза. Однако отдельного внимания требует случай, когда сошедшие с рельсов единицы подвижного состава грузового поезда выходят в габарит соседнего пути. Так, например, произошло в случае с поездом Москва-Кишинев на перегоне Бекасово I — Нара 20 мая 2014 года, когда вследствие схода вагонов грузового поезда и их последующего выхода в габарит соседнего пути во встречном пассажирском поезде в результате столкновения погибли 6 человек. Иногда вышедшие в габарит единицы подвижного состава могут столкнуться со встречным грузовым поездом, что может привести к гибели локомотивной бригады встречного поезда, а также сходу с рельсов единиц подвижного состава встречного поезда, что в случае перевозки последним опасных грузов (например, нефти и бензина) может привести к катастрофическим последствиям. Также выход в габарит соседнего пути приводит к перерыву движения в обоих направлениях. В этой связи оценивание вероятности выхода сошедших с рельсов единиц подвижного состава в габарит соседнего пути является крайне важным в целях поддержания допустимого уровня риска на железнодорожном транспорте, а целью настоящей работы является построение функциональной зависимости между вероятностью выхода сошедших единиц подвижного состава в габарит соседнего пути и различными факторами. **Методы.** Используются методы теории вероятностей и математической статистики: метод максимального правдоподобия, логистическая регрессия, пробит-регрессия, регрессия Коши. **Результаты.** Для каждой группы происшествий: сходов с рельсов по причине неисправности вагонов/секций локомотива, сходов с рельсов по причине неисправности пути – на основе классических моделей бинарного выбора построена оценка вероятности выхода в габарит соседнего пути хотя бы одной сошедшей с рельсов единицы подвижного состава грузового поезда. Данная оценка получилась зависящей от степени загрузки поезда и количества единиц подвижного состава в сходе. Поскольку количество сошедших с рельсов единиц подвижного состава априорно (до схода) неизвестно, то для построения вероятности выхода в габарит хотя бы одной сошедшей с рельсов единицы подвижного состава грузового поезда было предложено использовать параметрическую модель зависимости среднего количества сошедших единиц подвижного состава от различных факторов движения. Было проведено сравнение полученных зависимостей. Рассмотрен численный пример. **Выводы.** Имеется значимая положительная корреляция между случайными величинами, характеризующими выход хотя бы одной единицы подвижного состава в габарит соседнего пути и количеством сошедших с рельсов единиц подвижного состава грузового поезда. Зафиксирована прямая зависимость между степенью загрузки поезда и выходом в габарит единиц подвижного состава в случае их схода с рельсов. В случае схода по причине неисправности пути для груженых поездов крайне велика вероятность выхода хотя бы одной единицы подвижного состава в габарит соседнего пути, что подтверждается на практике.

Формат цитирования: Замышляев А.М., Игнатов А.Н., Кибзун А.И., Новожилов Е.О. О нарушении безопасности движения, связанном с выходом в габарит соседнего пути подвижных единиц грузового поезда, сошедших с рельсов // Надежность. 2018. Т. 18, № 3. С. 39-45. DOI: 10.21683/1729-2646-2018-18-3-39-45

¹ Результаты работы получены при поддержке РФФИ и ОАО «РЖД» в рамках научного проекта № 17-20-03050 офи_м_РЖД

Введение

По данным протоколов транспортных происшествий в Российской Федерации за 2013-2016 гг. зафиксировано 37 случаев сходов железнодорожного подвижного состава вне стрелочных переводов, когда хотя бы одна сошедшая с рельсов единица подвижного состава грузового поезда нарушила габарит соседнего пути. В результате таких сходов произошло 6 столкновений с поездами, двигающимися во встречном направлении или стоящими на соседнем пути (в том числе с 1 пассажирским), что привело к гибели 8 человек во встречных поездах, а также к повреждениям вагонов/секций локомотивов встречных поездов вплоть до исключения их из инвентарного парка. Средняя задержка движения по соседнему пути составила порядка шести с половиной часов. Как следует из приведенных данных, проблема схода с рельсов единиц подвижного состава грузового поезда и последующего нарушения габарита соседнего пути крайне актуальна. Однако вопрос прогнозирования выхода сошедших единиц подвижного состава в габарит соседнего пути оставался как в России, так и за рубежом неисследованным.

Среди публикаций, схожих по тематике с настоящей работой, следует выделить следующие: в [2–4] на основе пуассоновских потоков вычислялся риск бокового столкновения между пассажирским поездом и маневровым составом, вызванного проездом одним из участников движения запрещающего сигнала светофора; в [5] исследовался вопрос, на сколько следует уменьшить интенсивность движения, чтобы привести вероятность транспортных происшествий в России к европейскому уровню. В [6] был разработан индикатор для оценки влияния фактора на частоту транспортного происшествия, а в [7] был построен односторонний доверительный интервал для условной вероятности возникновения некоторого события при условии некоторого фактора. В [8] была рассмотрена оценка коэффициента технической готовности участка железнодорожного пути с учетом его частично работоспособного состояния. В [9] было проведено исследование влияния количества пройденных полувагоном километров на отказ различных узлов. В [10] была построена оценка вероятности схода поезда с рельсов, которая зависела от класса пути, длины состава и количества, пройденных им километров, но не учитывалась, например, геометрия пути в месте движения поезда. В [11] была построена оценка ряда распределе-

ния количества сошедших с рельсов единиц подвижного состава, которая зависела от ряда геометрических особенностей пути и параметров движения поезда.

Поскольку в результате схода подвижного состава с рельсов возможны только два варианта: либо габарит соседнего пути будет нарушен, либо нет, – то случайная величина, характеризующая выход в габарит соседнего пути, имеет распределение Бернулли, параметром которого является искомая вероятность выхода сошедших единиц подвижного состава в габарит соседнего пути. В качестве оценки данной величины можно использовать выборочную оценку вероятности [12], однако такая оценка будет весьма грубой, так как она не учитывает ни геометрические особенности пути, ни параметры движения поезда. Для более точной оценки следует искать некоторые функциональные зависимости между вероятностью и различными факторами, что возможно при применении метода максимального правдоподобия, который и используется в дальнейшем в статье. Метод максимального правдоподобия в случае, когда случайная величина, породившая выборку, имеет распределение Бернулли, приводит к задаче бинарного выбора [13]. В задачах на железнодорожную тематику бинарный выбор исследовался, в частности, в [14] в задаче поиска вероятности того, что сход произойдет по причине излома рельсов. В [15] на основе логистической регрессии была построена функциональная зависимость между вероятностью столкновения между поездами и автомобильным транспортом на произвольном железнодорожном переезде за некоторый промежуток времени.

В настоящей работе исследуется задача по оценке функциональной зависимости между вероятностью выхода в габарит хотя бы одной сошедшей с рельсов единицы подвижного состава и различными факторами. Для этой цели рассматриваются различные модели бинарного выбора: логистическая регрессия, пробит-регрессия, регрессия Коши. Проводится анализ полученных зависимостей, Приводится пример использования полученных соотношений.

Предварительный анализ данных

Выделим среди сходов подвижного состава три группы. В первую группу включим сходы вагонов, произошедшие вне стрелочных переводов, вызванные неисправностью вагона или секций локомотива. Во вторую группу включим сходы с рельсов единиц

Таблица 1 – Частота сходов вагонов с рельсов с выходом и без выхода хотя бы одной сошедшей единицы подвижного состава в габарит соседнего пути

Группа происшествий	Кол-во сходов	Кол-во выходов в габарит соседнего пути	Кол-во невыходов в габарит соседнего пути
1	150	22	90
2	38	15	9
Итого	188	37	99

подвижного состава, произошедшие вне стрелочных переводов, вызванные неисправностью пути. В третью группу включим все остальные сходы, т.е. сходы на стрелочных переводах, сходы, вызванные нарушением режима движения локомотива и другие. Проанализируем, насколько часто сход вагонов с рельсов приводит к выходу единиц подвижного состава в габарит соседнего пути для различных групп происшествий по данным протоколов за 2013-2016 гг.

Отметим, что сумма количества происшествий, когда сошедшие с рельсов единицы подвижного состава грузового поезда вышли или не вышли в габарит соседнего пути, не равна количеству сходов. Это связано с тем, что в некоторых протоколах отсутствует информация о выходе или невыходе в габарит, а некоторые происшествия произошли на однопутных участках пути.

Как следует из таблицы 1, относительная частота сходов с рельсов с выходом сошедших единиц подвижного состава в габарит соседнего пути существенно больше в случае сходов по причине неисправности пути. В то же время количественно сходов с рельсов с выходом сошедших единиц подвижного состава в габарит соседнего пути больше в случае сходов с рельсов по причине неисправности вагонов/секций локомотива. Поэтому необходимо изучение обеих групп происшествий на предмет оценки параметрической зависимости вероятности выхода в габарит соседнего пути и различных факторов движения.

Основные обозначения

Рассмотрим в j -й группе происшествий среди n_j протоколов транспортных происшествий, в которых произошел сход вагонов грузового состава при поездной работе, некоторый i -й протокол. Пусть для данного протокола

c_{ij} – общее количество сошедших единиц подвижного состава (секций локомотива и вагонов);

χ_{ij} – коэффициент, характеризующий количество путей в месте схода, равный нулю, если сход произошел на однопутном участке, и равный единице в обратном случае;

y_{ij} – коэффициент, характеризующий выход хотя бы одной единицы подвижного состава (секции локомотива и вагонов) в габарит соседнего пути, равный единице, если хотя бы одна сошедшая единица подвижного состава нарушила габарит соседнего пути, и равный нулю в обратном случае;

k_{ij} – номер (от головы поезда) первой из сошедших единиц подвижного состава;

v_{ij} – скорость поезда в момент схода, км/ч;

l_{ij} – количество вагонов в поезде;

l_{ij}^L – количество секций локомотивов в поезде;

w_{ij} – вес поезда, т.;

α_{ij} – кривизна кривой в месте схода (величина, обратно пропорциональна радиусу кривизны кривой; для прямой кривизна полагается равной нулю), m^{-1} ;

γ_{ij} – профиль пути в месте схода, измеряемый в тысячных, имеющий знак минус, если уклон представляет спуск, и знак плюс, если уклон представляет подъем.

Как и в [11], введем новую вспомогательную переменную функцию $\tilde{\mu}(w, l)$, характеризующую степень загруженности поезда полезной нагрузкой, которая зависит от веса поезда и количества перевозимых им вагонов, и вычисляемую по формуле

$$\tilde{\mu}(w, l) = \frac{w}{69l} - \frac{1}{3}.$$

Так же, как и в [11], введем вспомогательную переменную $c^{\max} = l^L + l - k + 1$, которая является реализацией некоторой случайной величины $C^{\max} = l^L + l - K + 1$, где K – случайная величина, характеризующая номер единицы подвижного состава, с которой начнется сход. В дальнейшем будем называть случайную величину $C^{\max}$ остаточной длиной поезда.

Поскольку при движении по однопутному участку выйти в габарит соседнего пути невозможно, в дальнейшем будем рассматривать только те сходы, которые произошли не на однопутных участках железнодорожной сети, т.е. те, у которых $\chi_{ij} = 1$. Перенумеруем согласно дате происшествия оставшиеся после отсеивания протоколов происшествий на однопутных участках пути протоколы. Пусть для j -й группы происшествий осталось $\bar{n}_j$ протоколов.

Отметим, что, как и при построении регрессии между количеством вагонов в сходе и различными факторами в [11], в настоящей работе также имеет место проблема пропущенных данных. Протоколы, в которых отсутствует хотя бы один из необходимых параметров для построения той или иной зависимости вероятности выхода в габарит от различных факторов, рассматриваться не будут.

Постановка задачи и метод ее решения

Рассмотрим j -ю группу транспортных происшествий. Пусть Y_j – случайная величина, характеризующая выход хотя бы одной единицы подвижного состава грузового поезда после схода с рельсов в габарит соседнего пути, равная единице, если сошедшие единицы подвижного состава выйдут в габарит соседнего пути, и равная нулю в обратном случае. Случайная величина Y_j может принимать значения 0 и 1 с вероятностями $1 - p_j(\cdot)$ и $p_j(\cdot)$ соответственно, где $p_j(\cdot)$ – некоторая функция, содержащая скорость поезда v в момент схода, длину l поезда и прочие параметры. Следовательно, имеет место

$$Y_j \mid C = c, C^{\max} = c^{\max}, w, l, l^L, \tilde{\mu}(w, l), \alpha, \gamma \sim Bi(1, p_j(c, c^{\max}, w, l, l^L, \tilde{\mu}(w, l), \alpha, \gamma)).$$

Поскольку истинная функция $p_j(\cdot)$ неизвестна, будем искать ее оценку $\hat{p}_j(\cdot)$. Самой простой оценкой $\hat{p}_j(\cdot)$ неизвестной функции $p_j(\cdot)$ является реализация выборочной оценки вероятности, т.е.

$$\hat{p}_j(\cdot) = \frac{\sum_{i=1}^{\bar{n}_j} y_{ij}}{\bar{n}_j}.$$

Однако такая функция не позволяет учесть ни геометрические особенности пути, ни параметры движения поезда.

Для учета различных параметров движения поезда будем искать функцию $\hat{p}_j(\cdot)$ как функцию скорости v поезда в момент схода, длины l поезда, кривизны μ кривой в месте схода, констант $a_{1j}, a_{2j}, \dots, a_{m_jj}$, подлежащих определению, и прочих параметров, воспользовавшись методом максимального правдоподобия. Для удобства записи введем обозначение $a_j \stackrel{\text{def}}{=} (a_{1j}, a_{2j}, \dots, a_{m_jj})^T$. Для функции $\hat{p}_j(\cdot)$ справедливы следующие соотношения

$$P\{Y_j = 0 | C = c, C^{\max} = c^{\max}, w, l, l^L, \tilde{\mu}(w, l), \alpha, \gamma\} = 1 - \hat{p}_j(a_j, c, c^{\max}, w, l, l^L, \tilde{\mu}(w, l), \alpha, \gamma), \quad (1)$$

и

$$P\{Y_j = 1 | C = c, C^{\max} = c^{\max}, w, l, l^L, \tilde{\mu}(w, l), \alpha, \gamma\} = \hat{p}_j(a_j, c, c^{\max}, w, l, l^L, \tilde{\mu}(w, l), \alpha, \gamma), \quad (2)$$

а

$$M[Y_j | C = c, C^{\max} = c^{\max}, w, l, l^L, \tilde{\mu}(w, l), \alpha, \gamma] = \hat{p}_j(a_j, c, c^{\max}, w, l, l^L, \tilde{\mu}(w, l), \alpha, \gamma).$$

В силу (1) и (2) логарифмическая функция правдоподобия имеет вид

$$\begin{aligned} \bar{L}_j(a_j, y_{ij}, c_{ij}, c_{ij}^{\max}, w_{ij}, l_{ij}, l_{ij}^L, \tilde{\mu}_{ij}, \alpha_{ij}, \gamma_{ij}, i = \overline{1, \bar{n}_j}) = \\ = \sum_{i=1}^{\bar{n}_j} (1 - y_{ij}) \ln(1 - \hat{p}_j(a_j, c_{ij}, c_{ij}^{\max}, w_{ij}, l_{ij}, l_{ij}^L, \tilde{\mu}_{ij}, \alpha_{ij}, \gamma_{ij})) + \\ + y_{ij} \ln(\hat{p}_j(a_j, c_{ij}, c_{ij}^{\max}, w_{ij}, l_{ij}, l_{ij}^L, \tilde{\mu}_{ij}, \alpha_{ij}, \gamma_{ij})). \end{aligned}$$

Поставим задачу по нахождению оценок максимального правдоподобия параметров a_j :

$$\begin{aligned} a_j^* \stackrel{\text{def}}{=} (a_{1j}^*, a_{2j}^*, \dots, a_{m_jj}^*)^T = \\ = \arg \max_{a_j \in R^{m_j}} \bar{L}_j(a_j, y_{ij}, c_{ij}, c_{ij}^{\max}, w_{ij}, l_{ij}, l_{ij}^L, \tilde{\mu}_{ij}, \alpha_{ij}, \gamma_{ij}, i = \overline{1, \bar{n}_j}). \quad (3) \end{aligned}$$

На оценке максимального правдоподобия a_j^* параметров a_j имеет место

$$\bar{L}_j^* = \bar{L}_j(a_j^*, y_{ij}, c_{ij}, c_{ij}^{\max}, w_{ij}, l_{ij}, l_{ij}^L, \tilde{\mu}_{ij}, \alpha_{ij}, \gamma_{ij}, i = \overline{1, \bar{n}_j}).$$

Решение задачи

Решение задачи (3) существенно зависит от выбора структуры функции $\hat{p}_j(\cdot)$. Структура функции $\hat{p}_j(\cdot)$ может быть выбрана, например, согласно классическим моделям бинарного выбора: логистической регрессии,

пробит-регрессии, регрессии Коши – которые и будут в дальнейшем применены в настоящей работе.

Для логистической регрессии функция $\hat{p}_j(\cdot)$ имеет вид

$$\hat{p}_j(\cdot) = \frac{1}{1 + \exp\{g_{1j}(\cdot)\}},$$

где $g_{1j}(\cdot)$ – некоторая функция, линейная по параметрам a_j , зависящая от параметров $c, c^{\max}, w, l, l^L, \tilde{\mu}, \alpha, \gamma$.

Для пробит-регрессии имеет место

$$\hat{p}_j(\cdot) = \Phi(g_{2j}(\cdot)),$$

где $g_{2j}(\cdot)$ – некоторая функция, линейная по параметрам a_j , зависящая от параметров $c, c^{\max}, w, l, l^L, \tilde{\mu}, \alpha, \gamma$, а $\Phi(x)$ – функция распределения стандартного нормального распределения (функция Лапласа), определяемая по формуле

$$\Phi(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^x \exp\left\{-\frac{t^2}{2}\right\} dt.$$

Для регрессии Коши выполняется равенство

$$\hat{p}_j(\cdot) = \frac{1}{\pi} \arctg(g_{3j}(\cdot)) + \frac{1}{2},$$

где $g_{3j}(\cdot)$ – некоторая функция, линейная по параметрам a_j , зависящая от параметров $c, c^{\max}, w, l, l^L, \tilde{\mu}, \alpha, \gamma$.

Теперь для различных групп происшествий вычислим силу связи между случайной величиной $Y_j, j = 1, 2$, и различными параметрами движения: скоростью v , планом μ пути и другими – а также остаточной длиной $C^{\max}$ состава и количеством C сошедших с рельсов единиц подвижного состава. Под силой связи будем понимать реализацию выборочного коэффициента корреляции в случае, если анализ проводится между двумя случайными величинами, и число, вычисляемое по формуле для реализации выборочного коэффициента корреляции,

Таблица 2 – Сила связи между случайной величиной Y_1 , характеризующей выход хотя бы одной единицы подвижного состава в габарит соседнего пути вследствие схода с рельсов по причине неисправности вагона, и различными факторами.

Параметры	C	$C^{\max}$	v	w	$\tilde{\mu}$	α	γ
Сила связи	0,518	0,034	-0,117	0,123	0,239	0,022	0,117
Объем выборки	112	109	107	110	110	102	88

Таблица 3 – Сила связи между случайной величиной Y_2 , характеризующей выход хотя бы одной единицы подвижного состава в габарит соседнего пути вследствие схода с рельсов по причине неисправности пути, и различными факторами.

Параметры	C	$C^{\max}$	v	w	$\tilde{\mu}$	α	γ
Сила связи	0,647	0,148	0,346	0,398	0,484	-0,277	0,127
Объем выборки	24	24	22	23	23	23	19

если анализ проводится между одной случайной величиной и неслучайным фактором.

Как следует из таблицы 1 и таблицы 2, имеется значимая положительная корреляция между случайными величинами Y_1 , Y_2 и C . Также имеет место зависимость между выходом хотя бы одной единицы подвижного состава в габарит соседнего пути и степенью загрузки поезда. Таким образом, в функциях $g_{kj}(\cdot)$ должны обязательно содержаться параметры c и $\tilde{\mu}$, $k = 1, 3$, $j = 1, 2$. В случае схода с рельсов по причине неисправности пути можно также отметить положительную силу связи между выходом хотя бы одной единицы подвижного состава в габарит соседнего пути и скоростью, однако в силу небольшого количества наблюдений влияние скорости на вероятность выхода в габарит исследоваться не будет.

Сравним различные виды регрессии по отношению правдоподобия для наилучших (из построенных) по значению логарифмической функции правдоподобия функций $p_j(\cdot)$.

Как следует из таблиц 4 и 5, для прогнозирования выхода хотя бы одной единицы подвижного состава в габарит соседнего пути в случае сходов с рельсов по причине неисправности подвижного состава лучше использовать регрессию Коши, а в случае сходов с рельсов

по причине неисправности пути лучше использовать пробит-регрессию. Для обеих групп происшествий уровень значимости моделей близок к нулю. Это говорит о том, что получена достаточно хорошая оценка $\hat{p}_j(\cdot)$ функции $p_j(\cdot)$. К недостаткам построенной модели можно отнести то, что количество сошедших с рельсов единиц подвижного состава априорно (до схода) неизвестно. В этой связи для оценки вероятности выхода в габарит соседнего пути можно использовать некоторые оценки количества сошедших с рельсов единиц подвижного состава, например, среднее, найденное в [11]. Например, для 2-й группы происшествий получаем

$$\hat{P}\{Y_2 = 1 | C = c, C^{\max} = c^{\max}, w, l, l^L, \tilde{\mu}(w, l), \alpha, \gamma\} = \Phi(a_1 + a_3 \tilde{\mu} + a_2 M[C | C^{\max} = c^{\max}, w, v, l, \tilde{\mu}(w, l), \alpha, \gamma]),$$

где $a_1 = -2,43$, $a_2 = 0,19$, $a_3 = 1,87$ (найлены при решении задачи (3)), а

$$\begin{aligned} M[C | C^{\max} = c^{\max}, w, v, l, \tilde{\mu}(w, l), \alpha, \gamma] &= \\ &= M[C | C^{\max} = c^{\max}, v, \tilde{\mu}(w, l)] = \\ &= 1 + \exp\{-6,04 + 1,01 \tilde{\mu} + 0,68 \ln(v) + 1,48 \ln(c^{\max})\} \end{aligned}$$

(найдено в [11]). Поскольку номер единицы подвижного состава, с которой начнется сход, априорно

Таблица 4 – Сравнение различных моделей для прогнозирования выхода хотя бы одной единицы подвижного состава в габарит соседнего пути при сходе с рельсов по причине неисправности вагона/секций локомотива (построена по 110 наблюдениям).

Регрессия	Зависимость	$\bar{L}_1^*$	Отношение правдоподобия	Значимость
Логит	$g_{11}(\cdot) = a_1$	-55,04	—	—
	$g_{11}(\cdot) = a_1 + a_2 c + a_3 \tilde{\mu}$	-40,15	29,78	$4 \cdot 10^{-7}$
Пробит	$g_{21}(\cdot) = a_1$	-55,04	—	—
	$g_{21}(\cdot) = a_1 + a_2 c + a_3 \tilde{\mu}$	-40,71	28,66	$6 \cdot 10^{-7}$
Коши	$g_{31}(\cdot) = a_1$	-55,04	—	—
	$g_{31}(\cdot) = a_1 + a_2 c + a_3 \tilde{\mu}$	-34,32	41,44	10^{-9}

Таблица 5 – Сравнение различных моделей для прогнозирования выхода хотя бы одной единицы подвижного состава в габарит соседнего пути при сходе с рельсов по причине неисправности пути (построена по 23 наблюдениям).

Регрессия	Зависимость	$\bar{L}_2^*$	Отношение правдоподобия	Значимость
Логит	$g_{12}(\cdot) = a_1$	-15,395	—	—
	$g_{12}(\cdot) = a_1 + a_2 c + a_3 \tilde{\mu}$	-6,55	17,69	$1,4 \cdot 10^{-4}$
Пробит	$g_{22}(\cdot) = a_1$	-15,395	—	—
	$g_{22}(\cdot) = a_1 + a_2 c + a_3 \tilde{\mu}$	-6,43	17,93	$1,3 \cdot 10^{-4}$
Коши	$g_{32}(\cdot) = a_1$	-15,395	—	—
	$g_{32}(\cdot) = a_1 + a_2 c + a_3 \tilde{\mu}$	-7,779	15,23	$5 \cdot 10^{-4}$

неизвестен, то по формулам умножения вероятности и полной вероятности [16] заключаем, что

$$\hat{P}(A) = \chi \sum_{i=1}^{l^L+l} \Phi(-2,43+1,87\tilde{\mu}(w,l)+0,19M[C|C^{\max} = i, w, v, l, \tilde{\mu}(w,l), \alpha, \gamma])P(C^{\max} = i | w, v, l, \tilde{\mu}(w,l), \alpha, \gamma), \quad (4)$$

где A – событие, заключающееся в том, что при сходе с рельсов по причине неисправности пути хотя бы одна единица подвижного состава грузового поезда выйдет в габарит соседнего пути при фиксированных показателях движения каждой единицы подвижного состава грузового поезда: w, v, l и др., $P(C^{\max} = i | w, v, l, l^L, \tilde{\mu}(w,l), \alpha, \gamma)$ – вероятность того, что при сходе реализация остаточной длины поезда составит i единиц подвижного состава, $i = 1, l^L + l$, а χ – коэффициент, равный единице, если сход произошел не на однопутном участке пути, и равный нулю в обратном случае.

Пример

Пусть скорость $v = 60$ км/ч, вес состава $w = 5400$ т., количество вагонов $l = 70$ шт., количество секций локомотива $l^L = 2$ шт., а движение происходит не на однопутном участке пути. Произошел сход с рельсов по причине неисправности пути. Найдем оценку вероятности того, что после этого схода хотя бы одна единица подвижного состава грузового поезда выйдет в габарит соседнего пути.

Получаем

$$\tilde{\mu}(5400, 70) = \frac{5400}{69 \cdot 70} - \frac{1}{3} = 0,785.$$

Предположим для простоты, что

$$\begin{aligned} P(C^{\max} = i | w, v, l, l^L, \tilde{\mu}(w,l), \alpha, \gamma) &= \\ = P(C^{\max} = i | l, l^L) &= \frac{1}{l^L + l} = \frac{1}{2 + 70} = \frac{1}{72}, i = \overline{1, 72}. \end{aligned}$$

Тогда по формуле (4) получаем, что оценка вероятности искомого события равна

$$\hat{P}(A) = \frac{1}{72} \sum_{i=1}^{72} \Phi \left(\frac{-2,43 + 1,87 \cdot 0,785 + 0,19 \cdot \left(1 + \exp\{-6,04 + 1,01 \cdot 0,785 + 0,68 \cdot \ln(60) + 1,48 \cdot \ln(i)\} \right)}{\sqrt{1 + 0,19^2}} \right) = 0,822.$$

Данное число получается весьма значительным, что говорит о том, что необходимо предпринимать меры по содержанию пути в исправном состоянии, либо существенно ограничивать скорость движения данного поезда во избежание выхода в габарит соседнего пути хотя бы одной сошедшей с рельсов единицы подвижного состава.

Заключение

В настоящей работе рассмотрена задача по оценке вероятности выхода в габарит хотя бы одной сошедшей с рельсов единицы подвижного состава грузового поезда

для различных типов происшествий: схода вследствие неисправности пути, схода вследствие неисправности подвижного состава. Был проведен анализ по поиску зависимостей между случайной величиной, характеризующей выход в габарит соседнего пути и различными факторами, в том числе случайными. Предложены оценки вероятности выхода в габарит соседнего пути хотя бы одной сошедшей с рельсов единицы подвижного состава грузового поезда на произвольном участке пути на основе метода максимального правдоподобия для различных типов происшествий.

Библиографический список

- ГОСТ 33433-2015. Безопасность функциональная. Управление рисками на железнодорожном транспорте [Текст]. – Введ. 2016–09–01. – М.: Стандартинформ, 2016. – 39 с.
- Игнатов, А.Н. Оценка вероятности столкновения составов на железнодорожных станциях на основе пуассоновской модели [Текст] / А.Н. Игнатов, А.И. Кибзун, Е.Н. Платонов // Автоматика и телемеханика. – 2016. – № 11. – С. 43-60.
- Шубинский, И.Б. Оценка рисков, связанных с проездом запрещающего сигнала светофора маневровым составом или пассажирским поездом [Текст] / И.Б. Шубинский, А.М. Замышляев, А.Н. Игнатов, Ю.С. Кан, А.И. Кибзун, Е.Н. Платонов // Надежность. – 2016. – Т.16. – № 3. – С. 39-46.
- Шубинский, И.Б. Применение системы автоматической сигнализации для снижения риска транспортных происшествий на железнодорожных станциях [Текст] / И.Б. Шубинский, А.М. Замышляев, А.Н. Игнатов, Ю.С. Кан, А.И. Кибзун, Е.Н. Платонов // Надежность. – 2017. – Т.17. – № 3. – С. 49-57.
- Кан, Ю.С. Информационная технология анализа безопасности движения на железнодорожном транспорте [Текст] / Ю.С. Кан, В.В. Реушкин // Вестник компьютерных и информационных технологий. – 2014. – № 7. – С. 3-7.
- Кибзун, А.И. Статистическая оценка опасности возникновения происшествий на железнодорожном транспорте [Текст] / А.И. Кибзун, Ю.С. Кан, А.М. Замышляев, И.Б. Шубинский // Надежность. – 2012. – № 2. – С. 104-117.
- Кан, Ю.С. Асимптотический доверительный интервал для условной вероятности при принятии решений [Текст] / Ю.С. Кан, В.Р. Соболев // Автоматика и Телемеханика. – 2017. – № 10. – С. 130–138.
- Кувашов, Ю.А. Метод оценки технической готовности железнодорожного пути к обеспечению перевозочного процесса [Текст] / Ю.А. Кувашов, Е.О. Новожилов // Надежность. – 2017. – Т. 17. – № 2. – С. 17-23.
- Иванова, Т.В. Статистическая оценка наработки до отказа полувагонов в межремонтном периоде [Текст] / Т.В. Иванова, В.А. Петровых, Д.Г. Налабордин // Надежность. – 2015. – № 1. – С. 32-38.

10. Anderson, R.T. Derailment probability analysis and modeling of mainline freight trains [Текст] / R.T. Anderson, C.P.L. Barkan // Proceedings of the 8th International Heavy Haul Conference / International Heavy Haul Association. – Rio de Janeiro. – 2005. – P. 491–497.

11. Замышляев, А.М. Построение функциональной зависимости между рядом распределения количества вагонов в сходе и различными факторами движения [Текст] / А.М. Замышляев, А.Н. Игнатов, А.И. Кибзун, Е.О. Новожилов // Надежность. – 2018. – № 1. – С. 53-60.

12. Кибзун, А.И. Задачи стохастического программирования с вероятностными критериями [Текст] / А.И. Кибзун, Ю.С. Кан. – М.: Физматлит, 2009. – 371 с.

13. Koenker, R. Koenker R., Yoon J. Parametric links for binary choice models: A Fisherian-Bayesian colloquy [Текст] / R. Koenker, J. Yoon // Journal of Econometrics. – 2009. – Vol. 162. – No. 2. – P. 120-130.

14. Liu, X. Integrated risk reduction framework to improve railway hazardous materials transportation safety [Текст] / X. Liu, Saat M. Rapik, C.P.L. Barkan // Journal of Hazardous Materials. – 2013. – Vol. 260. – P. 131-140.

15. Bureika, G. Modelling the ranking of Lithuanian Railways Level Crossing By Safety Level [Текст] / G. Bureika,

M. Komaisko, V. Jastremkas // Transport Problems. – 2017. – Vol. 12. – No.: Special Edition. – P. 11-22.

16. Кибзун, А.И. Теория вероятностей и математическая статистика. Базовый курс с примерами и задачами [Текст] / А.И. Кибзун, Е.Р. Горяинова, А.В. Наумов. – М.: ФИЗМАТЛИТ, 2007. – 232 с.

Сведения об авторах

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

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

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

Евгений О. Новожилов – кандидат технических наук, начальник отдела АО «НИИАС», Москва, Россия, тел. +7 (495) 967-77-02, e-mail: eo.novozhilov@vniias.ru

Поступила: 23.04.2018

Алгоритм расчета и прогнозирования показателей функциональной безопасности систем электроснабжения железнодорожного транспорта

Ольга Б. Проневич, АО «НИИАС», Москва, Россия
Виктория Э. Швед, АО «НИИАС» Москва, Россия

Признательность: авторы статьи выражают особую благодарность лично д.т.н., профессору Игорю Борисовичу Шубинскому за рекомендации по выбору теоретических основ, которые легли в основу практического исследования, а также за советы и ценные замечания при работе над данной статьей.



Ольга Б. Проневич



Виктория Э. Швед

Резюме. Цель. Бесперебойность перевозочного процесса обеспечивается путем создания высоконадежной и безопасной системы электроснабжения железнодорожного транспорта, кроме того системы электроснабжения железных дорог обеспечивают питание сторонних муниципальных потребителей. Риск-ориентированный подход к системе управления железнодорожным транспортом требует наличия системы управления рисками и обеспечения безопасности его инфраструктуры. Основной задачей управления рисками в этой области является повышение надежности и безопасности объектов инфраструктуры железнодорожного транспорта [1, 2]. При этом в связи с ростом количества интеллектуальных информационных систем, а также автоматизированных систем управления на железнодорожном транспорте, задача обеспечения функциональной безопасности приобретает важную роль. Чаще всего данную задачу решают введением избыточности, под которой понимается превышение меры сложности структуры систем по сравнению с их минимальными значениями, необходимыми для выполнения поставленной задачи [3]. Наиболее простым способом создания избыточности является введение резервирования, в частности, дублирование в системе функциональных узлов и элементов. Для оценки безопасности систем электроснабжения железнодорожного транспорта необходимо провести расчеты показателей функциональной безопасности их элементов и систем в целом с учетом резервирования. Такой подход позволит выбрать наиболее оптимальное распределение схем резервирования и обеспечит достижение заданного уровня безопасности системы в целом. Для этого необходимо учитывать сложную структуру оцениваемых объектов: наличие систем диагностики, защитных отказов, опасных отказов, а также их случайный характер. Цель статьи – разработка прикладного алгоритма расчета и прогнозирования показателей функциональной безопасности на примере систем электроснабжения железнодорожного транспорта, который может быть использован как для ручного расчета, так и для его автоматизации. **Методы.** Система электроснабжения, для которой проводится оценка показателей функциональной безопасности, представляет собой, с функциональной точки зрения, последовательность реализации функций, при этом отказы ее элементов носят случайный характер и некоторые из них приводят к опасным событиям. Для анализа систем в данном случае широко применяются Марковские и полумарковские методы, а также графовые методы. Преимущество данных методов заключается в возможности оценки показателей функциональной безопасности сложных систем, находящихся во множестве состояний, что также характерно для систем электроснабжения железнодорожного транспорта. **Результат.** В настоящей статье рассмотрено применение графовых полумарковских методов для расчета стационарных и нестационарных показателей функциональной безопасности для элементов систем электроснабжения с учетом резервирования и защитных отказов. Данный алгоритм позволяет рассчитать показатели безопасности на примере систем энергоснабжения и включает в себя совокупность поэтапных действий по построению графа состояний, расчету исходных и промежуточных показателей графа. Приведен пример расчета показателей функциональной безопасности графа силового трансформатора тяговой подстанции.

Ключевые слова: функциональная безопасность, избыточность систем электроснабжения, резервирование, марковский и полумарковский процессы, алгоритм расчета показателей функциональной безопасности.

Формат цитирования: Проневич О.Б., Швед В.Э. Алгоритм расчета и прогнозирования показателей функциональной безопасности систем электроснабжения железнодорожного транспорта // Надежность. 2018. Т. 18, № 3. С. 46-55. DOI: 10.21683/1729-2646-2018-18-3-46-55

Введение

Обеспечение функциональной безопасности систем электроснабжения (СЭ) необходимо для непрерывной работы современных городов, а также критически важно для обеспечения готовности, реагирования, восстановления и смягчения последствий опасных событий (отказов, аварий) в процессе управления их появления. Данная проблема является общеизвестной и в зависимости от страны имеет свои особенности. Например, для СЭ железнодорожного транспорта Китайской Народной Республики характерны угрозы необеспечения надежности и функциональной безопасности СЭ при природных катаклизмах (землетрясения) и террористических актах [4, 5].

Аварии и отказы СЭ могут быть опасны не только для работников, обслуживающих СЭ, но и для окружающей среды. Перебои электроснабжения могут привести к нарушению функций систем безопасности, зависящих от электроснабжения. На железнодорожном транспорте к таким системам относятся системы обеспечения транспортной безопасности и безопасности движения. Другим важным примером являются системы жизнеобеспечения пациентов в больницах. Функции, реализуемые такими системами, называются функциями безопасности. Если отказ СЭ ведет к нарушению функции безопасности, то такой отказ следует считать опасным.

Под функцией безопасности в данном случае понимается функция, реализуемая связанной с безопасностью системой или внешними средствами снижения риска (обнаружение нарушителя, информационная безопасность и т.п.), предназначенная для обеспечения или поддержания безопасного состояния применительно к конкретному опасному событию [6]. Современные СЭ, обеспечивающие множество потребителей, отличаются сложным устройством и большим количеством задач и операций, которые они выполняют. При этом усложнение системы может привести к снижению вероятности безотказной работы. Вопрос обеспечения функциональной безопасности СЭ настолько актуален, что в Европейском союзе была разработана серия стандартов для установления универсальных подходов к обеспечению функциональной безопасности электрических систем. Первый стандарт этой серии посвящен общим требованиям к функциональной безопасности систем электрических, электронных, программируемых электронных, связанных с безопасностью [7]. Затем были разработаны соответствующие стандарты для различных отраслей, например для обрабатывающей промышленности [8].

Стандарт [7] устанавливает необходимость оценки вероятности опасного отказа. При этом важно отметить, что опасные отказы являются довольно редкими событиями. Согласно международным стандартам частота возникновения опасных функциональных отказов на 2-4 порядка меньше частоты отказов, относящихся к надежности системы [6]. Это вызвано тем, что обычно в системе предусмотрены аппаратные способы обеспечения безопасности.

Одним из таких способов обеспечения безопасности и безотказности СЭ железнодорожного транспорта, во избежание перебоев движения, является введение структурного резервирования, обеспечивающего выполнение функций безопасности в случае отказов резервируемых частей системы. Сам вопрос классификации структурного резервирования довольно обширен для различных систем. В зависимости от функционала СЭ, на выбор типа резервирования оказывают влияние следующие характеристики: количество резервных устройств, возможность и параметры восстановления отказавших устройств; надежность переключающих устройств; длительность существования необнаруженных средствами контроля отказов; допустимое время перерыва в работе и т.д. [9]. Несмотря на то, что невыполнение отдельным элементом системы своих функций может и не привести к отказу системы в целом, данное событие можно рассматривать как отказ конкретного элемента (объекта) или частичный отказ системы в целом. В зависимости от выбранного типа резервирования при отказе одного из элементов система может являться как неработоспособной, но не допускать появления опасных отказов и полной долговременной остановки технологического процесса, так и работоспособной, в том случае, если резервирование не предполагает остановки технологического процесса и выполняет полный набор функций системы. Вопрос надежности СЭ также широко рассмотрен в работе [10]. Таким образом, при расчете показателей функциональной безопасности СЭ необходимо учитывать их избыточность и возможность отказа как основных элементов, выполняющих необходимые функции, так и элементов структурной избыточности системы.

Методы расчета показателей надежности хорошо известны и рассмотрены во многих источниках. Однако по-другому обстоит вопрос с методами оценки функциональной безопасности. Стандарт [11] регламентирует 5 методов для определения требований к уровню полноты безопасности (ALARP, количественный метод (дерево ошибок), метод графа рисков, анализ слоя защиты, матрица тяжести опасных событий).

Постановка задачи и выбор метода расчета показателей функциональной безопасности систем электроснабжения

Главной задачей расчета показателей функциональной безопасности является выбор метода, позволяющий рассчитать наиболее полный перечень показателей, на основе единого массива исходных данных. При выборе методов расчета также необходимо учитывать, что состояние СЭ определяется состояниями ее элементов, а состояние элементов, в свою очередь, влиянием на возможность реализации своих функций потребителей.

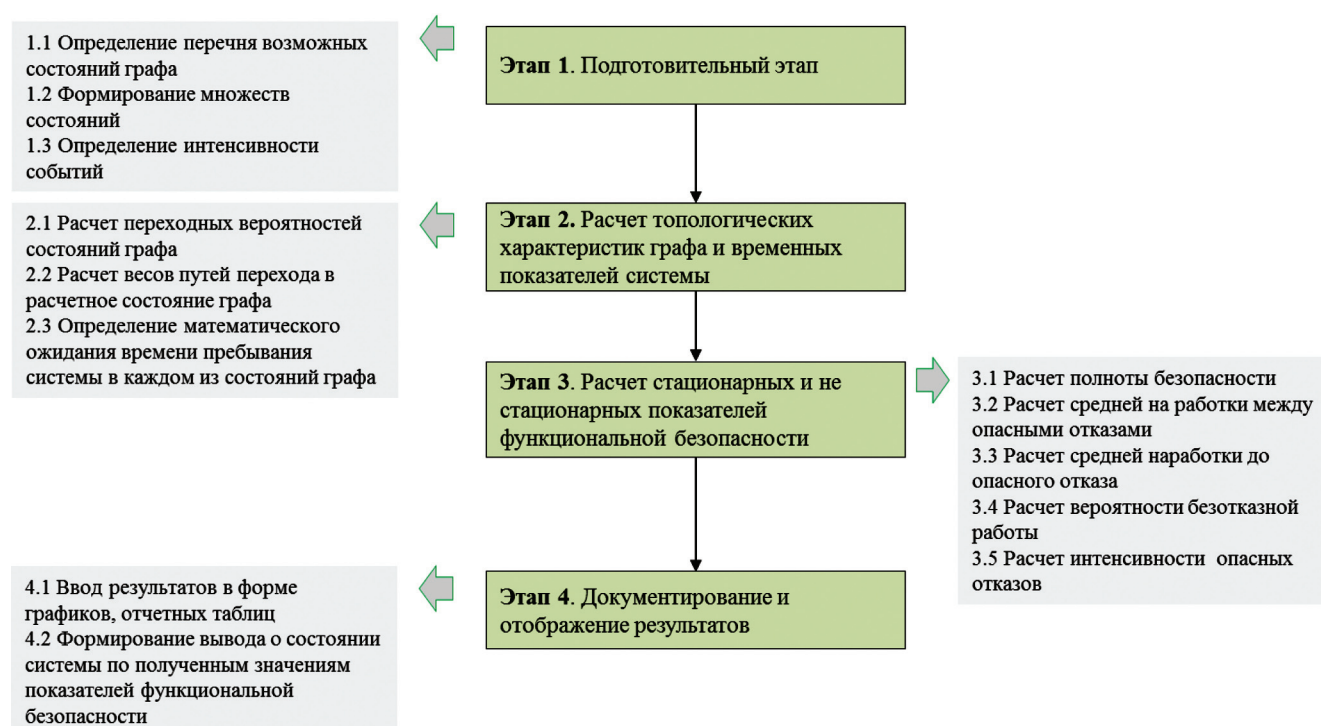


Рисунок 1 – Алгоритм расчета показателей функциональной безопасности сложных технических систем на основе графового полумарковского метода

В соответствии с [9] на основе Марковских моделей оцениваются условные вероятности пребывания системы в том или ином состоянии, путем решения дифференциальных уравнений. При этом поиск соответствующего диаграмме состояния уравнения является отдельной задачей. В этой же работе допускается использование разных методов при расчете различных показателей и не продемонстрированы возможности применения одного метода для оценки всего необходимого перечня показателей. Недостатками такого подхода является, в первую очередь, трудоемкость расчетов, а также итеративный сбор исходных данных, необходимых для применения в различных моделях.

В работе [12] изложена методика использования Марковских процессов для определения показателей надежности систем из восстанавливаемых элементов и применение этой методики к задачам СЭ. Эта методика также основана на решении систем дифференциальных уравнений операторным методом. Несмотря на подробное описание метода, практическое его применение для анализа сложных технических систем ограничено необходимостью решения системы дифференциальных уравнений, количество которых зависит от количества вершин графа, моделирующей такую систему.

В качестве решения проблемы большой размерности алгебраических уравнений и дифференциальных систем в работе [13] предложен графовый полумарковский метод, основанный на разложении исходной графовой модели на составные подграфы, не содержащие выделенных вершин. Графовый полумарковский метод позволяет рассчитывать более 10 показателей функциональной безопас-

ности на основании одного пула исходных данных и без применения операционных исчислений. Наряду с рассмотренными научными исследованиями в данной области, проблема выбора метода оценки показателей также рассматривается и в иностранных источниках. Основными из рассматриваемых методов являются: дерево отказов, сеть Петри, Марковские и графовые полумарковские методы [14–16]. Большинство из рассмотренных исследований сводятся к выбору применения марковских и графовых полумарковских методов.

В данной статье рассматривается практическое применение графовых полумарковских методов, позволяющих оценивать показатели функциональной безопасности с учетом начальных состояний, в которых может пребывать система. Под опасным отказом системы будем понимать неработоспособное состояние системы, при котором не выполняется хотя бы одна функция безопасности [7].

Алгоритм расчета

Для расчета показателей функциональной безопасности систем предложен Алгоритм (рисунок 1) на основе графового полумарковского метода, определяющий последовательность этапов расчета основных показателей функциональной безопасности.

Алгоритм отражает последовательность действий расчета комплекса показателей функциональной безопасности, включая этапы по формированию множества состояний оцениваемой системы, построения графа состояний системы и порядок применяя формул для расчета показателей надежности и безопасности.

Алгоритм построен таким образом, чтобы промежуточные расчеты можно было использовать для оценки различных показателей, что существенно сокращает время комплексного анализа системы.

Подготовительный этап применения графового полумарковского метода расчета показателей функциональной безопасности систем электроснабжения

Исходными данными для применения графового полумарковского метода являются ориентированный граф состояний системы и интенсивности перехода между состояниями. Порядок реализации подготовительного этапа приведен на рисунке 2. Важно также отметить, что применение данного метода возможно как для расчета показателей системы в целом, так и для каждого из ее элементов.

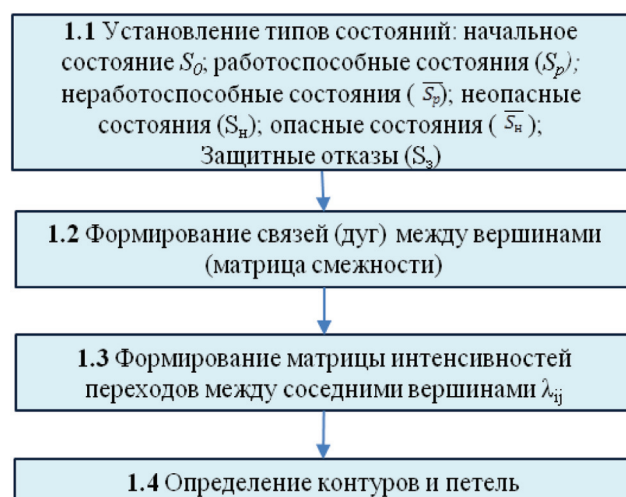


Рисунок 2 – Порядок реализации подготовительного этапа показателей функциональной безопасности сложных технических систем на основе графового полумарковского метода

На подготовительном этапе формируется перечень элементов системы, влияющих на функциональную безопасность, а также их возможные состояния, определяется тип множеств, к которым они относятся. При этом под множеством состояний понимается множество существенных свойств, которыми обладает система в данный момент времени [13, 17]. Выделяют [7, 18] следующие подмножества состояний: подмножество работоспособных состояний S_p , подмножество неработоспособных состояний $\overline{S_p}$, подмножество неопасных состояний S_n , подмножество опасных состояний $\overline{S_n}$ и подмножество защитных состояний S_z . Рассмотрим каждое множество более подробно.

Множество неопасных состояний системы (S_n) – работоспособное или защитное состояние системы.

Множество защитных состояний системы (S_z) – состояния системы, при которых не выполняются технологические функции, но выполняются все предусмотренные функции безопасности.

Множество опасных состояний системы ($\overline{S_n}$) – неработоспособное состояние системы, при котором не выполняется хотя бы одна функция безопасности. Во множество опасных состояний системы входят состояния, при которых нарушаются функции безопасности, реализуемые потребителями (например: невозможность реализации функций автоматизированного управления безопасным движением поездов).

Для иллюстрации метода расчета показателей функциональной безопасности с применением графового полумарковского метода в данной статье выбрана система электроснабжения «Тяговая подстанция 110 кВ железнодорожного транспорта», имеющая отдельное резервирование замещением относительно элемента «силовой трансформатор» (СТ-1). Раздельное резервирование замещением в данном случае и является примером структурной избыточности, роль которой выполняет дублирующий силовой трансформатор (СТ-2). Отказ такого элемента как силовой трансформатор

Таблица 1 – Перечень состояний надежности силового трансформатора

Элемент системы	Состояние элемента (вершина графа)	Подмножество состояний
СТ-1 и СТ-2	СТ-1 и СТ-2 исправны	$S_p S_n$
СТ-1	Износ изоляции СТ-1	$S_p \overline{S_n}$
СТ-1	Износ вводов СТ-1	$S_p \overline{S_n}$
СТ-1	Износ переключателей СТ-1	$S_p \overline{S_n}$
СТ-1	Отказ контрольной аппаратуры СТ-1	$S_p \overline{S_n}$
СТ-1	Внешнее воздействие СТ-1	$S_p \overline{S_n}$
СТ-1	Механического или электрического повреждение СТ-1	$S_p \overline{S_n}$
	Внутреннее короткое или витковое замыкание СТ-1	$S_p \overline{S_n}$
СТ-1	Обнаружение фактического отказа СТ-1	$S_p \overline{S_n}$
СТ-1 и СТ-2	Отключение по защите от внешних воздействий СТ-1 и переход на работу СТ-2	S_z
СТ-1 и СТ-2	Отключение по защите от внутренних воздействий СТ-1 и переход на работу СТ-2	$S_z, \overline{S_p}$
СТ-1 и СТ-2	Опасный отказ. СТ-1 и СТ-2 неисправны	$\overline{S_n}, \overline{S_p}$

в системе «Тяговая подстанция» влечет за собой серьезные последствия, в том числе остановку перевозочного процесса и питания сторонних потребителей, что приведет к нарушению производственного процесса. В свою очередь, опасный отказ такого объекта может привести к невыполнению функции безопасности системой, т.е. к пожару или взрыву (для маслonaполненного трансформатора). Такая система наиболее ярко показывает необходимость безотказной и безопасной работы.

Пример формирования перечня состояний для элемента «силовой трансформатор» в соответствии с указанными выше определениями приведен в таблице 1. Для построения графовой модели необходим перечень состояний (вершин графа). Здесь и далее основной элемент «силовой трансформатор» обозначим как «СТ-1», а резервирующий силовой трансформатор «СТ-2».

Расчет топологических характеристик графа и временных показателей системы электроснабжения

После определения множеств возможных состояний, формирования связей между вершинами в виде матрицы смежностей и матрицы интенсивностей элемента

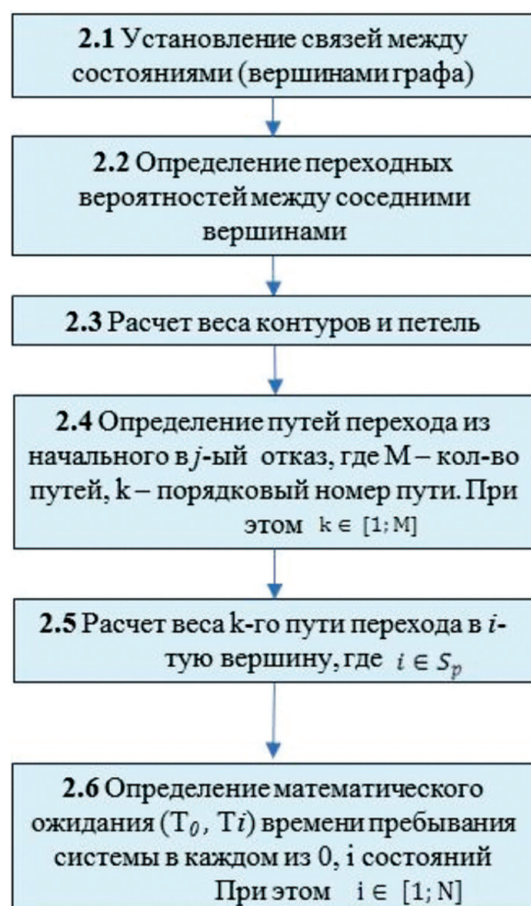


Рисунок 3 – Этап 2 алгоритма расчета показателей функциональной безопасности

системы строится граф состояний надежности элемента системы. Результатом этого этапа является граф состояний элемента системы, с определенными переходными вероятностями. Порядок реализации этапа приведен на рисунке 3.

На основании выделенных состояний силового трансформатора формируют связи между вершинами, отображающие переход от одного состояния к другому. При формировании связей важно помнить, об учете структурной избыточности (наличии отдельного однотипного резервирования замещения), в роли которого обычно выступает дублирующий силовой трансформатор. Эти связи обеспечивают переход элементов системы в работоспособное состояние. Приведем пример формирования таких связей. Первое состояние силового трансформатора – «СТ-1 и СТ-2 исправны». Далее в процессе эксплуатации появляется состояние «Износ вводов СТ-1». Этот переход показан синей дугой на рисунке 4. «Износ вводов СТ-1» может привести к нагреву, появлению перекрытий, неодинаковым напряжениям на фазах и т.д. Трансформатор может находиться в таком состоянии в течение некоторого периода времени. Часть этих состояний приводит к механическим или электрическим повреждениям изоляции, обрыву проводов, трещинам. Это переход к состоянию «Механическое или электрическое повреждение СТ-1». Далее возможно два варианта развития событий: эти неисправности будут обнаружены и устранены, т.е. система вернется в предыдущее состояние или же повреждения не будут устранены вовремя, что приведет к появлению коротких или межвитковых замыканий. В свою очередь состояние «короткое или межвитковое замыкание СТ-1» (вершина 7 графа) приведет к потере возможности выполнения силовым трансформатором своих функций. В таком случае, при своевременном обнаружении фактического отказа (вершина 7.1 графа), роль выполнения функций силового трансформатора берет на себя элемент резервирования, т.е. дублирующий силовой трансформатор. Тогда осуществляется переход из состояния 7.1 в 0 (дуга выделена зеленым цветом). Если этого не происходит в силу, например, технических причин, то для системы «Тяговая подстанция 110 кВ железнодорожного транспорта» наступает «Опасный отказ. СТ-1 И СТ-2 неисправны» (вершина 10 графа). После формирования связей между вершинами осуществляют расчет весов контуров, петель (формула 1) и путей перехода в вершину (формула 2), а также математического ожидания безусловного времени пребывания системы в каждой из вершин графа (формула 3).

$$C_i = \prod_{i,r \in S} p_{ir} p_{ri} \quad (1)$$

где $p_{ir} p_{ri}$ – переходные вероятности между соседними вершинами графа;

$$I_k^{0i} = \prod_{0,i,r \in S_p} p_{or} p_{ri} \quad (2)$$

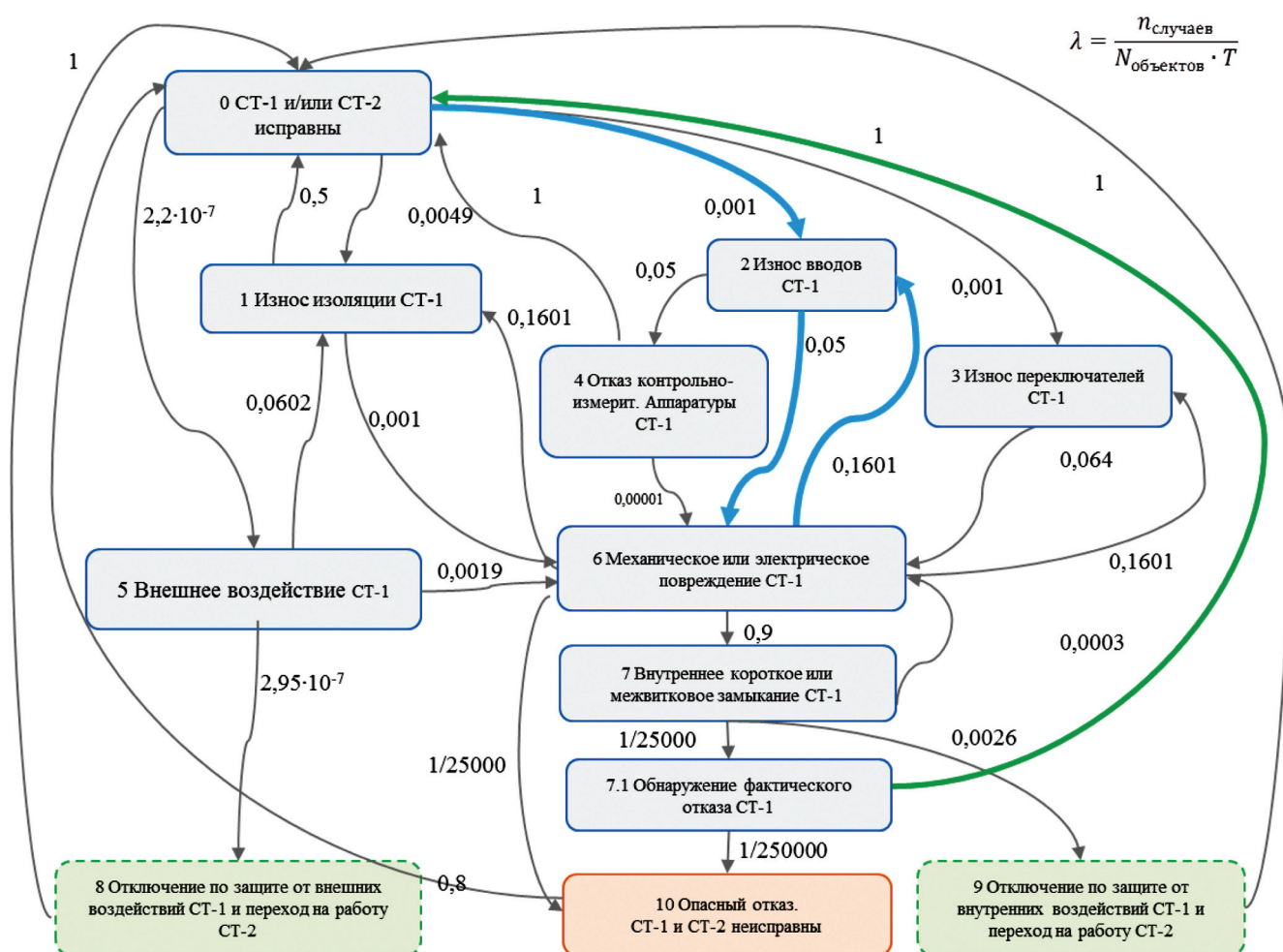


Рисунок 4 – Граф множеств состояний элемента «Силовой трансформатор» системы «Тяговая подстанция 110 кВ железнодорожного транспорта»

Таблица 2 – Показатели функциональной безопасности систем

№	Показатель	Обозначение	Формула расчета
1	Средняя наработка до опасного отказа	$T_{CP}^{опасн}$	$T_{CP}^{опасн} = \frac{T_0 \Delta G_{S_H}^0 + \sum_{(k)} \sum_{0,i}^{0,i} \Delta G_k^i T_i}{\Delta G_{S_H}}$
2	Средняя наработка между опасными отказами	$T_0^{опасн}$	$T_0^{опасн} = \frac{\sum_{i \in S_H} \Delta G^i \cdot T_i}{\sum_{i \in S_{H+}} \Delta G^i \cdot \sum_{j \in S_H} p_{ij}}$
3	Коэффициент безопасности	K_B	$K_B = \sum_{i \in S_p} \pi_i$
4	Дисперсия времени до опасного отказа	$D_{CP}^{опасн}$	$D_{CP}^{опасн} = t_0^{-2} - (T_{CP}^{опасн})^2$
5	Вероятность опасного отказа	$\hat{Q}(t)^{опасн}$	$\inf \hat{Q}(t)^{опасн} < \hat{Q}(t)^{опасн} < \sup \hat{Q}(t)^{опасн}$
6	Вероятность безопасной работы	$\hat{P}(t)^{опасн}$	$1 - \sup \hat{Q}(t)^{опасн} < \hat{P}(t)^{опасн} < 1 - \inf \hat{Q}(t)^{опасн}$
7	Интенсивность опасного отказа	$\hat{\lambda}(t)^{опасн}$	$\hat{\lambda}(t)^{опасн} \in \left(\frac{-[\sup \hat{P}(t + \Delta t)^{опасн} - \sup \hat{P}(t)^{опасн}]}{\sup \hat{P}(t)^{опасн} \Delta t}, \right. \\ \left. \frac{-[\inf \hat{P}(t + \Delta t)^{опасн} - \inf \hat{P}(t)^{опасн}]}{\inf \hat{P}(t)^{опасн} \Delta t} \right)$

$$T_i = \frac{1}{\sum_{r=1}^n \lambda_{ir}} \quad (3)$$

где λ_{ir} – интенсивности переходов между вершинами графа.

На рисунке 4 приведен граф состояний силового трансформатора. Числа над дугами характеризуют интенсивности переходов между состояниями элемента системы.

Расчет стационарных и нестационарных показателей функциональной безопасности

После расчета топологических характеристик графа осуществляется непосредственно расчет показателей функциональной безопасности. Рассмотрим расчет одного из стационарных показателей, представленных в алгоритме – средней наработки до опасного отказа. Для данного элемента системы на основе построенного графа могут быть рассчитаны показатели, приведенные в таблице 2.

В расчете показателей безопасности ключевым являться множество неопасных состояний. Для расчета

средней наработки до опасного отказа системы, связанной с безопасностью, моделируется система с помощью графа состояний полумарковского случайного процесса и задается матрица переходных интенсивностей. Значение данного показателя отражает математическое ожидание наработки объекта до первого опасного отказа при начальном безопасном состоянии – 0 с учетом известных значений интенсивностей перехода из одного состояния в другое.

Предложенный алгоритм позволяет последовательно провести расчет показателя для любого опасного отказа. При использовании данного метода расчета средняя наработка до опасного отказа системы определяется по формуле, приведенной в таблице 2.

При расчете средней наработки до опасного отказа $G_{S_H}^0$ – вес разложения без начальной вершины 0 и множества неработоспособных состояний системы (вершин графа) S_H и связанных с ними дуг; l_k^{0i} – вес k -го пути из начальной вершины 0 в вершину i . При этом путь – это цепь последовательно соединенных однонаправленных дуг с началом в состоянии i и окончанием в состоянии j ; G_{S_H} – вес разложения графа без множества неработоспособных состояний системы (вершин графа) S_H и связанных с ними дуг.

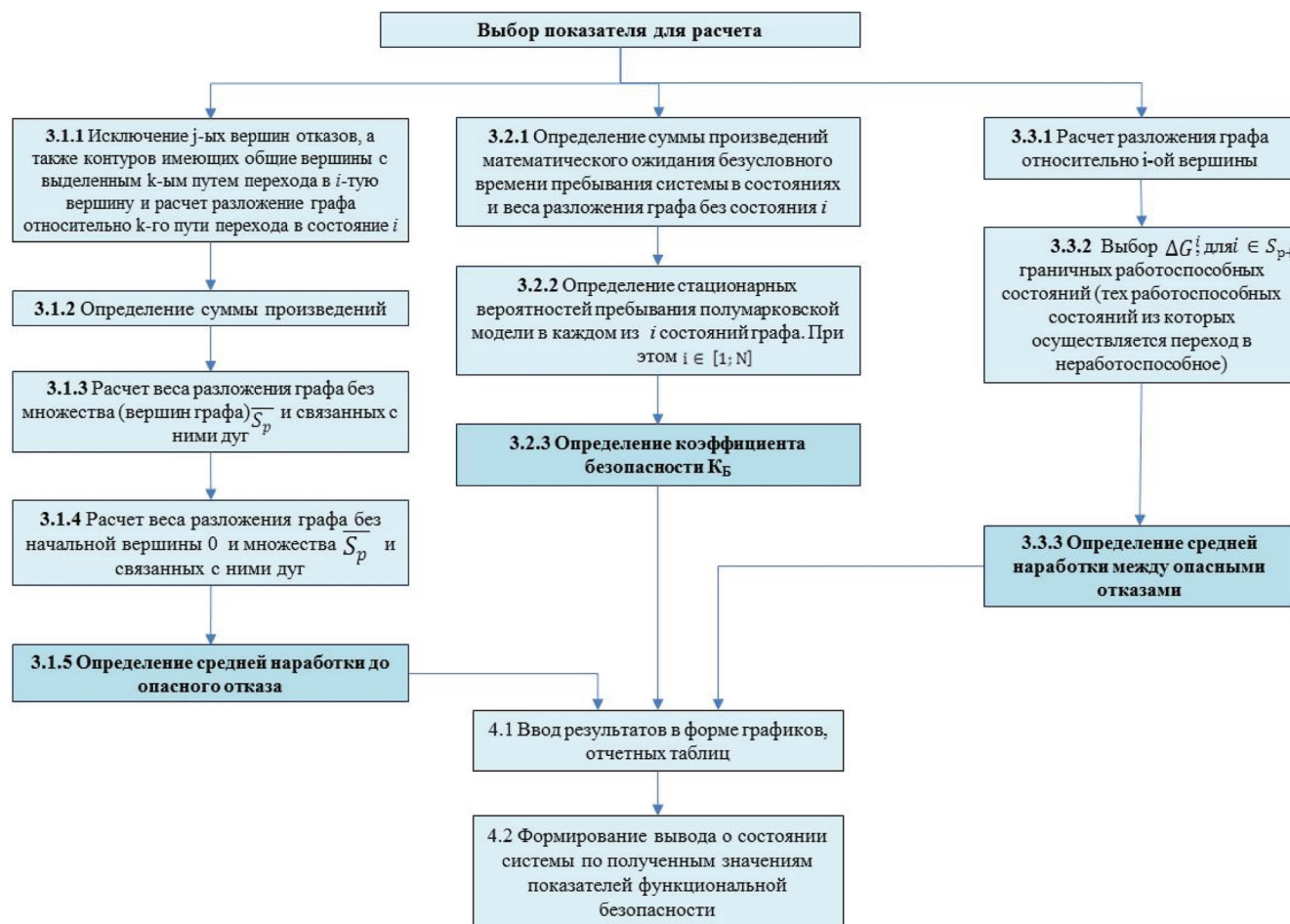


Рисунок 5 – Этапы 3 и 4 алгоритма расчета стационарных показателей функциональной безопасности

Разложение графа – это часть графа, не содержащая выделенных вершин и связанных с ними дуг. Расчет разложения графа осуществляется в соответствии с формулой Мейсона:

$$\Delta G = 1 - \sum_j C_j + \sum_{ij} C_i C_j - \sum_{ijl} C_i C_j C_l. \quad (4)$$

Аналогичным образом вычисляются другие стационарные показатели функциональной безопасности. Так, например, для расчета коэффициента безопасности в соответствии с алгоритмом вычисляются стационарные вероятности пребывания полумарковской модели в каждой из вершин графа по формуле:

$$\pi_i = \frac{\Delta G^i T_i}{\sum_{i \in S} \Delta G^i T_i}. \quad (5)$$

Преимущества данного метода являются: пригодность его для расчета показателей функциональной безопасности систем с большим числом состояний; не накладываются ограничения на структуру исследуемой системы; не требуется преобразовывать исходный граф состояний; операционное исчисление не используется.

Графовый метод также позволяет определить строгие нижние (inf) и верхние границы (sup) нестационарных показателей функциональной безотказности систем, связанных с безопасностью. Значения $\sup \hat{P}(t)^{опасн}$ и $\inf \hat{P}(t)^{опасн}$ определяются на семействе функций распределения Эрланга:

$$f(t) = \begin{cases} t^{r-1} \cdot \frac{e^{-\frac{t}{T_{CP}^{опасн}}}}{(T_{CP}^{опасн})^r \Gamma(r)}, & t \geq 0, \\ 0, & t < 0. \end{cases} \quad (6)$$

где r – целочисленный параметр распределения.

Интенсивность отказов будет лежать в интервале, границы которого рассчитываются по формулам, приведенным в таблице 2. Для обеспечения заданной точности вычислений $1-\varepsilon$ проводят итерационные расчеты, при которых на каждом шаге Δt уменьшается интервал наблюдения до случая, когда выполняются условия:

$$|\inf \lambda(t) - \inf \lambda(t+\Delta t)| < \varepsilon, |\sup \lambda(t) - \sup \lambda(t+\Delta t)| < \varepsilon.$$

Документирование и отображение результатов

Документирование результатов является важной частью анализа состояний системы. Применение описанного в статье графового метода позволяет по результатам подготовительного этапа провести расчет комплекса стационарных и нестационарных показателей функциональной безопасности. При формировании перечня результатов целесообразно выделить такие характеристики, как: наименование показателя, обозначение, результат расчета, размерность (единицы измерения). Пример реестра результатов расчета показателей приведен в таблице 3.

По результат расчета можно сделать выводы о высоком обеспечении функциональной безопасности системы «Тяговая подстанция 110 кВ железнодорожного транспорта» с введенной структурной избыточностью, достигнутой путем резервирования основного элемента – силового трансформатора. Действительно, по статистике опасные отказы силового трансформатора, приводящие к остановке работы тяговых подстанций 110 кВ и критичным последствиям – довольно редкое событие, благодаря избыточности таких систем.

Анализ показателей функциональной безопасности силового трансформатора

Применение описанных выше алгоритмов позволяет проводить вариационные расчеты при различных исходных значениях интенсивностей перехода в анализируемые состояния. Проведение подобных исследований позволяет делать выводы об ожидаемой эффективности систем защиты и резервирования, а также о влиянии интенсивности устранения промежуточных состояний на интенсивность появления опасного состояния.

На рисунке 6 приведены результаты моделирования зависимости интенсивностей перехода между промежуточными состояниями графа и значением средней наработки до опасного отказа.

На графике 6а) видно, что наиболее чувствительно значение средней наработки до опасного отказа реагирует на изменение интенсивности перехода из состояния 7 – «Внутреннее короткое или витковое замыкание СТ-1»

Таблица 3 – Результаты расчета функциональной безопасности элемента системы

№	Наименование показателя	Обозначение	Результат расчета	Размерность
1	Средняя наработка до опасного отказа	$T_{CP}^{опасн}$	27 486	час
2	Средняя наработка между опасными отказами	$T_0^{опасн}$	28 615 933	час
3	Коэффициент безопасности	K_B	$1 - 7 \cdot 10^{-4}$	
4	Вероятность опасного отказа	$\hat{Q}(t)^{опасн}$	$\hat{Q}(t)^{опасн} < 3,64 \cdot 10^{-5}$	
5	Вероятность безопасной работы	$\hat{P}(t)^{опасн}$	$1 - 3,64 \cdot 10^{-5} < \hat{P}(T_{CP}^{опасн})$	
6	Интенсивность опасного отказа	$\hat{\lambda}_C(t)^{опасн}$	$3,51 \cdot 10^{-4} < \hat{\lambda}_C(T_{CP}^{опасн}) < 5,11 \cdot 10^{-4}$	

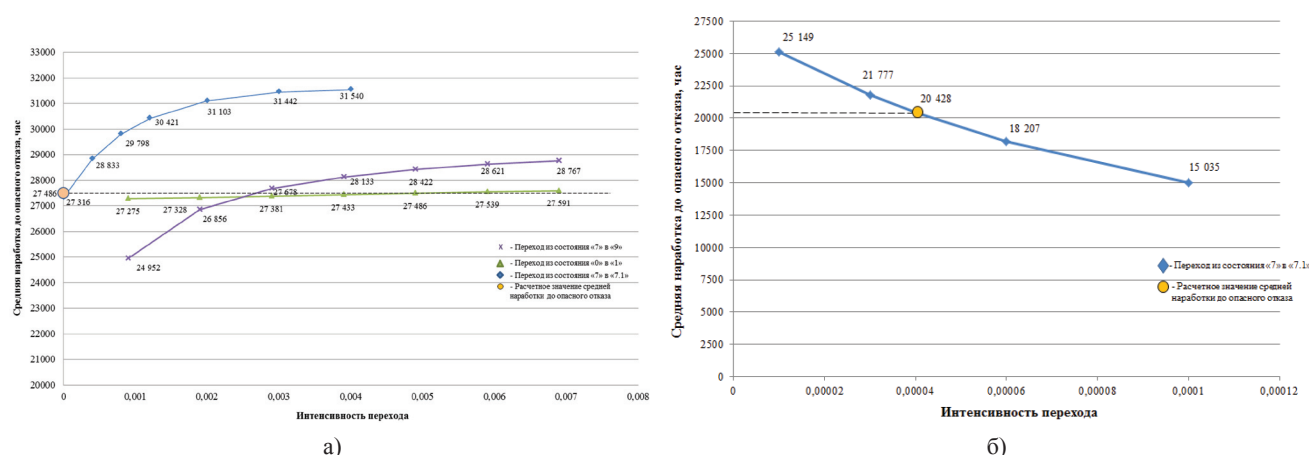


Рисунок 6 – График зависимости средней наработки до опасного отказа и а) интенсивности перехода из состояний «0→1», «7→7.1», «7→9»; б) при снижении интенсивности перехода в безопасное состояние и интенсивности перехода из состояния «7→7.1»

в состояние 9 – «Отключение по защите от внутренних воздействий СТ-1 и переход на работу СТ-2». Также с увеличением интенсивности переходов для данных состояний возрастает и средняя наработка до опасного отказа. Этот факт связан с тем, что состояния 1 – «Износ изоляции СТ-1», 9 – «Отключение по защите от внутренних воздействий СТ-1 и переход на работу СТ-2» и 7.1 – «Обнаружение фактического отказа СТ-1» имеют пути перехода в безопасное состояние 0 – «СТ-1 и СТ-2 исправны» с большей интенсивностью, чем интенсивность перехода в опасное состояние.

На рисунке 6б) представлен график зависимости средней наработки до опасного отказа от интенсивности перехода из состояния 7 – «Внутреннее короткое или витковое замыкание СТ-1» в состояние 7.1 – «Обнаружение фактического отказа СТ-1». В этом случае ожидаемо уменьшается значение средней наработки до опасного отказа при увеличении интенсивности перехода в безопасное состояние.

Таким образом, разработанный алгоритм позволяет осуществлять прогноз снижения показателей функциональной безопасности и регулировать распределение усилий по поддержанию системы в работоспособном состоянии. Обеспечивать резервирование системы, увеличивая интенсивность перехода в безопасное состояние или управлять системой проведения ТОиР уменьшая интенсивность перехода между состояниями системы.

Заключение

В статье поэтапно отражен алгоритм проведения расчета показателей функциональной безопасности СЭ железнодорожного транспорта на основе графовых полумарковских методов. На примере расчета показателей функциональной безопасности системы «Тяговая подстанция 110 кВ железнодорожного транспорта» продемонстрированы возможности графового метода и универсальность его применения для систем любой конфигурации. Подробно рассмотрены этапы построе-

ния графа состояний системы и расчета стационарных и нестационарных показателей функциональной безопасности, показана их практическая применимость.

Проведен анализ зависимости расчетных показателей при изменении интенсивностей перехода между состояниями. Сделан вывод о возможности принятия решений с учетом значений показателей функциональной безопасности.

Рассмотренный в статье метод расчета показателей функциональной безопасности имеет широкую область практического применения, так как он не связан с операционными вычислениями, что существенно понижает порог навыков, необходимых при использовании данного метода, и может быть интересен не только научному, но и инженерно-техническому сообществу.

Библиографический список

1. Гапанович, В.А. Некоторые вопросы управления ресурсами и рисками на железнодорожном транспорте на основе состояния эксплуатационной надежности и безопасности объектов и процессов (проект УРРА) [Текст] / В.А. Гапанович, И.Б. Шубинский, А.М. Замышляев // Надежность. – 2011. – № 1. – С. 2-8.
2. О безопасности инфраструктуры железнодорожного транспорта (ТР ТС 003/2011): утв. решением Комиссии Таможенного союза 15.07.2011 № 710) // Официальный сайт Евразийской Таможенной Комиссии [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://www.eurasiancommission.org/ru/act/txnnreg/deptexreg/tr/Pages/TRVsily.aspx>.
3. Шубинский, И.Б. Структурное резервирование в информационных системах. Предельные оценки [Текст] / И.Б. Шубинский // Надежность. – 2012 – № 1 (40). – С. 118-125.
4. Chang, L. Performance and Reliability of electrical power grids under cascading failures [Текст] / L. Chang, Z. Wu, A.S. Elnashai, B.F. Spencer // The 14th World Conference on Earthquake Engineering, Beijing. – China: October 12-17, 2008.

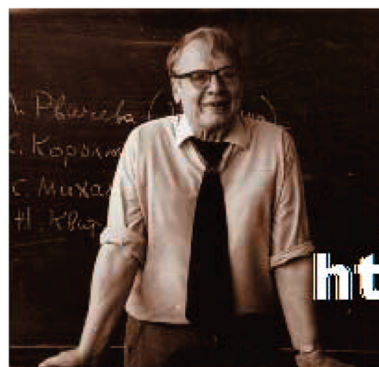
5. Wu, Z. State transition graph of cascading electrical power grids [Текст] / Z. Wu, Q. Zhong, Y. Zhang // IEEE Power Engineering Society General Meeting. – Tampa, Florida, 2007.
6. Шубинский, И.Б. Функциональная надежность информационных систем. Методы анализа / И.Б. Шубинский. – Ульяновск: Областная типография «Печатный двор», 2012.
7. ГОСТ Р МЭК 61508-2012. Функциональная безопасность систем электрических, электронных, программируемых электронных, связанных с безопасностью. Часть 1. Общие требования [Текст]. – Введ.
8. ГОСТ Р МЭК 61511-1-2015. Безопасность функциональная. Системы безопасности приборные промышленных процессов. Часть 1. Термины, определения и технические требования [Текст]. – Введ.
9. Обоскалов, В.П. Структурная надежность электротехнических систем / В.П. Обоскалов. – Екатеринбург: Издательство УрФУ, 2012.
10. Федотова, Г.А. Резервирование как составная часть проблемы надежности в электроэнергетике [Текст] / Г.А. Федотова // Надежность. – 2014. – № 1. – С. 60-79.
11. ГОСТ Р МЭК 61508-5-2012. Функциональная безопасность систем электрических, электронных, программируемых электронных, связанных с безопасностью. Часть 5. Рекомендации по применению методов определения уровней полноты безопасности [Текст]. – Введ.
12. Слышалов, В.К. Основы расчета надежности систем электроснабжения: учебное пособие [Текст] / В.К. Слышалов – Иваново: Издательство ГОУВПО «Ивановский государственный энергетический университет им. В.И. Ленина», 2012.
13. Шубинский, И.Б. Графовый метод оценки производственной безопасности на объектах железнодорожного транспорта [Текст] / И.Б. Шубинский, А.М. Замышляев, О.Б. Проневич // Надежность. – 2017. – Том 17. – № 1. – С. 40-45
14. Norman, B. The Applicability of Markov Analysis Methods to Reliability, Maintainability, and Safety [Текст] / B. Fuqua Norman // Selected Topics in Assurance Related Technologies (START). – 2003. – Vol. 10. – No. 2.
15. Dutuit, Y. Probabilistic assessments in relationship with safety integrity levels by using Fault Trees [Текст] / Y. Dutuit, F. Innal, A.B. Rauzy, J.P. Signoret // Reliability Engineering & System Safety. – 2008. – Vol. 93(12). – P. 1867-1876.
16. Brissaud, F. Average probability of a dangerous failure on demand: Different modelling methods, similar results [Текст] / F. Brissaud, L.F. Oliveira // Proceedings of the 11th International Probabilistic Safety Assessment and Management Conference & the Annual European Safety and Reliability Conference. – Helsinki, Finland, 2012. – P. 6073-6082.
17. Ахо, А. Построение и анализ вычислительных алгоритмов [Текст] / А. Ахо, Дж. Хопкрофт, Дж. Ульман. – М.: Мир, 1979.
18. Babrauskas, V. How do electrical wiring faults lead to structure ignitions? [Текст] / V. Babrauskas // The 7th international Fire & Materials conference. – San Francisco, USA, 2001. – P. 39-50.

Сведения об авторах

Ольга Б. Проневич – начальник отдела АО «НИИАС», Москва, Россия, e-mail: o.pronевич@vniias.ru

Виктория Э. Швед – главный специалист АО «НИИАС», Москва, Россия, e-mail: v.shved@vniias.ru

Поступила: 29.03.2018



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, ПАО «УРАЛСИБ БАНК» г. Москва

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



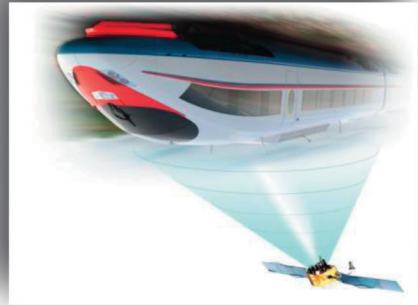
www.vniias.ru

THE JOURNAL IS PUBLISHED WITH PARTICIPATION AND SUPPORT OF JOINT-STOCK COMPANY RESEARCH & DESIGN INSTITUTE FOR INFORMATION TECHNOLOGY, SIGNALING AND TELECOMMUNICATIONS ON RAILWAY TRANSPORT (JSC NIIAS)

JSC NIIAS is RZD's leading company in the field of development of train control and safety systems, traffic management systems, GIS support technology, railway fleet and infrastructure monitoring systems

Mission:

- transportation
- efficiency,
- safety,
- reliability



Key areas of activity

- Intellectual control and management systems
- Transportation management systems and transport service technology
- Signalling and remote control systems
- Automated transportation management centers
- Railway transport information systems
- Geoinformation systems and satellite technology
- Transport safety systems
- Infrastructure management systems
- Power consumption and energy management systems
- Testing, certification and expert assessment
- Information security
- Regulatory support



www.vniias.ru

SUBSCRIBER APPLICATION FOR DEPENDABILITY JOURNAL

Please subscribe us for 20_____ to No. _____ from No. _____ number of copies _____

Company name	
Name, job title of company head	
Phone/fax, e-mail of company head	
Mail address (address, postcode, country)	
Legal address (address, postcode, country)	
VAT	
Account	
Bank	
Account number	
S.W.I.F.T.	
Contact person: Name, job title	
Phone/fax, e-mail	

Publisher details: Dependability Journal Ltd.

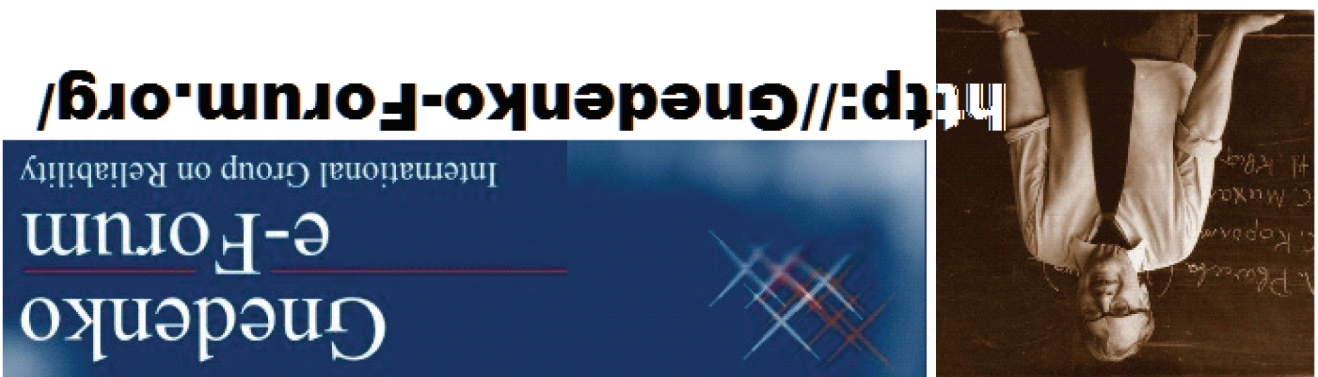
Address of the editorial office: office 209, bldg 1, 27 Nizhegorodskaya Str., Moscow 109029,
Russia Phone/fax: 007 (495) 967-77-02, e-mail: evgenya.patrickeeva@yandex.ru
VAT 7709868505 Account 890-0055-006
Account No. 40702810100430000017
Account No. 301018101000000000787

Address of delivery:

To whom: _____

Where: _____

To subscribe for Dependability Journal, please fill in the application form and send it by fax
or email.
In case of any questions related to subscription, please contact us.
Cost of year subscription is 4180 rubles, including 18 per cent VAT.
The journal is published four times a year.



Dear colleagues!

In 2005 the informal Association of Experts in Reliability, Applied Probability and Statistics (I.G.O.R.) was established with its own Internet website GNEDENKO FORUM. The site has been named after the outstanding mathematician Boris Vladimirovich Gnedenko (1912-1995). The Forum's purpose is an improvement of personal and professional contacts between experts in the mathematical statistics, probability theory and their important branches, such as reliability theory and quality control, the theory of mass service, storekeeping theory, etc. Since January 2006, the Forum has published a quarterly international electronic magazine

"Reliability: Theory and Applications":

The magazine is registered with the Library of Congress in the USA (ISSN 1932-2321). All rights reserved for authors so that articles can be freely published in any other publications or presented at conferences.

Join Gnedenko Forum!

Welcome!

More than 500 experts
from 44 countries
worldwide have already
joined us!

To join the Forum, send a
photo and a short CV to the
following address:

Alexander Bochkov, PhD
a.bochkov@gmail.com

Membership is free.

- electrotechnical systems]. Yekaterinburg: Izdatelstvo UrFU; 2012 [in Russian].
- [10]. Fedotova GA. Redundancy as part of the dependability problem in electric-power industry. Dependability 2014;1:60-79 [in Russian].
- [11]. GOST R IEC 61508-5-2012. Functional safety of electrical, electronic, programmable electronic safety-related systems. Part 5. Guidelines for methods of the determination of safety integrity levels. Introduction [in Russian].
- [12]. Slyshalov VK. Osnovy rascheta nadezhnostis-temelektrosnabzheniya: uchebnoeoposobie [Introduction to dependability calculation of power supply systems]. Ivanovo: Ivanovo State Power Engineering University Publishing; 2012 [in Russian].
- [13]. Shubinsky IB, Zamyshlaev AM, Pronevich OB. Graph method for evaluation of process safety in railway facilities. Dependability 2017;1:40-45.
- [14]. Norman B. The Applicability of Markov Analysis Methods to Reliability, Maintainability, and Safety. Selected Topics in Assurance Related Technologies (START) 2003;10(2).
- [15]. Dutuit Y, Innal F, Rauzy AB, Signoret JP. Probabilistic assessments in relationship with safety integrity levels

About the authors

by using Fault Trees. Reliability Engineering & System Safety 2008;93(12):1867-1876.

[16]. Brissaud F, Oliveira LF. Average probability of a hazardous failure on demand: Different modelling methods, similar results. In: Proceedings of the 11th International Probabilistic Safety Assessment and Management Conference & the Annual European Safety and Reliability Conference, Helsinki (Finland); 2012. P. 6073-6082.

[17]. Aho A, Hopcroft J, Ullman J. The Design and Analysis of Computer Algorithms. Mir; 1979.

[18]. Babrauskas V. How do electrical wiring faults lead to structure ignitions? In: proceedings of the International Conference on Mathematical Methods in Reliability. San Francisco (USA); 2001. P. 39-50.

Oleg B. Pronevich, Head of Unit, JSC NIAS, Moscow, Russia, e-mail: o.pronevich@vnias.ru

Viktoriya E. Shved, Chief Specialist, JSC NIAS, Moscow, Russia, e-mail: v.shved@vnias.ru

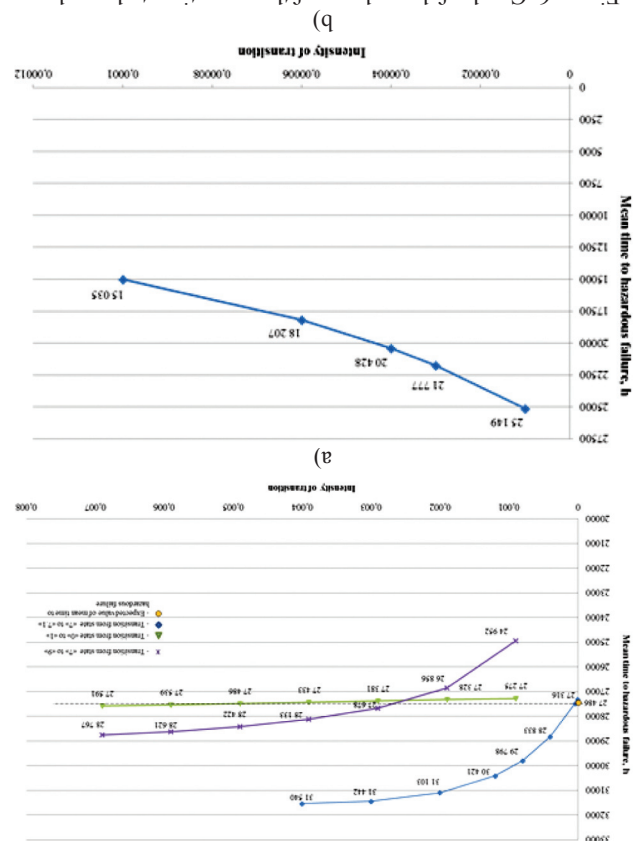
Received on: 29.03.2018

The paper presents a step-by-step examination of the algorithm of calculation of functional safety indicators of railway PSS based on graph semi-Markovian methods. Using the example of functional safety indicators calculation of a "Railway 110 kV traction substation", the authors demonstrate the capabilities of the graph method and its universal applicability to systems of any configuration. The stages of system state graph construction and calculation of stationary and non-stationary functional safety indicators are examined in depth, their practical applicability is shown.

Conclusion

Figure 6b) shows the graph of dependence of the mean time to hazardous failure from the intensity of transition from state 7, "PT-1 internal or turn-to-turn short circuit", into state 7.1, "Detection of actual failure of PT-1". In this case the value of mean time to hazardous failure expectedly decreases as the intensity of transition into safe state grows. Thus, the developed algorithm allows predicting the reduction of functional safety indicators and regulating the distribution of efforts aimed at maintaining the system's operable state, ensuring the redundancy of the system by increasing the intensity of transition into safe state or managing the maintenance and repair system by reducing the intensity of transition between system states.

Figure 6. Graph of dependence of the mean time to hazardous failure and a) rate of transition from states "0→1", "7→7.1", "7→9", b) under decreasing rate of transition into safe state and intensity of transition from state "7→7.1"



References

- [1]. Gapanovich VA, Shubinsky IB, Zamyshlaev AM. Nekotorye voprosy upravleniya resursami i riskami na zhelezнодорожном transporte na osnove sostoyaniya ekspluatatsionnoy nadezhnosti i bezopasnosti obekto i protektorov (proekt URRAN) [Some matters of resource and risk management in railway transportation based on the condition of operational dependability and safety of facilities and processes (URRAN project)]. Dependability 2011;1:2-8 [in Russian].
- [2]. On the safety of railway infrastructure (Technical guidelines of the Customs Union TR TS 003/2011): approved by order of the Customs Union Commission. 710 dated 15.07.2011, <<http://www.eurasiancommission.org/ru/act/txnreg/deptextreg/tr/Pages/TRVSily.aspx>> [in Russian]
- [3]. Shubinsky IB. Strukturnoe rezervirovaniye v informatsionnykh sistemakh. Predel'nyye otsenki [Structural redundancy in information systems. Marginal valuations]. Dependability 2012;1(40): 18-125 [in Russian].
- [4]. Chang L, Wu Z, Elashai AS, Spencer BF. Performance and Reliability of electrical power grids under cascading failures. In: Proceedings of the 14-th World Conference on Earthquake Engineering. Beijing (China); October 12-17, 2008.
- [5]. Wu Z, Zhong Q, Zhang Y. State transition graph of cascading electrical power grids. In: proceedings of IEEE Power Engineering Society General Meeting. Tampa (Florida, USA); 2007.
- [6]. Shubinsky IB. Funktsional'naya nadezhnost' informatsionnykh sistem. Metodologiya analiza [Functional dependability of information systems. Analysis methods]. Ulianovsk: Oblastnaya tipografiya Pechatnyy dvor, 2012 [in Russian].
- [7]. GOST R IEC 61508-2012. Functional safety of electrical, electronic, programmable electronic safety-related systems. Part 1. General requirements. Introduction [in Russian].
- [8]. GOST R IEC 61511-1-2015. Functional safety. Safety instrumented systems for the industrial processes. Part 1. Terms, definitions and technical requirements. Introduction [in Russian].
- [9]. Oboskalov VP. Strukturnaya nadezhnost' elektrotekhnicheskikh sistem [Structural dependability of

Documentation and displaying of results

The documentation of results is an important part of the system states analysis. The application of the graph method described in the paper allows, using the results of the preparation stage, calculating a set of stationary and non-stationary functional safety indicators. When making the list of results, the following characteristics should be identified: name of indicator, designation, result of calculation, dimensionality (units of measurement). An example of the list of calculation results is given in Table 3.

The calculation results allow concluding on the high level of functional safety of the 110 kV railway traction substation system that features structural redundancy ensured by backing up the primary component, the power transformer. Indeed, statistically, hazardous failures of the power transformers that disable 110 kV traction substations and cause critical consequences are sufficiently rare as such systems are redundant.

Analysis of the power transformer functional safety indicators

The application of the above algorithms enables variation calculations under different initial values of intensity of transition into the analyzed states. Such research allows making conclusions regarding the expected efficiency of the protection and redundancy systems, as well as the effect of the intermediate state elimination rate on the hazard rate.

Figure 6 shows the results of simulation of the dependence of the intensities of transition between intermediate graph states and the value of mean time to hazardous failure.

As graph (6a) evidently shows, the value of mean time to hazardous failure is most sensitive to changes in the intensity of transition from state 7, "PT-1 internal or turn-to-turn short circuit", into state 9, "PT-1 internal effects protection tripping and transition to PT-2". Also, as the intensity of transition for these states increases, the mean time to hazardous failure grows as well. This is due to the fact that state 1, "Wear of PT-1 insulation", 9, "PT-1 internal effects protection tripping and transition to PT-2", and 7.1, "Detection of actual failure of PT-1" have ways of transition into safe state 0, "PT-1 and PT-2 are operable" with higher intensity than the intensity of transition into hazardous state.

No	Name of indicator	Notation	Calculation result	Dimension
1	Mean time to hazardous failure	$T_{\text{haz}}^{\text{MT}}$	27 486	hour
2	Mean time between hazardous failures	T_{haz}^0	28 615 933	hour
3	Safety coefficient	C_s	$1.7 \cdot 10^{-4}$	
4	Probability of hazardous failure	$\tilde{Q}(t)_{\text{haz}}$	$\tilde{Q}(t)_{\text{haz}} < 3,64 \cdot 10^{-5}$	
5	Probability of fault-free operation	$\tilde{P}(t)_{\text{haz}}$	$1 - 3,64 \cdot 10^{-5} < \tilde{P}(T_{\text{haz}}^{\text{MT}})$	
6	Hazardous failure rate	$\lambda_c(t)_{\text{haz}}$	$3,51 \cdot 10^{-4} < \lambda_c(T_{\text{haz}}^{\text{MT}}) < 5,11 \cdot 10^{-4}$	

Table 3. Results of system component safety calculation

The advantages of this method include: applicability in calculation of the functional safety indicators of systems with a large number of states; absence of limitations on the structure of the examined system; no requirement to transform the initial state graph; operational calculus is not used.

The graph method also allows determining the strict lower (inf) and upper boundaries (sup) of the non-stationary functional safety indicators of safety-related systems. Values $\sup P(t)_{\text{haz}}$ and $\inf P(t)_{\text{haz}}$ are determined on the class of Erlang distribution functions:

$$f(t) = \begin{cases} 0, & t < 0, \\ e^{-\frac{t}{T_{\text{haz}}^{\text{MT}}}} \cdot \frac{(T_{\text{haz}}^{\text{MT}})^{r-1}}{(r-1)!}, & t \geq 0, \end{cases} \quad (6)$$

where r is an integral parameter of distribution.

The failure rate will be within an interval, of which the boundaries are calculated using the formulas given in Table 2. In order to guarantee the specified calculation accuracy 1- ϵ , iterative calculations are performed, during which at each step Δt the observation interval is reduced up to the case when the following condition is true:

$$|\inf \lambda(t) - \inf \lambda(t + \Delta t)| < \epsilon, |\sup \lambda(t) - \sup \lambda(t + \Delta t)| < \epsilon,$$

series-connected unidirectional edges with the beginning in state i and the end in state j , $C_{ij}^{S_H}$ is the weight of the graph decomposition without the set of non-operable system states (graph vertices) S_H and associated edges.

Graph decomposition is a part the graph that does not contain the selected vertices and associated arcs. Graph decomposition is calculated using Mason's formula:

$$\Delta G = 1 - \sum_j C_j + \sum_{ij} C_i C_j - \sum_{ijl} C_i C_j C_l \quad (4)$$

The other stationary functional safety indicators are calculated in the same way. Thus, for instance, the safety coefficient is calculated as follows: according to the algorithm the stationary probabilities of containment of the semi-Markovian model in each of the graph vertices are calculated according to the formula:

$$\pi_i = \frac{\Delta G_i T_i}{\sum_{i \in S} \Delta G_i T_i} \quad (5)$$

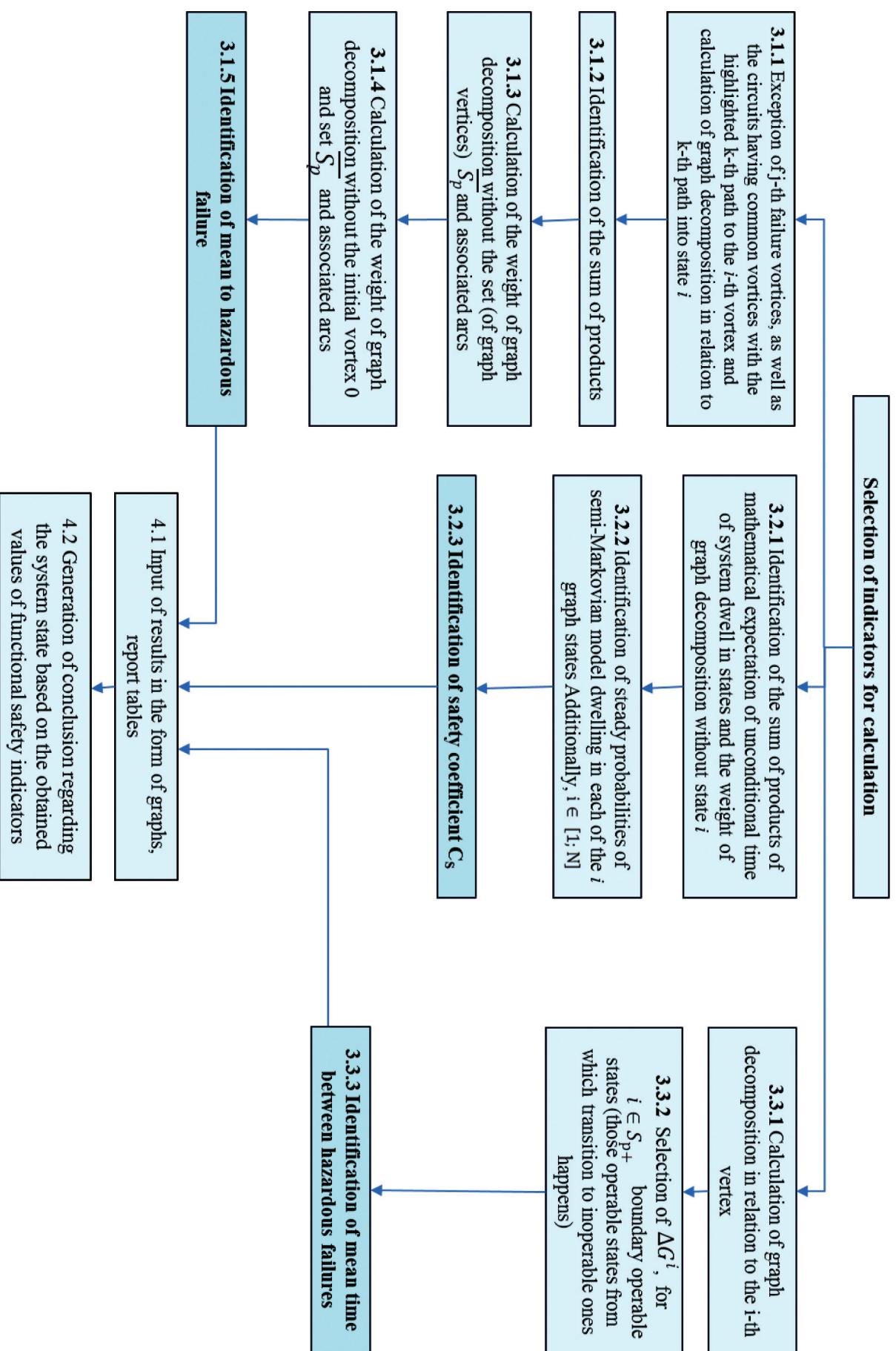


Figure 5. Stages 3 and 4 of the algorithm of calculation of steady functional safety indicators

Figure 4 shows the state graph of the power transformer. The numbers above the edges characterize the intensities of transition between the states of a system component.

Calculation of stationary and non-stationary functional safety indicators

After the calculation of the graph's topological characteristics, the functional safety indicators are calculated. Let us examine the calculation of one of the stationary indicators in the algorithm, the mean time to hazardous failure. For this system component, using the constructed graph the indicators from Table 2 can be calculated.

The set of non-hazardous states is the key aspect in the calculation of safety indicators. For the calculation of the mean time to hazardous failure of a safety-related system, the system is modeled with a state graph of a semi-Markovian stochastic process and a matrix of intensities of transitions is defined. The value of this indicator reflects the mathematical expectation of the object's time to first hazardous failure with the initial safe state, S_0 , subject to known values of intensity of transition between states.

The proposed algorithm allows consecutively calculating the indicator for any hazardous failure. If this calculation method is used, the system's mean time to hazardous failure is identified according to the formula given in Table 2.

When mean time to hazardous failure is calculated, $G_{S_0}^{S_H}$ is the weight of decomposition without the initial vertex 0 and the set of non-operable system states (graph vertices) S_H and associated edges; l_{0i}^k is the weight of the k -th path from the initial vertex 0 to vertex i . A path is a chain of

short circuits or turn-to-turn short circuits. In turn, the state "Short circuit or turn-to-turn short circuits of PT-1" (graph vertex 7) will cause the loss of the capability by the transformer to perform its function. In that case, if the actual failure is discovered in time (graph vertex 7.1), the role of power transformer is taken by the redundant element, i.e. the backup power transformer. Then transition from state 7.1 to state 0 (edge shown in green) occurs. If that does not happen, for example, e.g. due to technical reasons, then the "Railway 110 kV traction substation" experiences a "Hazardous failure. PT-1 and PT-2 are faulty" (graph vertex 10). After the generation of the connections between the vertices, calculations are performed for the weights of the circuits, loops (formula 1) and paths of transition into the vertex (formula 2), as well as the mathematical expectation of the unconditional time of system being in each of the graph vertices (formula 3).

(1) $C_i = \prod_{j \in S} p_{ij} p_{ji}$ where p_{ij}, p_{ji} is the probabilities of transition between neighboring vertices;

$$(2) \quad l_{0i}^k = \prod_{0, j, l, r \in S_p} p_{0j} \cdot p_{rl}$$

where λ_{ij} is the intensities of transitions between graph vertices.

$$(3) \quad T_i = \frac{\sum_{n=1}^r \lambda_{ij}}{1}$$

Table 2. System safety indicators

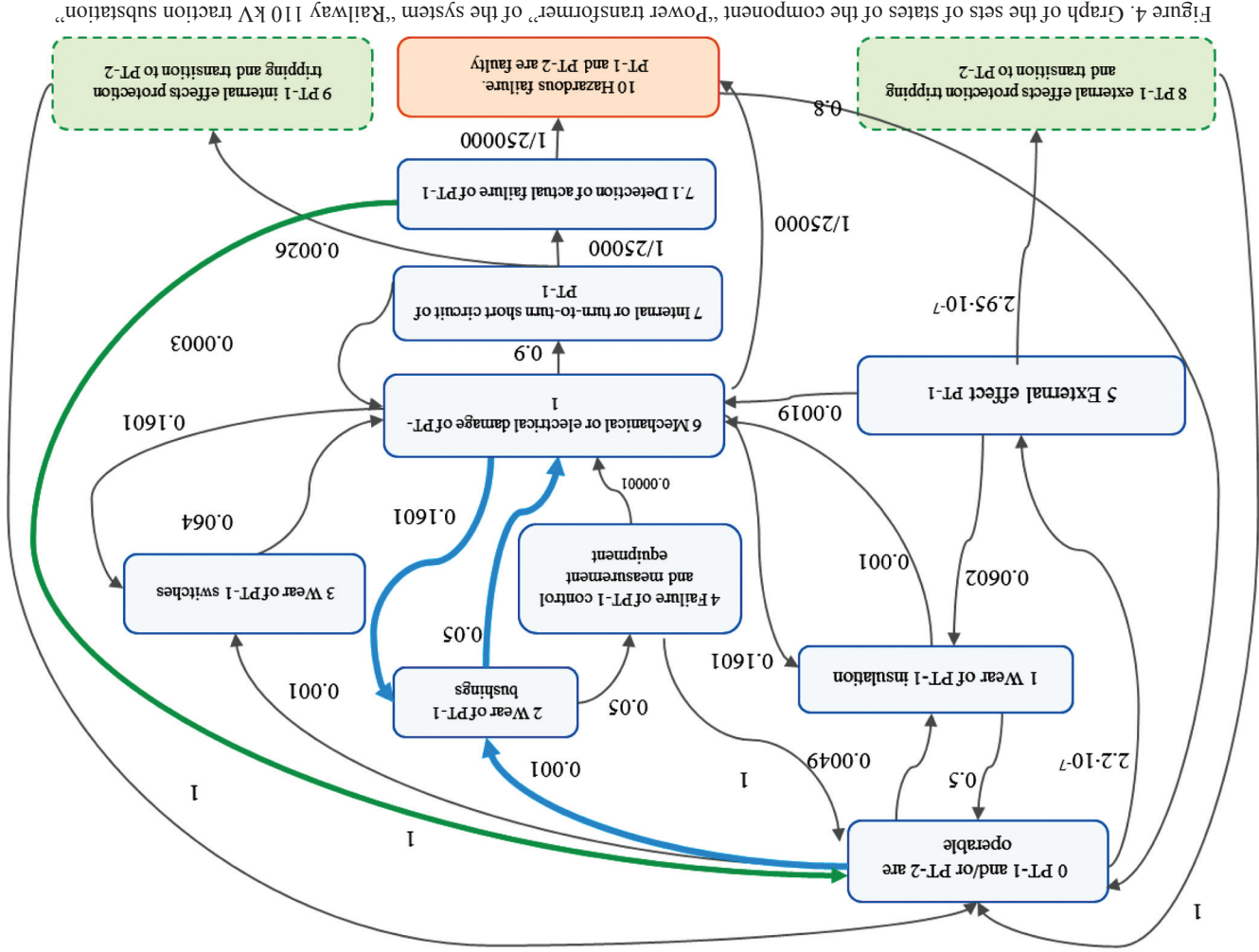
No	Indicator	Notation	Calculation formula
1	Mean time to hazardous failure	$T_{\text{haz}}^{\text{MT}}$	$T_{\text{haz}}^{\text{MT}} = \frac{\Delta G_{S_H}^{S_0}}{\sum_{l=0}^k \Delta G_{l0}^k + \sum_{(k)} \Delta G_{l0}^k T_l}$
2	Mean time between hazardous failures	T_{haz}^0	$T_{\text{haz}}^0 = \frac{\sum_{i \in S_H} \Delta G_i^+ \cdot T_i}{\sum_{j \in S_H} \Delta G_j^+ \cdot d_j}$
3	Safety coefficient	C_S	$C_S = \sum_{i \in S_p} \pi_i$
4	Dispersion of time to hazardous failure	$D_{\text{haz}}^{\text{MT}}$	$D_{\text{haz}}^{\text{MT}} = t_0^2 - (T_{\text{haz}}^{\text{MT}})^2$
5	Probability of hazardous failure	$\tilde{Q}(t)_{\text{haz}}$	$\inf \tilde{Q}(t)_{\text{haz}} < \tilde{Q}(t)_{\text{haz}} < \sup \tilde{Q}(t)_{\text{haz}}$
6	Probability of fault-free operation	$\tilde{P}(t)_{\text{haz}}$	$1 - \sup \tilde{Q}(t)_{\text{haz}} < \tilde{P}(t)_{\text{haz}} < 1 - \inf \tilde{Q}(t)_{\text{haz}}$
7	Hazardous failure rate	$\hat{\lambda}(t)_{\text{haz}}$	$\hat{\lambda}(t)_{\text{haz}} \in \left(\frac{\inf \tilde{P}(t)_{\text{haz}} + \Delta t}{-\inf \tilde{P}(t)_{\text{haz}}}, \frac{\sup \tilde{P}(t)_{\text{haz}} + \Delta t}{-\sup \tilde{P}(t)_{\text{haz}}} \right)$

former in a "Traction substation" system entails serious consequences, including the interruption of service and provision of power to third-party users, which will lead to the disruption of business process. In turn, a hazardous failure of such facility may cause the non-fulfilment of the system's safety function, i.e. fire or explosion (for the oil-filled transformer). Such system is the perfect demonstration of the importance of fault-free and safe operation.

An example of the generation of the list of states for the "power transformer" component in accordance with the above definition is given in Table 1. Constructing a graph model requires a list of states (graph vertices). Here and below we will designate the main element, the "power transformers" as "PT-1", and the backup power transformer as "PT-2".

Calculation of the topological characteristics of the graph and temporal indicators of the power supply system After the identification of the set of possible states, formation of connections between the vertices in the form of a connectivity matrix and matrix of intensities of the system component, the graph of the system components dependability states is constructed. The result of this stage is the state graph of the system component with transition

Based on the selected states of the power transformer, connections between vertices are built that reflect the transition between states. When connections are built, it is important to remember to take into consideration the structural redundancy (presence of partial homogeneous standby) that is normally implemented in the form of a standby power transformer. These connections ensure the transition of the system components into the operable state. Let us give an example of the generation of such connections. The first state of the power transformer is "PT-1 and PT-2 are operable". Later, in the process of operation emerges the state "Wear of PT-1 bushings". This transition is shown with a blue edge in Figure 4. "Wear of PT-1 bushings" can cause heating, flashovers, unequal voltage per phases, etc. The transformer can be in this state during a certain period of time. Some of these states cause mechanical or electrical damages to insulation, wire breaks, cracks. That means the transition into state "Mechanical or electrical damage of PT-1". Further developments may take two different courses: the malfunctions will be discovered and eliminated, i.e. system will return into the previous state or the damage is not eliminated in time, which will cause



ous standby in this case is an example of structural redundancy in the form of a standby power transformer (PT-2). The failure of a component like the power trans-

calculations to be used for evaluation of various indicators, which significantly reduces the time of comprehensive

Preparation of application of agraphsemi-Markovian method of calculation of functional safety indicators of power supply systems

The input data for the application of a graph semi-Markovian method is an oriented graph of system states and intensity of transition between states. The implementation of the preparatory stage is shown in Figure 2. Importantly, the application of this method is possible both for the calculation of the indicators of whole system or its individual elements.

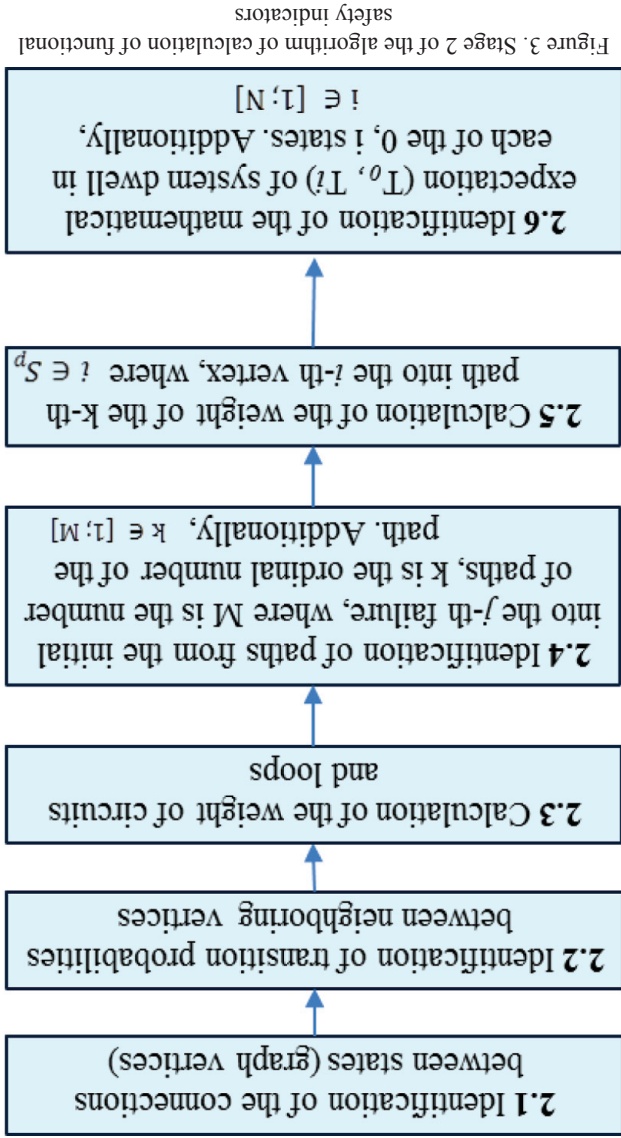
At the preparatory stage, the list is made of the system components that affect functional safety, as well as their possible states; the type of sets they are part of is identified. A set of states is understood as a set of significant properties of the system at the current moment of time [13, 17]. The following subsets of states are identified [7, 18]: subset of the operable states S_o , subset of the inoperable states S_p , subset of the non-hazardous states S_n , subset of hazardous states S_H and the subset of safe states S_s . Let us examine each set in more detail.

The set of non-hazardous states of the system (S_n) is the operable or safe state of the system. The set of safe states of the system (S_s) is the states of the system, in which the process functions are not performed, but all required safety functions are performed. The set of hazardous states of the system (S_H) is the non-operable system state, in which at least one safety function is not performed. The set of hazardous system states includes the states, in which safety functions implemented by the consumers are disrupted (e.g. impossibility to implement the functions of automated control of safe train movement).

As an illustration of the method of functional safety indicators using graph semi-Markovian methods this paper cites the "railway 110 kV traction substation" power supply system with partial homogeneous standby for the "power transformer" (PT-1) component. Partial homogeneous

Table 1. List of the dependability states of power transformer

System component	State of component (graph vertex)	Subset of states
PT-1 and PT-2	PT-1 and PT-2 are operable	S_o, S_n
PT-1	PT-1 insulation wear	S_r, S_n
PT-1	PT-1 bushings wear	S_r, S_n
PT-1	PT-1 switches wear	S_r, S_n
PT-1	PT-1 control equipment failure	S_r, S_n
PT-1	PT-1 external effect	S_r, S_n
PT-1	PT-1 mechanical or electrical damage	S_r, S_n
	PT-1 internal or turn-to-turn short circuit	S_r, S_n
PT-1	Detection of actual failure of PT-1	S_r, S_n
PT-1 and PT-2	PT-1 external effects protection tripping and transition to PT-2	S_p, S_n
PT-1 and PT-2	PT-1 internal effects protection tripping and transition to PT-2	S_p, S_n
PT-1 and PT-2	Hazardous failure. PT-1 and PT-2 are faulty	S_H, S_p



Calculation algorithm

For the purpose of calculating system functional safety indicators, it is proposed to use an algorithm (Figure 1) based on a graphsemi-Markovian method that defines the order of the stages of calculation of the primary functional safety indicators. The algorithm reflects the order of actions associated with the calculation of the system of functional safety indicators, including the stages of generation of the set of states of the evaluated system, construction of the system state graph and procedure of application of formulas for calculation of dependability and safety indicators. The algorithm is designed in such a way as to allow intermediate

1.1 Identification of the types of states: initial state S_0 ; operable states (S_o); imperable states (S_p); non-hazardous states (S_N); hazardous states (S_H); Right-side failures (S_{rs})

1.2 Formation of connections (arcs) between vertices (adjacency matrix)

1.3 Preparation of the matrix of intensity of transitions between neighboring vertices λ_{ij}

1.4 Definition of circuits and loops

Figure 2. Procedure for implementation of the preparatory stage of calculation of functional safety indicators of complex technical systems using a graphsemi-Markovian method

of systems consisting of restorable components as well as the application of this method in the context of PSS. This method is also based on the solution of systems of differential equations using the method of operators. Despite the detailed description of the method, its practical application for the analysis of complex technical systems is limited by the requirement to solve a system of differential equations, of which the number depends on the number of the vertices of the graph that simulates such system.

As the solution of the problem of the large dimensionality of algebraic equations and differential systems, [13] proposes a graph semi-Markovian method based on the decomposition of the initial graph model into component subgraphs that do not contain the identified vertices. The graph semi-Markovian method allows calculating over 10 functional safety indicators using the same pool of initial data and without using operator calculus. Along with the considered scientific studies in this area, the problem of selection of the method of indicators evaluation is also examined in foreign sources. Among the primary methods are the fault tree, Petri net, Markovian and graph semi-Markovian methods [14-16]. The majority of the considered studies come down to the selection of the application of the Markovian and graph semi-Markovian methods.

This paper examines the practical application of graph semi-Markovian methods that enable the evaluation of functional safety indicators taking into account the initial states the system might be in. A hazardous system failure shall be understood as a non-operable system state in which at least one safety function is not performed [7].

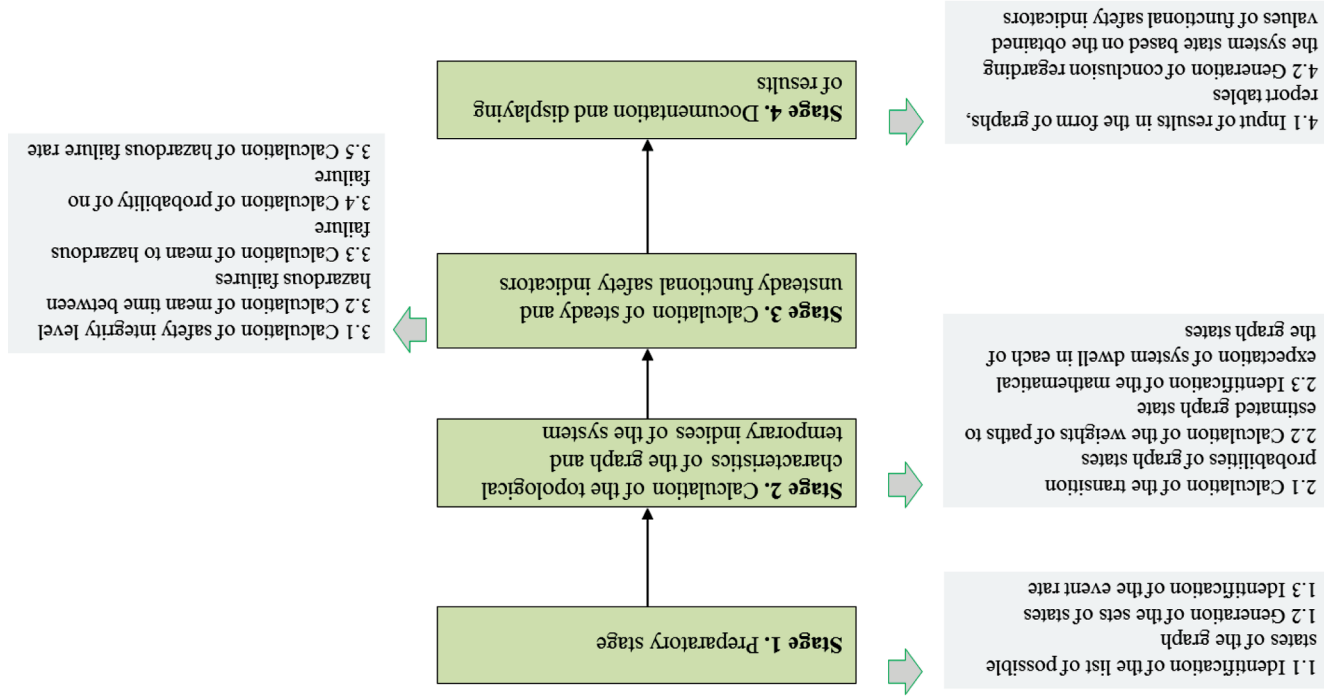


Figure 1. Algorithm of calculation of functional safety indicators of complex technical systems using a graphsemi-Markovian method

Introduction

Functional safety of power supply systems (PSS) is vital to uninterrupted operation of modern cities, as well as to the preparedness, response, recovery and mitigation of the consequences of hazardous events (failures, accidents). This problem is well-known and has its special features from country to country. For example, PSS of the Chinese railway transportation system are characterized by the threats of failure to ensure the dependability and functional safety of PSS under natural disasters (earthquakes) and terrorist attacks [4, 5].

Emergencies and failures of PSS can present danger not only to the workers who operate PSS, but to the environment as well. Interruptions of power supply can disrupt the functions of safety systems that rely on electric power. In railway transportation such systems include transportation safety and traffic safety facilities. Another important example are life support systems in hospitals. Functions implemented by such systems are called safety functions. If a PSS failure causes a disruption in the operation of a safety function, such failure should be considered hazardous.

A safety function in this case is understood as a function implemented by a safety-related system or external risk reduction facilities (intruder detection, information security, etc.) designed to guarantee or maintain a safe state with respect to a specific hazardous event [6]. Today's PSS that cater to many consumers are characterized by a complex structure and a large number of tasks and operations that they perform. Increasing system complexity may cause the reduction of the probability of fault-free operation. The problem of ensuring the functional safety of PSS is so pressing, that the European Union has developed a series of standards aiming to establish harmonized approaches to ensuring functional safety of electrical systems. The first standard of these series is dedicated to general requirements for functional safety of electrical, electronic, programmable electronic safety-related systems [7]. Later, corresponding standards were developed for different industries, e.g. the processing industry [8].

Standard [7] establishes the requirement for evaluation of the probability of hazardous failure. Importantly, hazardous failures are sufficiently rare. According to international standards, the rate of hazardous functional failures is 2-4 orders of magnitude lower than the failure rate related to system dependability [6]. This is due to the fact that normally systems incorporate hardware-based dependability feature. One of the methods of guaranteeing safety and dependability of PSS in railway transportation aimed at avoiding disruptions of traffic is structural redundancy that ensures the performance of safety functions in cases of failure of the backed-up system components. The matter of classification of structural redundancy itself is quite extensive as regards different systems. Depending on the PSS functionality, the

Problem definition and choice of method of calculation of functional safety indicators of supply systems

The methods of calculation of dependability indicators are well known and examined in many sources. However, the situation with the functional safety evaluation methods is different. Standard [11] regulates 5 methods of defining the requirements for the safety integrity level (ALARP, quantitative method (fault tree), risk graph, layer of protection analysis, hazardous events gravity matrix).

Following characteristics govern the selection of the type of redundancy: number of backup devices, possibility and parameters of recovery of failed devices; dependability of switching devices; duration of failures before detection by supervision facilities; allowable time of interruption of operation, etc. [9]. Despite the fact that non-fulfilment by a system component of its functions does not necessarily cause the whole system to fail, this event can be considered the failure of a specific component (object) or partial failure of the whole system. Depending on the chosen type of redundancy, in case of failure of one of the components the system may be either non-operable yet not allowing for hazardous failures and complete lasting interruption of operation, or operable in the case if redundancy does not provide for interruption of operation and performs the complete set of system functions. The problem of dependability of PSS is also examined in detail in [10]. Thus, when calculating PSS functional safety indicators, their redundancy and possibility of failure of both basic components performing vital functions, and the components of the system's structural redundancy must be taken into consideration.

The main problem in the calculation of functional safety indicators is the selection of the method that would allow calculating the most complete list of indicators based on a single set of initial data. While selecting the calculation methods, it must be taken into consideration that the condition of PSS is defined by the condition of its components, while the condition of the components, in turn, is defined by the effect on the capability by the consumers to perform their functions. In accordance with [9], using Markovian models conditional probabilities of a system being in one state or another are evaluated by solving differential equations. The search for the equation corresponding to the condition diagram is a problem of its own. The same work allows using different methods for calculation of different indicators and does not demonstrate the potential applications of one method for evaluation of the whole list of required indicators. Among the most important drawbacks of this approach is the complexity of calculation, as well as the iterative collection of initial data required for different models. [12] sets forth a method of using Markovian processes for identification of the dependability indicators

Algorithm of calculation and forecasting of functional safety indicators of railway power supply systems

Olga B. Pronevich, JSC NIIS, Moscow, Russia
Viktoria E. Shved, JSC NIIS, Moscow, Russia



Olga B. Pronevich



Viktoria E. Shved

Acknowledgement: the authors express their personal gratitude to Prof. Igor B. Shubinsky, Doctor of Engineering, for his recommendations regarding the choice of the theoretical background that provided the foundation for the practical research, as well as his advice and valuable observations that contributed to this paper.

Abstract. Aim. Uninterrupted transportation process is ensured by the highly dependable and safe power supply system of railway transport. In addition, the railway power supply system provides power to external consumers. A risk-oriented approach to railway transportation management requires an infrastructure risk management and safety system. The main purpose of risk management in this area is to improve the dependability and safety of railway infrastructure facilities [1, 2]. Additionally, given the growing numbers of intelligent information systems, as well as automated railway transportation management systems, the task of ensuring functional safety becomes very important. In most cases this problem is solved by introducing redundancy that is understood as an exceeding complexity of the system structure compared to the minimal values required for the performance of the specified task [3]. The simplest way of ensuring redundancy is by creating backup capabilities, particularly standby duplication within the system of functional units and components. In order to evaluate the safety of the railway transportation power supply systems it is required to calculate the functional safety indicators of their components and system as a whole taking into account the factor of redundancy. This approach will enable the optimal redundancy architectures and ensure compliance with the assigned level of general system safety. That requires taking into consideration the complex structure of the evaluated facilities: presence of diagnostics systems, right-side failures, wrong-side failures, as well as their random nature. The paper aims to develop an applied algorithm of calculation and prediction of functional safety indicators using the example of railway power supply systems that can be used in both manual and automated calculation. **Methods.** The power supply system evaluated for functional safety indicators is, from the functional point of view, a sequence of function implementations, while the failures of its components are random and some of them cause hazardous events. In this case, system analysis commonly involves Markovian and semi-Markovian methods, as well as graph methods. The advantage of these methods consists in the capability to evaluate the functional safety indicators of complex systems that go into many states, which is also typical for railway power supply systems. **Result.** This paper examines the application of graph semi-Markovian methods for calculation of stationary and non-stationary functional safety indicators for components of power supply systems taking into account redundancy and right-side failures. This algorithm allows calculating safety indicators using the example of power supply systems and includes a set of incremental actions aimed at constructing the state graph, calculation of the initial and intermediate graph factors. An example is provided of calculation of the functional safety indicators of a graph of a traction substation power transformer.

Keywords: functional safety, power supply systems redundancy, standby, Markovian and semi-Markovian processes, algorithm of calculation of functional safety indicators.

For citation: Pronevich OB, Shved VE. Algorithm of calculation and forecasting of functional safety indicators of railway power supply systems. Dependability 2018;3: 46-55. DOI: 10.21683/1729-2646-2018-18-3-46-55

s primerami i zadachami [Probability theory and mathematical statistics. Basic course with examples and problems]. Fizmatlit, 2007 [in Russian].

About the authors

Aleksey M. Zamyshlaev, Doctor of Engineering, Deputy Director General, JSC NIIAS, Moscow, Russia, phone: +7 (495) 967 77 02, e-mail: A.Zamyshlaev@vnias.ru
Aleksey N. Ignatov, Candidate of Physics and Mathematics, Moscow Aviation Institute, Moscow, Russia, phone: +7 (906) 059 50 00, alexei.ignatov1@gmail.com

Received on: 23.04.2018

Andrey I. Kibzun, Doctor of Physics and Mathematics, Professor, Moscow Aviation Institute, Head of Chair, Moscow, Russia, phone: +7 (499) 158 45 60, e-mail: kibzun@mail.ru
Evgeny O. Novozhilov, Candidate of Engineering, Head of Unit, JSC NIIAS, Moscow, Russia, phone: +7 (495) 967 77 02, e-mail: eo.novozhilov@vnias.ru

case of derailment the realization of the residual length of the train is l rolling stock units, $l = l_r + l_r$, while χ is the coefficient that equals one if the derailment occurred on a non-single-track line section, and equals zero if otherwise.

Example

Let the speed $v = 60$ km/h, train weight $w = 5400$ t, number of cars $l = 70$, number of locomotive units $l_r = 2$, and traffic is not on a single-track line. A derailment due to faulty track occurs. Let us find the estimate of the probability that after this derailment at least one freight train encroaches on the adjacent track clearances.

We deduce

$$\mu(5400, 70) = \frac{5400}{1} - \frac{69 \cdot 70}{3} = 0,785.$$

For simplicity let us assume that

$$P(C_{\max} = l | w, v, l, l_r, \mu(w, l), \epsilon, \gamma) = P(C_{\max} = l | l, l_r) = \frac{1}{1} \frac{1}{2 + l} = \frac{1}{72}, l = 1, 72.$$

Then, according to formula (4) we deduce that the estimate of the probability of the sought for event is

$$P(A) = \frac{1}{72} \sum_{i=1}^{72} \Phi \left(\frac{-2,43 + 1,87 \cdot 0,785 + 0,19 \cdot (1 + \exp\{-6,04 + 1,01 \cdot 0,785 + 0,68 \cdot \ln(60) + 1,48 \cdot \ln(i)\})}{0,822} \right) = 0,822.$$

The number turns out to be quite significant, which means that measures must be taken to keep the track in working order or significantly restrict the speed of the given train in order to avoid the intrusion by at least one derailed unit into the operational space of an adjacent track.

Conclusion

The paper examines the problem of probability estimation of at least one derailed freight train unit intruding into the operational space of an adjacent track for various types of incidents: derailment due to faulty track, derailment due to faulty rolling stock. Dependences between the random value that characterizes the intrusions into the operational space of an adjacent track and various factors, including random ones, were analyzed. The paper sets forth estimations of the probability of at least one derailed freight train unit intruding into the operational space of an adjacent track in random location on a line based on the maximum likelihood method for various types of incidents.

References

- [1]. ГОСТ 33433-2015. Functional safety. Risk management in railway transportation. Moscow: Standartinform, 2016 [in Russian].
- [2]. Ignatov AN, Kibzun AI, Platonov EN. Estimating collision probabilities for trains on railroad stations based on a Poisson model. *Avtomatika i telemekhanika* 2016;11:61-64.
- [3]. Shubinsky IB, Zamyshliaev AM, Ignatov AN, Kan YuS, Kibzun AI, Platonov EN. Evaluation of risks related to signal violations by shunting consists or passenger trains. *Dependability* 2016;3:39-46.
- [4]. Shubinsky IB, Zamyshliaev AM, Ignatov AN, Kan YuS, Kibzun AI, Platonov EN. Use of automatic signalling system for reduction of the risk of transportation incidents in railway stations. *Dependability* 2017;3:49-57.
- [5]. Kan YuS, Reushkin VV. An information technology for the analysis of the traffic safety at the railway transport. *Herald of computer and information technologies* 2014;7:3-7.
- [6]. Kibzun AI, Kan YuS, Zamyshliaev AM, Shubinsky IB. *Statisticheskaya otsenka opasnosti vozni kno-veniya proissheshtviy na zheleznodorozhnom transporte* [Statistical evaluation of accident hazard in railway transportation]. *Dependability* 2012;2:104-117 [in Russia].
- [7]. Kan YuS, Sobol VR. Asymptotic confidence interval for conditional probability at decision making. *Automation and remote control* 2017;10:130-138.
- [8]. Kuvashov YuA, Novozhilov EO. Method of evaluation of the railway track's availability for traffic operations. *Dependability* 2017;2:17-22.
- [9]. Ivanova TV, Petrovskiy VA, Nalabordin DG. Statistical estimation of mean time to the failure of gondola cars between repairs. *Dependability* 2015;1:36-38.
- [10]. Anderson RT, Barkan CPL. Derailment probability analysis and modeling of mainline freight trains. In: *Proceedings of the 8th International Heavy Haul Conference*. Rio de Janeiro; 2005. p. 491-497.
- [11]. Zamyshliaev AM, Ignatov AN, Kibzun AI, Novozhilov EO. Functional dependency between the number of wagons derailed due to wagon or track defects and the traffic factors. *Dependability* 2018;1:53-60.
- [12]. Kibzun AI, Kan YuS. *Zadachi stokhasticheskogo programmirovaniya s veroyatnostnymi kriteriyami* [Problems of stochastic programming with probabilistic criteria]. Moscow: Fizmatlit; 2009 [in Russian].
- [13]. Koenker R, Yoon J. Parametric links for binary choice models: A Fisherian-Bayesian colloquy. *Journal of Econometrics* 2009;162(2):120-130.
- [14]. Liu X, Rapik Saat M, Barkan CPL. Integrated risk reduction framework to improve railway hazardous materials transportation safety. *Journal of Hazardous Materials* 2013;260:131-140.
- [15]. Bureika G, Komaisko M, Jastremkas V. Modeling the ranking of Lithuanian Railways Level Crossing By Safety Level. *Transport Problems* 2017;12(Special Edition):11-22.
- [16]. Kibzun AI, Goriaynova ER, Naumov AV. *Teoriya veroyatnostey i matematicheskaya statistika*. Bazyovyy kurs

Table 4. Comparison of various models for prediction of intrusion by at least one unit into the operational space of an adjacent track in case of derailment due to faulty car/locomotive unit (based on 110 observations)

Regression	Dependence	$\overline{L}_1$	Likelihood ratio	Significance			
Logit	$g_{11}(\cdot) = a_1$	-55.04	—	—	—		
	$g_{11}(\cdot) = a_1 + a_2c + a_3\tilde{u}$	-40.15	29.78	$4 \cdot 10^{-7}$	—		
Probit	$g_{21}(\cdot) = a_1$	-55.04	—	—	—		
	$g_{21}(\cdot) = a_1 + a_2c + a_3\tilde{u}$	-40.71	28.66	$6 \cdot 10^{-7}$	—		
Cauchy	$g_{31}(\cdot) = a_1$	-55.04	—	—	—		
	$g_{31}(\cdot) = a_1 + a_2c + a_3\tilde{u}$	-34.32	41.44	10^{-9}	—		

Table 5. Comparison of various models of prediction of intrusion by at least one unit into the operational space of an adjacent track in case of derailment due to faulty track (based on 23 observations)

Regression	Dependency	$\overline{L}_2$	Likelihood ratio	Significance			
Logit	$g_{12}(\cdot) = a_1$	-15.395	—	—	—		
	$g_{12}(\cdot) = a_1 + a_2c + a_3\tilde{u}$	-6.55	17.69	$1.4 \cdot 10^{-4}$	—		
Probit	$g_{22}(\cdot) = a_1$	-15.395	—	—	—		
	$g_{22}(\cdot) = a_1 + a_2c + a_3\tilde{u}$	-6.43	17.93	$1.3 \cdot 10^{-4}$	—		
Cauchy	$g_{32}(\cdot) = a_1$	-15.395	—	—	—		
	$g_{32}(\cdot) = a_1 + a_2c + a_3\tilde{u}$	-7.779	15.23	$5 \cdot 10^{-4}$	—		

as in [11], can be used. For example, for the 2-nd group of incidents we obtain

$$P\{Y_2 = 1 | C = c, C_{\max} = c_{\max}, w, l, l', \tilde{u}(w, l), ae, \gamma\} = \Phi(a_1 + a_2\tilde{u} + a_3M[C | C_{\max} = c_{\max}, w, v, l, l', \tilde{u}(w, l), ae, \gamma]),$$

where $a_1 = -2.43$, $a_2 = 0.19$, $a_3 = 1.87$ (found while solving problem (3)), while

$$M[C | C_{\max} = c_{\max}, w, v, l, l', \tilde{u}(w, l), ae, \gamma] = M[C | C_{\max} = c_{\max}, v, \tilde{u}(w, l)] = 1 + \exp\{-6.04 + 1.01\tilde{u} + 0.68\ln(v) + 1.48\ln(c_{\max})\}$$

(found in [11]). Since the counting number of the rolling stock unit that details first is a priori unknown, according to the formulas of multiplication of probabilities and composite probability [16] we conclude that

$$P(A) = \chi \sum_{l'=l'+1}^l \Phi(-2.43 + 1.87\tilde{u}(w, l) + 0.19M[C | C_{\max} = c_{\max}]) =$$

$$= i, w, v, l, l', \tilde{u}(w, l), ae, \gamma] P(C_{\max} = l | w, v, l, l', \tilde{u}(w, l), ae, \gamma), \quad (4)$$

where A is the event that consists in that in case of derailment due to faulty track at least one unit of the freight train encroaches on the adjacent track clearances provided the movement parameters of each unit are fixed: w, v, l etc., $P(C_{\max} = l | w, v, l, l', \tilde{u}(w, l), ae, \gamma)$ is the probability that in

ables Y_1, Y_2 and C . There is also dependence between the intrusion by at least one unit into the operational space of an adjacent track and the train loading. Thus, functions $g_{kj}(\cdot)$ must contain parameters c and $\tilde{u}$, $k = 1, 3$, $j = 1, 2$. In the case of derailment due to faulty track, a positive constraint force between the intrusion by at least one unit into the operational space of an adjacent track and the speed can also be noted, however, due to the small number of observations, the effect of speed on the probability of intrusions into the operational space of an adjacent track will not be researched.

Let us compare different types of regression based on the likelihood ratio for the best (out of those constructed) functions $p_j(\cdot)$ in terms of the value of log-likelihood

function.

As it follows from Tables 4 and 5, when predicting the intrusion by at least one unit into the operational space of an adjacent track in case of derailment due to faulty rolling stock it is advisable to use the Cauchy regression, while in case of faulty track probit regression should be used. For both groups of events the significance level of the model is close to zero. That means that the obtained estimate $\hat{p}_j(\cdot)$ of function $p_j(\cdot)$ is sufficiently good. Among the disadvantages of the constructed model is the fact that the number of derailed units is a priori (before the derailment) unknown. For this reason, estimating the probability of intruding into the operational space of an adjacent track some estimates of the number of derailed units, e.g. average

the classic binary choice model: classic regression, probit regression, Cauchy regression that will be further used in this paper.

For the logic regression function $\hat{p}_f(\cdot)$ is as follows

$$\hat{p}_f(\cdot) = \frac{1 + \exp\{g_{1f}(\cdot)\}}{1}$$

where $g_{1f}(\cdot)$ is a function linear in parameters a_f , dependent

ent on parameters $c, c_{\max}, w, l, l^L, \tilde{l}, a, \gamma$.

For probit regression

$$\hat{p}_f(\cdot) = \Phi(g_{2f}(\cdot)),$$

where $g_{2f}(\cdot)$ is a function linear in parameter a_f , dependent

on parameters $c, c_{\max}, w, l, l^L, \tilde{l}, a, \gamma$, while $\Phi(x)$ is a stand-

ard normal distribution function (Laplace function) that is

determined by formula

$$\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_x^{\infty} \exp\left\{-\frac{t^2}{2}\right\} dt.$$

For the Cauchy regression the following equation is

true

$$\hat{p}_f(\cdot) = \frac{1}{1 + \arctg(g_{3f}(\cdot))} + \frac{1}{2},$$

where $g_{3f}(\cdot)$ is a function linear in parameters a_f , depend-

ent on parameters $c, c_{\max}, w, l, l^L, \tilde{l}, a, \gamma$.

Now, for different groups of incidents, let us calculate the

constraint force between random value $X_{jf} = 1, 2$ and vari-

ous movement parameters: speed v , track plan a and others,

as well as the residual length of train $C_{\max}$ and number C of

derailed rolling stock units. We shall understand constraint

force as the realization of the sample correlation coefficient

in case when the analysis involves two random values, and

the number calculated using the sample correlation coeffi-

cient realization formula if the analysis involves a random

value and a non-random factor.

As it follows from Table 1 and Table 2, there is a

significant positive correlation between the random vari-

$$P\{Y_f = 0 | C = c, C_{\max} = c_{\max}, w, l, l^L, \tilde{l}(w, l), a, \gamma\} =$$

$$= 1 - \hat{p}_f(a_f, c, c_{\max}, w, l, l^L, \tilde{l}(w, l), a, \gamma), \quad (1)$$

and

$$P\{Y_f = 1 | C = c, C_{\max} = c_{\max}, w, l, l^L, \tilde{l}(w, l), a, \gamma\} =$$

$$= \hat{p}_f(a_f, c, c_{\max}, w, l, l^L, \tilde{l}(w, l), a, \gamma), \quad (2)$$

while

$$M[Y_f | C = c, C_{\max} = c_{\max}, w, l, l^L, \tilde{l}(w, l), a, \gamma] =$$

$$= \hat{p}_f(a_f, c, c_{\max}, w, l, l^L, \tilde{l}(w, l), a, \gamma).$$

By virtue of (1) and (2) the log-likelihood function is

as follows:

$$\underline{L}_f(a_f, y_{ij}, c_{ij}, c_{ij}^{\max}, w_{ij}, l_{ij}, l_{ij}^L, \tilde{l}_{ij}, a_{ij}, \gamma_{ij}, i = \underline{1}, \underline{n}_f) =$$

$$= \sum_{i=1}^{n_f} (1 - y_{ij}) \ln(1 - \hat{p}_f(a_f, c_{ij}, c_{ij}^{\max}, w_{ij}, l_{ij}, l_{ij}^L, \tilde{l}_{ij}, a_{ij}, \gamma_{ij})) +$$

$$+ y_{ij} \ln(\hat{p}_f(a_f, c_{ij}, c_{ij}^{\max}, w_{ij}, l_{ij}, l_{ij}^L, \tilde{l}_{ij}, a_{ij}, \gamma_{ij})).$$

Let us set the problem of finding the maximum likelihood

estimates of parameters a_f :

$$a_f^* = (a_{f1}^*, a_{f2}^*, \dots, a_{fm_f}^*)^T =$$

$$= \arg \max_{a_f \in R_{m_f}} \underline{L}_f(a_f, y_{ij}, c_{ij}, c_{ij}^{\max}, w_{ij}, l_{ij}, l_{ij}^L, \tilde{l}_{ij}, a_{ij}, \gamma_{ij}, i = \underline{1}, \underline{n}_f). \quad (3)$$

On the maximum likelihood estimate a_f^* of parameters

a_f we have

$$\underline{L}_f^* = \underline{L}_f(a_f^*, y_{ij}, c_{ij}, c_{ij}^{\max}, w_{ij}, l_{ij}, l_{ij}^L, \tilde{l}_{ij}, a_{ij}, \gamma_{ij}, i = \underline{1}, \underline{n}_f).$$

Solution of the problem

The solution of problem (3) significantly depends on the choice of the structure of function $\hat{p}_f(\cdot)$. The structure of function $\hat{p}_f(\cdot)$ can be chosen, for example, according to

Table 3. Constraint force between random value X_2 that characterizes intrusions by at least one derailed unit into the operational space of an adjacent track in case of derailment due to faulty track and various factors

Parameters	C	$C_{\max}$	v	w	$\tilde{l}$	a	γ
Sample size	24	24	22	23	23	23	19
Constraint force	0.647	0.148	0.346	0.398	0.484	-0.277	0.127

Table 2. Constraint force between random value X_1 that characterizes the encroachments by at least one derailed unit on adjacent track clearances in case of derailment due to faulty car and various factors.

Parameters	C	$C_{\max}$	v	w	$\tilde{l}$	a	γ
Sample size	112	109	107	110	110	102	88
Constraint force	0.518	0.034	-0.117	0.123	0.239	0.022	0.117

operational space of an adjacent track, while some incidents occurred in single-track lines.

As it follows from Table 1, the relative frequency of derailments with intrusion by the derailed units into the operational space of an adjacent track is significantly higher in the case of derailments due to faulty track. At the same time, the number of derailments with intrusion by the derailed units into the operational space of an adjacent track is higher in the case of derailment due to faulty cars/locomotive units. Therefore, both groups of incidents should be studied in order to estimate the parametric dependence of the probability of intrusion into the operational space of an adjacent track and various operational conditions.

Primary designations

In the j -th group of incidents out of n_j transportation incidents records involving freight train cars derailment during train operation, let us examine a certain i -th record. For the purpose of this record, let

c_j be the total number of derailed units of rolling stock (locomotive units and cars);
 χ_{ij} be a coefficient that characterizes the number of tracks at the location of derailment that equals zero if the derailment occurred at a single-track line, and equals one if otherwise;

γ_j be a coefficient that characterizes the intrusion by at least one unit (locomotive units and cars) into the operational space of an adjacent track that equals one if at least one derailed unit included into the operational space of an adjacent track, and equals zero if otherwise;

k_j is the counting number (from the head of the train) of the first derailed unit;

v_j be the speed of the train at the moment of derailment, km/h;

l_j be the number of wagons in the train;

l_j^l be the number of locomotive units in the train;

w_j be the weight of the train, t;

ε_j be the rate of curve at the place of derailment (value inversely proportional to the curve radius, for tangents the rate of curve is taken to be equal to zero), m^{-1} ;

η_j be the track profile at the place of derailment measured in promille having the minus sign if the gradient is downward and the plus sign if the gradient is upward.

As in [11], let us introduce another auxiliary variable function $\mu(w, l)$ that characterizes the loading factor of the train that depends on the train weight and the number of transported cars that is calculated using formula

$$\mu(w, l) = \frac{w}{69l} - \frac{1}{3}.$$

Also, as in [1], let us introduce an auxiliary variable $c_{\max}^l = l^l + l - k + 1$ that is the realization of a certain random value $c_{\max}^l = l^l + l - K + 1$, where K is the random value that characterizes the number of the first derailed unit. Further, we will call random value $c_{\max}^l$ the remaining length of the train.

Problem definition and method of solution

Let us consider the j -th group of transportation incidents. Let χ_j be a random value that characterizes the intrusion by at least one freight train unit intruding into the operational space of an adjacent track after derailment that equals one if the derailed units intruded into the operational space of an adjacent track, and equals zero if otherwise. Random variable χ_j can take values 0 and 1 with the probabilities $1 - p_j(\cdot)$ and $p_j(\cdot)$ respectively, where $p_j(\cdot)$ is a function that contains the speed of the train at the moment of derailment v_j , length of the train l and other parameters. Therefore,

$$\chi_j | C = c, c_{\max}^l = c_{\max}^l, w, l, l^l, \mu(w, l), \varepsilon, \gamma \sim B(l, p_j(c, c_{\max}^l, w, l, l^l, \mu(w, l), \varepsilon, \gamma)).$$

Since the true function $p_j(\cdot)$ is unknown, we will seek its estimate $\hat{p}_j(\cdot)$. The simplest estimate $\hat{p}_j(\cdot)$ of the unknown function $p_j(\cdot)$ is the realization of the sample probability estimate, i.e.

$$\hat{p}_j(\cdot) = \frac{\sum_{i=1}^n \chi_{ij}}{n}.$$

However, this function does not allow taking into consideration either the track geometry or the train movement parameters.

In order to take account of the various train movement parameters we will seek function $\hat{p}_j(\cdot)$ as the function of train speed at the moment of the derailment v_j , train length l , rate of curve ε at the location of derailment, the constants $a_{1j}, a_{2j}, \dots, a_{m_j j}$ to be determined, as well as other parameters using the method of maximum likelihood. For convenience of notation, let us introduce the designation $a_j^{\text{der}} = (a_{1j}, a_{2j}, \dots, a_{m_j j})^T$. For function $\hat{p}_j(\cdot)$ the following formulas are true

Introduction

According to 2013-2016 Russian transportation incident records, there were 37 cases of rolling stock derailment out of switches when at least one of derailed freight train unit intruded into the operational space of an adjacent track. As the result of such derailments, 6 collisions with moving or stationary opposing trains (including 1 passenger train) took place, which caused 8 deaths in opposing trains, as well as damage to cars/locomotive units of opposing trains, some of which had to be excluded from the inventory fleet. The average service delay for the adjacent track was about six and a half hours. As it follows from the given data, the problem of freight train units derailment and subsequent intrusion into the operational space of an adjacent track is extremely relevant. However, the problem related to the prediction of intrusion by derailed units into the operational space of an adjacent track remained unresearched both in Russia and abroad.

Among the publications dealing with the subject matter of this paper a special attention should be given to the following: in [2-4] using Poisson streams the risk of side collision between a passenger train and a shunting consist caused by signal violation by one of them was calculated; [5] inquired how much the traffic density must be reduced in order to bring the probability of traffic incidents to the European level. In [6], an indicator for the estimation of a factor's effect on the frequency of transportation incidents was developed, while in [7] a one-sided confidence interval was constructed for the conditional probability of a certain event subject to a certain factor. In [8], the technical availability coefficient of a line section subject to its partial operability was estimated. In [9] the effect of the distance travelled by a gondola car on the failure of various components. In [10], the probability of train derailment was estimated that depended on the class of track, length of the train and number of cars, distance travelled, yet did not take into consideration, for instance, the track geometry. In [11], the distribution series of the number of derailed units was estimated that depended on a number of geometrical features of the track and train movement parameters.

Since only two outcomes of rolling stock derailment are possible, i.e. the operational space of an adjacent track will be either intruded not, then the random value that characterizes the intrusion into the operational space of an adjacent track has a Bernoulli distribution with the

Let us note that the sum of the number of incidents when derailed freight cars intruded or did not intrude into the operational space of an adjacent track is not equal to the number of derailments. This is due to the fact that some records do not contain information on intrusion or non-intrusion into the

Let us identify three groups of derailments. The first group will include derailments of cars out of switches caused by car or locomotive unit malfunction. The second group will include derailments of rolling stock units outside of switches caused by faulty malfunction. The third group will include all other derailments, i.e. derailments at switches, derailments caused by violations of locomotive operating conditions, etc. Let us analyze how often car derailments cause their intrusion into the operational space of an adjacent track for different groups of incidents based on the 2013-2016 records.

Preliminary data analysis

This paper examines the problem related to the estimation of the functional dependence between the probability of at least one derailed rolling stock unit intruding into the operational space of an adjacent track and various factors. For this purpose, various binary choice models are considered: logistic regression, probit regression, Cauchy regression. The resultant dependences are analyzed. An example of the use of the obtained formulas is given.

parameter of the desired probability of the derailed units intruding into the operational space of an adjacent track. This value can be estimated with the sample estimate of probability [12], however such estimate will be quite rough, as it considers neither the geometric features of the track nor train movement parameters. For a more precise estimation, some functional dependences between the probability and various factors should be sought, which is enabled by the maximum likelihood method that is used further. In cases when a random value that produced the sample has a Bernoulli distribution, the maximum likelihood method yields a binary choice problem [13]. In the context of railway transportation the binary choice was examined, in [14] in particular as part of the problem that involved finding the probability of derailment caused by broken rail. In [15], using a logistic regression, a functional dependence was constructed between the probability of collision between trains and automotive vehicles at a random level crossing over a certain period of time.

Table 1. Frequency of car derailments with and without intrusions by at least one derailed unit into the operational space of an adjacent track

Group of events	1	2	Total
Number of derailments	150	38	188
Number of encroachments on adjacent track clearance	22	15	37
Number of non-encroachments on adjacent track clearance	90	9	99

On traffic safety incidents caused by intrusion of derailed freight cars into the operational space of an adjacent track¹

Aleksey M. Zamyshliaev, JSC NIIAS, Moscow, Russia
Aleksy N. Ignatov, Moscow Aviation Institute, Moscow, Russia
Andrey I. Kibzun, Moscow Aviation Institute, Moscow, Russia
Evgeny O. Novozhilov, JSC NIIAS, Moscow, Russia



Aleksey M. Zamyshliaev



Aleksey N. Ignatov



Andrey I. Kibzun



Evgeny O. Novozhilov

Aim. Deraillments of rolling stock units (cars, locomotive units) of freight trains cause damage to roadbed and rolling stock, as well as possible loss of transported cargo. Of special interest are cases when derailed rolling stock units intrude into the operational space of an adjacent track. This, for instance, happened in the case of the Moscow – Chi in u train at the Bekasovo I – Nara line on May 20, 2014, when as a result of the deraillment of freight cars with subsequent intrusion into the operational space of an adjacent track 6 people were killed as the result of collision with an opposing train. In some cases intruding units may collide with an opposing freight train, which may cause the death of that train's crew and deraillment of its cars, which in case of transportation of hazardous loads (e.g. oil and gasoline) may have catastrophic consequences. Intrusion into the operational space of an adjacent track also interrupts the traffic in both directions. In this context, evaluating the probability of derailed cars intruding into the operational space of an adjacent track is extremely important in order to maintain the tolerable level of risk in railway transportation, while the aim of this paper is to construct functional dependences between the probability of derailed cars intruding into the operational space of an adjacent track and various factors. **Methods.** Probability theory and mathematical statistics methods were used: maximum likelihood method, logistic regression, probit regression, Cauchy regression. **Results.** For each of the groups of incidents: deraillments due to faulty cars/locomotive units, deraillments due to faulty track, using the classic binary choice model an estimation was constructed of the probability of at least one derailed freight car intruding into the operational space of an adjacent track. This estimation turned out to be dependent upon the train loading and number of derailed units. As the number of derailed units is a priori (before the deraillment) unknown, it was suggested to construct the probability of intrusion by at least one derailed freight car into the operational space of an adjacent track using a parametric model of dependence between the average number of derailed units and various traffic factors. The resulting dependences were compared. A numerical example was examined. **Conclusions.** There is a significant direct correlation between the random values that characterize intrusion by at least one unit into the operational space of an adjacent track and the number of derailed freight train units. A direct dependence between the train loading and intrusion by derailed units into an adjacent track was established. In case of deraillment due to faulty track, for loaded trains the probability of at least one derailed unit intruding into the operational space of an adjacent track is extremely high.

For citation: Zamyshliaev AM, Ignatov AN, Kibzun AI, Novozhilov EO. On traffic safety incidents due to encroachments on adjacent track clearances by derailed freight cars. Dependability 2018;3: 39-45. DOI: 10.21683/1729-2646-2018-18-3-39-45

¹ The deliverables were obtained with the support of RFBR and JSC RZD as part of research project no. 17-20-03050 of _m_RZD

References

- [1]. Pagni CA, Lowes LN. Fragility functions for older reinforced concrete beam column joints. Earthquake Spectra 2006;22:215-238.
- [2]. Kruschke JK, Aguinis H, Joo H. The time has come: Bayesian methods for data analysis in the organizational sciences. Organizational Research Methods 2012;15: 722-752.
- [3]. Morris PA. Combining Expert Judgements: A Bayesian Approach. Management Science 1977: 23.
- [4]. Steel PDG, Kammeier-Mueller J. Bayesian Variance Estimation for MetaAnalysis: Quantifying Our Uncertainty. Organizational Research Methods 2008;11:54-78.
- [5]. Zhang Z, Lai K, Lu Z, Tong X. Bayesian inference and application of robust growth curve models using student's t distribution. Structural Equation Modeling 2013;20(1):47-78.
- [6]. V6zquez Z, Esther R, O'Hagan A, Soares Bastos L. Eliciting expert judgements about a set of proportions. Journal of Applied Statistics 2014;41(9):1919-1933.
- [7]. Baker E, Chon H, Keisler J. Advanced Solar R&D: Applying expert elicitations to inform climate policy. Energy Economics 2009;31:37-49.
- [8]. Bordley RF. Combining the opinions of experts who partition events differently. Decision Analysis 2009;6:38-46.

About the authors

[9]. Wisse B, Bedford T, Quigley J. Expert judgement combination using moment methods. Reliability Engineering and System Safety 2008;93(5):675-686.

Sergey K. Dulin, Doctor of Engineering, Professor, Chief Researcher, JSC Research and Design Institute for Information Technology, Signalling and Telecommunications in Railway Transportation (JSC NIIAS); Lead Researcher, Federal Research Center Information Technology and Control of the Russian Academy of Sciences, e-mail: s.dulin@cccas.ru

Igor N. Rozenberg, Doctor of Engineering, Professor, Director General, JSC Research and Design Institute for Information Technology, Signalling and Telecommunications in Railway Transportation (JSC NIIAS), e-mail: i.rozenberg@vniias.ru

Vladimir I. Umansky, Doctor of Engineering, Deputy Director General, JSC Research and Design Institute for Information Technology, Signalling and Telecommunications in Railway Transportation (JSC NIIAS), e-mail: v.umanskiy@vniias.ru

Received on: 01.03.2018

more complex models, in case of many expert assessments, the expected value of systematic shift can be statistically estimated and subsequently taken into consideration. Here, it is assumed that the subject area experts are sufficiently experienced to not allow it.

Further, an assumption, possibly, the strongest of all, is made regarding the mutual independence of all expert assessments for all quantiles. It can be performed only with a certain degree of approximation. On the one hand, the information sources used by the experts are largely common, which leads to the correlation of the opinions of different experts. On the other hand, usually they look at the distribution as a whole, and as the result the assessments made by the same expert for different quantiles begin to depend on each other. This effect is most apparent with an increasing number of quantiles, therefore in order to guarantee at least an approximate fulfillment of conditions of independence one must restrict oneself with just a few.

Another important aspect of the estimation is the requirement of the true distribution belonging to the parametric family. Although there are no restrictions on the nature of the family and number of parameters, i.e. in this sense a very wide spectrum of problems is covered, this condition is necessary, and in cases where for some reasons it is not possible to indicate the only family, this method is not applicable.

As a whole, the proposed method of evaluation of an unknown distribution and calculation of risk is sufficiently universal and can be used in the context of mechanical stability of structures, but also a wide class of problems that involve the assessment of a certain probabilistic distribution on the basis of subjective data about it.

Conclusion

The paper suggests a risk calculation method associated with involving experts into the analysis of risk of destruction of various structures (buildings, railways, highways, etc.) in case of earthquakes. The source of this particular latent expert assessment risk is the imperfection of experts as sources of information that causes uncertainty in the obtained results. It determines the additional risk caused by inadequate ideas of the possible development of the situation in case of materialization of unfavorable factors.

The Bayesian approach was chosen in order to take account of this uncertainty as it is best suited for its description. Based on a number of works, in which it was developed, as well as subject matter research, a method was proposed for the estimation by an analyst of the probabilistic distribution (fragility curve) on the basis of the opinions of a group of experts that allows, using the obtained results, formalizing and explicitly expressing the latent risk of expert assessment. The described method is based on some additional assumptions given above, therefore this definition of the latent risk of expert assessment is not universal and can only be used only in the context of problems of the same type with the same limitations.

$$dR = \int_{\theta, \omega} \left| p(x; \theta, \omega) - p(x; \theta^*, \omega^*) \right| \pi(\theta, \omega | E) d\theta d\omega dx. \quad (21)$$

The title in this expression means that this is not the final formula. Its presence here has two reasons. First, as it was mentioned above, the parameters by the true fragility curve are unknown. However, taking into consideration the assumption of the absence of a systematic shift in the expert assessments (according to the error model), its good approximation for the purpose of averaging of the difference module is the most probable distribution with the parameters defined in (15) that was obtained above. Second, expression (21) does not reflected the fact that x is also a random variable with the distribution density $f_0(x)$. These two factors taken into consideration, the local risk writes as follows:

$$dR = \int_{\theta, \omega} \left| p(x; \theta, \omega) - p(x; \theta^*, \omega^*) \right| \pi(\theta, \omega | E) d\theta d\omega \left\{ \int_0^x f_0(x) dx \right\}$$

and, respectively, the risk associated with the involvement of experts in the analysis of the fragility curve, is defined by the expression:

$$R = \int_{\theta, \omega} \left| p(x; \theta, \omega) - p(x; \theta^*, \omega^*) \right| \pi(\theta, \omega | E) d\theta d\omega \left\{ \int_0^x f_0(x) dx \right\}$$

This value should be compared with the total risk of structure destruction predicted by the experts. It is defined by the formula:

$$R_0 = \int_0^x p(x; \theta^*, \omega^*) f_0(x) dx.$$

If $R < R_0$, the quality of the expert assessment must satisfy the analyst. With a sufficient certainty, he/she can analyze the various possible developments and make grounded decisions, e.g. as regards the advisability of facility construction or the development of preventive measures for reduction in the possible losses. But if value of the latent risk of expert assessment is comparable with the total risk (say, differs less than three to five times), the quality of the expert assessment does not allow considering its results as sufficient grounds for any decision making. This means that more competent experts must be involved or other methods be used for additional analysis.

This method of calculation of the latent risk of expert assessment examination, certainly, is not universal. It has limitations caused by the assumptions that were used to ensure logical transitions as part of distribution estimation. They substantially simplified the computations, yet at the same time reduced the method's applicability. One must be fully aware of what conditions must be fulfilled in order to obtain satisfactory results.

The first hypothesis concerns the chosen model of the experts' behavior when assessing the quantiles of the distribution, according to which they do not make systematic errors, while the random value is defined by one parameter (dispersion) directly associated with the expert's rating. In

out of which the desired "reference" standard deviation is:

$$\sigma = \frac{Z_{95} - Z_{50}}{\ln 2} \approx \frac{1,645}{\ln 2} \approx 0,421$$

(out of tables we know that $Z_{50} = 0$, $Z_{95} = 1.645$).

This value will be used in dispersions calculation:

$$\sigma_i^2 = \frac{w_i}{0,421^2} = \frac{w_i}{0,177}.$$

Identification of the latent risk of expert assessment

As it is known, the risk is defined by two factors: the

probability of a certain adverse event and the expected losses caused by its realization. As part of the approach under consideration, a discrete model of a posteriori situation is adopted: the building has either collapsed or not, i.e. there are no intermediate options. Therefore, the expected magnitude of losses is the same, which allows disregarding it completely and equating the risk with the probability of destruction. Of course, that is just an approximation, and in more complex models the degree of destruction, among other things, can be considered as well, yet that is beyond the above described method.

The main point of the proposed method of evaluation of the latent risk of expert assessment consists in the following. For each value of the parameter that characterizes external effects, the local, "differential" risk is calculated, after which it is summed over this parameter subject to its distribution (in other words, the mathematical expectation is calculated). Naturally, that requires knowing this distribution (in the subject area under consideration that is the prediction of seismic situation that reflects the dependence of the probability of earthquake from its strength). Let us assume that it is known and designate it $f_0(x)$. The problem now is to obtain the expression for evaluation of the local risk given x .

The source of the latent risk of expert assessment associated with the involvement of experts is the probabilistic nature of the parameters estimation of the fragility curve that causes the possibility of its deviation from the actual situation, which ultimately leads to incorrect assessment of the initial risk that defined by the fragility curve itself. The probability of structure destruction, i.e. the value of the fragility measure of the initial risk in that point. The local estimation of the latent risk of expert assessment, due to its nature, should be based on the value and probability of curve deviation (defined by the obtained distribution of lognormal distribution parameters) from the true value in point x . It must be understood that unlike the estimation of the initial risk, the consequences of deviation in different directions are essentially different from each other. The fact

that the curve obtained as the result of expert assessment is below the true one means that the experts underestimated the risk in this point. That is fraught with the destruction of the building with a higher probability, i.e. the latent risk of expert assessment is of the same type as the initial one. In the opposite situation, when the experts overestimate the risk, in terms of permission, there seems to be no negative consequences, yet if preventive measures are taken in order to reduce the residual risk to the acceptable level, overexpenditure may occur, which is also undesirable. Obviously, the consequences in different cases must be taken into consideration differently. However, sufficiently approximate estimation of the latent risk of expert assessment can be done uniformly, while it is most convenient to perform calculations using the first procedure, which will be done below (Figure 2).

To estimate the local risk in point x , let us compare the true (unknown) fragility curve, the lognormal distribution function $p(x; \theta', \omega')$, shown in Figure 2 with a dotted line, with the curve obtained with a certain probability as the result of expert assessment (solid line in Figure 2). According to the above described method, the probability of one or another position of the expert assessment of the fragility curve is defined by a posteriori distribution of parameters $\pi(\theta, \omega | E)$, and the solid line reflects one of these possible positions. In this case the experts underestimated the risk of destruction in point x : instead of the real probability $p(x; \theta', \omega')$ they predicted a lower one, $p(x; \theta, \omega)$. In this context it appears to be quite logical to examine the risk associated with the involvement of experts as a share of the total risk.

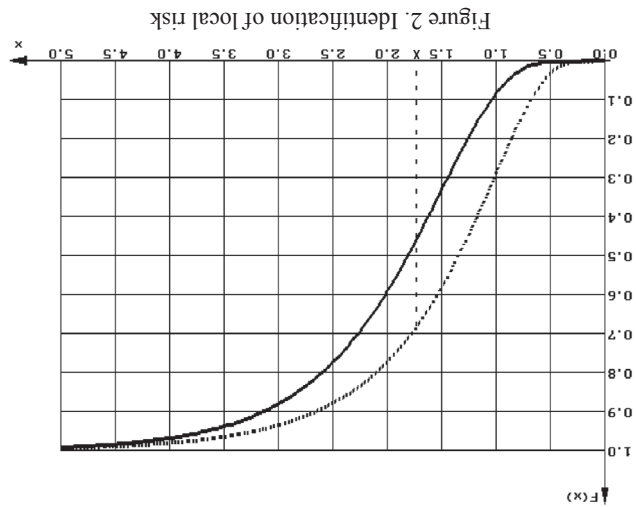


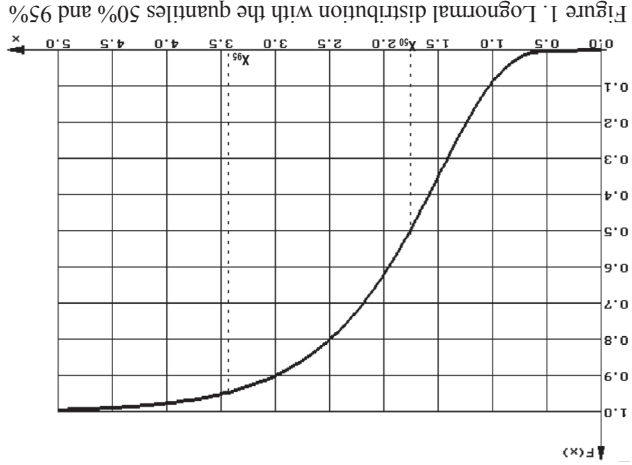
Figure 2. Identification of local risk

Thus, its quantity can be directly expressed as the difference between these probabilities. In Accordance with the chosen symmetrical approach to the assessment of deviations of unlike signs, in general, the module of this difference should be considered. Further, taking into consideration the probabilistic nature of the curve obtained as the result of analysis of the expert opinions, the local infinitely small risk in point x can be calculated as the mean module of difference with respect to the parameters:

as it follows from (12) and (14). Thus, the scale of the weights of experts (under identical relationships among them) reflects only the quality level of the produced expert assessment, i.e. the expected probability that the obtained curve will be sufficiently close to the true fragility curve. In order to obtain specific numerical estimations of the risk of involving experts, this scale, i.e. some "single", reference level of risk with which all values will be associated, must be identified at the beginning. There are problems that involve the minimization of the risk with some limitations, and in their context its magnitude is of no significance as regards the choice of the optimal solution. However, in some decision-making problems the value of latent risk of expert assessment is in itself an important indicator.

In this paper the scale will be identified as follows. Let us assume that w_i are known and let us examine the coefficient r . The "reference" value of dispersion (that corresponds to the weight of an expert's opinion equal to 1) can be evaluated by purely empirical methods.

Let us examine the graph of the lognormal distribution function (that describes the experts' errors) with the parameters y and b (Figure 1).



Let us find two values of the variable for quantiles with the probabilities 50% and 95%. They can be expressed with the corresponding values of the variable of the standard normal distribution and parameters (equation (8)):

$$\begin{aligned} x_{50} &= \exp\{\sigma Z_{50} + b\}, \\ x_{95} &= \exp\{\sigma Z_{95} + b\}. \end{aligned}$$

The value $\ln x_{95} - \ln x_{50}$ must characterize the internal scatter of the lognormally distributed random variable, and, therefore, its standard deviation as well. For tentative estimation of the latter let us assume that

$$\frac{x_{50}}{x_{95}} \approx 2,$$

i.e.

$$2 \approx \frac{\exp\{\sigma Z_{50} + b\}}{\exp\{\sigma Z_{95} + b\}} = \exp\{\sigma(Z_{50} - Z_{95})\},$$

$$\theta^m = \sum_{ij} c_{ij}^{\theta} \ln x_{ij}, \quad (16)$$

$$\omega^m = \sum_{ij} c_{ij}^{\omega} \ln x_{ij}, \quad (17)$$

where

$$\sigma_{\theta}^2 = \frac{\sigma_{\theta}^2 \sigma_{\omega}^2}{\sigma_{\theta}^2 \sigma_{\omega}^2} \left(\sum_{ij} \sigma_{\theta}^2 Z_{ij}^2 - \left(\sum_{ij} \sigma_{\theta}^2 Z_{ij} \right) \left(\sum_{ij} \sigma_{\omega}^2 Z_{ij} \right) \right), \quad (18)$$

$$c_{\omega}^{ij} = \frac{\sigma_{\theta}^2 \sigma_{\omega}^2}{\sigma_{\theta}^2 \sigma_{\omega}^2} \left(\sum_{ij} \sigma_{\theta}^2 Z_{ij}^2 - \left(\sum_{ij} \sigma_{\theta}^2 Z_{ij} \right) \left(\sum_{ij} \sigma_{\omega}^2 Z_{ij} \right) \right). \quad (19)$$

It is apparent that the contribution of the estimation of the j -th quantile given by the i -th expert is proportional to the value $\frac{\sigma_{ij}^2}{\ln x_{ij}}$. This fact will be used subsequently.

In the formulas that describe the resultant distribution there are values σ_{ij}^2 dispersions in the multiplicative model of errors that are part of the expression of plausibility function. The approach used for their estimation is also based on certain assumptions.

First, for one expert the dispersions of assessment for different quantiles are taken equal to each other. That means that the amount of random deviation of the estimate from the true value expected by the analyst does not depend on the quantile, but is defined only by the general degree of trust the DM has for this experts' opinion:

$$\sigma_{ij}^2 = \sigma_i^2, \quad j = \overline{1, M}, \quad i = \overline{1, N}. \quad (20)$$

These standard deviations of the opinions of each expert are to be estimated. To that effect, the concept of weight (or rating) w_i assigned to experts is introduced in this model. The value of this parameter determines the general degree of the analyst's trust in the i -th expert's opinion, the expected margin of error in the quantitative assessments he/she provides. Naturally, the higher is an expert's rating compared with the rest, the better the obtained distribution must correspond to his/her assessment.

As it is obvious from formulas (16)-(19), the terms are proportional to σ_{ij}^2 . Therefore, it appears to be natural to associate the dispersions with the weights in this way, i.e. taking into account (20),

$$w_i = \frac{\sigma_i^2}{\gamma}$$

where r is proportionality coefficient.

It should be noted, that, as it follows from (11) and (13), when identifying the parameters of the most probable distribution, only the relative values σ_i^2 matter, as in both formulas both the numerator and the denominator are dispersion-homogeneous and the degree of uniformity is identical. The absolute values affect the values σ_{θ}^2 and σ_{ω}^2 .

Assuming that random variable $\ln b_j$ is distributed over the normal law with the mathematical expectation $\ln b_j$ and dispersion σ_j^2 , we will obtain, as it is easy to show, the log-normal distribution of the expert estimate:

$$L(x_j | \theta, \omega) = \frac{1}{\sigma_j} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left[\frac{\ln x_j - (\ln x_j' + \ln b_j)}{\sigma_j} \right]^2 \right\}. \quad (6)$$

This function well describes the behaviour of experts and is widely used. This is that "building block" (since it is the plausibility function for the case of one estimate given by one expert) that will be the foundation for the construction of the general aggregated plausibility function that is in equation (1).

One additional hypothesis is accepted in this paper: experts are considered to be sufficiently competent in their subject area to not make systematic errors. Therefore, in equation (6), the calculations will assume that

$$\ln b_j = 0,$$

which corresponds to the absence of systematic shift.

Thus, as part of the general idea of taking account of the inevitable inaccuracies in the obtained information, only one type of errors will be considered, the random ones. As the result, formula (6) is rewritten as follows:

$$L(x_j | \theta, \omega) = \frac{1}{\sigma_j} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left[\frac{\ln x_j - \ln x_j'}{\sigma_j} \right]^2 \right\}. \quad (7)$$

Now, subject to the above assumptions, an a posteriori distribution of parameters $\pi(\theta, \omega | E)$, and, therefore, the desired estimation of the fragility curve can be constructed on the basis of experts' opinions.

Construction of the distribution

Let us first express the individual plausibility function that is defined by (7). The method of evaluation of the dispersions of estimation σ_j^2 will be presented below. The true value of the variable that corresponds to the j -th quantile can be found using the assumption (2) of the true curve being part of the lognormal family. This value is associated with the lognormal distribution parameters as follows:

$$\ln x_j' = \omega Z_j + \theta, \quad (8)$$

where Z_j is the value of the standard normal distribution variable (with zero mathematical expectation and the unit dispersion) corresponding to this quantile. Thus, formula (7) transforms into:

$$L(x_j | \theta, \omega) = \frac{1}{\sigma_j} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left[\frac{\ln x_j - (\omega Z_j + \theta)}{\sigma_j} \right]^2 \right\}. \quad (9)$$

Now, by assumption of mutual independence of all expert assessment, by substituting (9) into (5), and further (5) into (3) by virtue of the hypothesis of a priori distribution we will obtain:

$$\pi(\theta, \omega | E) = K^{-1} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \sum_{j=1}^N \sum_{i=1}^M \left[\frac{\ln x_{ji} - (\omega Z_j + \theta)}{\sigma_{ji}} \right]^2 \right\}.$$

This is the desired distribution of the lognormal distribution parameters. However, in this form it is inconvenient to examine it to the maximum on n and m . By squaring the expression under the summation sign and extracting perfect squares by parameters, after sufficiently simple, yet tedious calculations we will obtain:

$$\pi(\theta, \omega | E) = K^{-1} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left[\left(\omega - \frac{\sigma_\omega}{\Omega} \right) + \left(\theta - \frac{\sigma_\theta}{\Omega} \right) \right]^2 \right\}, \quad (10)$$

where

$$\Omega = \frac{\left(\sum_{j=1}^N \sigma_{-2}^j \right) \left(\sum_{j=1}^N \sigma_{-2}^j \ln x_{ji} \right) - \left(\sum_{j=1}^N \sigma_{-2}^j Z_j \right) \left(\sum_{j=1}^N \sigma_{-2}^j Z_j \right)}{\left(\sum_{j=1}^N \sigma_{-2}^j \right)^2}, \quad (11)$$

$$\sigma_\omega^2 = \frac{\left(\sum_{j=1}^N \sigma_{-2}^j \right) \left(\sum_{j=1}^N \sigma_{-2}^j \ln x_{ji} \right) - \left(\sum_{j=1}^N \sigma_{-2}^j Z_j \right) \left(\sum_{j=1}^N \sigma_{-2}^j Z_j \right)}{\sum_{j=1}^N \sigma_{-2}^j}, \quad (12)$$

$$\sigma_\theta^2 = \left(\sum_{j=1}^N \sigma_{-2}^j \right)^{-1}, \quad (14)$$

while K^{-1} is the proportionality coefficient that does not depend on n and m .
By substituting (10) in the system of equations (4) and solving it we will obtain the parameters of the most probable distribution:

$$\omega_m = \Omega, \quad \theta_m = \Theta(\Omega). \quad (15)$$

Thus, the desired distribution density function (the integral of which is the fragility curve) subject to all the above assumptions is as follows:

$$\pi(x) = \frac{1}{\Omega} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left[\frac{\ln x - \Theta(\Omega)}{\Omega} \right]^2 \right\}.$$

We should mention another type of expressions for ω_m and θ_m that will demonstrate the contribution of each expert assessment into the final result. By regrouping the terms in the sums we obtain:

the most probable distribution. Its parameters are found from the maximum condition based on the parameters of a posteriori distribution density $\pi(\theta, \omega | E)$ and are, therefore, the roots of the system:

$$(4) \quad \begin{cases} \frac{\partial \pi(\theta, \omega | E)}{\partial \theta} = 0, \\ \frac{\partial \pi(\theta, \omega | E)}{\partial \omega} = 0. \end{cases}$$

The second hypothesis concerns the input data that are the set of estimates:

$$E = \{x_j, i = \overline{1, N}; j = \overline{1, M}\},$$

where x_j is the estimate by the i -th expert for the j -th quantile. It will be assumed that the estimates for all

quantiles given by all experts are mutually independent.

Certainly, this is a very strong assumption that can only be approximately true, and even then under a small number of

quantiles. However, in the simple model under consideration it provides satisfactory results. Accounting for the depend-

ences between the estimates, while radically increasing the inconvenience of calculations and reducing the illustrative

qualities of the model, does not always have a significant effect on the result.

Subject to the second assumption, the general plausibility function is simply the product of the individual ones:

$$(5) \quad L(E | \theta, \omega) = \prod_{j=1}^M \prod_{i=1}^N L_j(x_j | \theta, \omega)$$

where $L_j(x_j | \theta, \omega)$ is the probability that the estimate of the value of the variable corresponding to the j -th

quantile by the i -th expert will fall into the small interval $[x_j, x_j + \Delta x_j]$ provided that the parameters of true distribu-

tion are equal to n and m .

And finally the last assumption concerns the description of the analyst's expectations regarding the result obtained in

the process of the expert opinion formation. There are two models of experts (additive and multiplicative), in which the

probability of the deviation of the expert's opinion (from the DM's point of view) about the unknown value from the

true value is explicitly expressed, i.e. the basic idea of the Bayesian approach to accounting for the inaccuracy of the

information obtained from the expert is implemented. In this paper, the multiplicative model will be used. It is briefly

presented below.

According to this model, the analyst examines the i -th expert's estimate of the value of the variable corresponding

to the j -th quantile as random variable X_{ij} that is the product of two terms:

$$X_{ij} = x_j^i B_{ij},$$

where x_j^i is the true value (defined by the unknown parameters of the lognormal distribution), while B_{ij} is the

random variable that corresponds to the error. Taking the logarithm, we will obtain:

$$\ln X_{ij} = \ln x_j^i + \ln B_{ij}.$$

is vital to the understanding of the whole method. For the simplest case of one expert and one assessment of quantile x_1 we have:

$$\pi(x' | x_1) = K^{-1} L(x_1 | x') \pi_0(x').$$

In this expression the quantity $L(x_1 | x)$ dx_1 is a subje-

tively estimated by the analyst probability that the value received from the expert will be between x_1 and $x_1 + dx_1$

provided that the true value of the variable corresponds to the quantile equals x' . Obviously, this notion is

true for the case of several experts. Thus, the plausibility function is in some way the measure of accuracy of the

expert's opinion from the point of view of the DM who uses it to construct his/her own subjective model of the

former's ability to give a quantitative evaluation of an unknown quantity.

As to the a priori knowledge of the analyst, in this paper it will be described with a uniform distribution. That was

done for the sake of simplicity and corresponds to the situation when before receiving the expert assessments the DM

does not have any information on the nature of the desired distribution. In this case from his/her point of view the

probability of the unknown quantity being between x' and $x' + \Delta x'$ does not depend on x' , which exactly corresponds to

the absence of any knowledge.

Limitations of the model

The problem of construction of the desired probabilistic

distribution based on experts' opinions is in general extremely complicated. Therefore, in order to obtain a practi-

cally applicable result, some simplifying assumptions must be made regarding both the nature of the distribution itself

and the properties of the plausibility function.

First, it will be assumed that the desired distribution belongs to the lognormal family, i.e. its density is defined

by two parameters, n and m :

$$(2) \quad f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \omega x} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left[\frac{\ln x - \theta}{\omega} \right]^2 \right\}.$$

Accordingly, the fragility curve is determined by inte-

gral of (2). Taking into account the selected subject field, this assumption is completely valid. A number of research

programs dedicated to the study of real fragility curves (e.g. see [1]) indicate that the integral of the function (2)

approximates them with good accuracy.

In the context of this assumption the problem of finding the distribution is significantly simplified and is reduced to

the estimation of its parameters. Bayes's theorem is rewritten as follows:

$$(3) \quad \pi(\theta, \omega | E) = K^{-1} L(E | \theta, \omega) \pi_0(\theta, \omega).$$

Under known distribution of parameters, the final estimate of the fragility curve, i.e. a specific pair of parameters, must be chosen. It appears that the most logical choice is

Introduction

When analyzing various risks using probabilistic approaches, one often deals with events, of which the frequency is extremely low, e.g. various catastrophic phenomena. In addition, experimenting on real objects is normally either impossible in principle (usually, in cases of natural disasters), or extremely costly. Consequently, analysts have to deal with the situation of acute shortage, inconsistency or sometimes complete absence of direct experimental data. This forces the decision-makers (DMs or analysts) to construct risk analysis procedures solely on the basis of specifically invited subject matter experts, i.e. individuals who possess specific knowledge.

That causes the problem of optimal consideration and integration of all presented opinions obtained using different methods that probably contradict each other. Naturally, the DM must somehow classify the experts depending on the degree of trust. Additionally, he/she must be able to evaluate how close to reality the obtained result is, i.e. how satisfactory the conducted expert assessment is. In other words, while involving experts into the process of risk analysis, he/she must have an idea of the magnitude of the risk of wrong results and what possible negative consequences they use might have. This latent risk of expert assessment, i.e. the risk associated with the very fact of experts' involvement in the risk analysis is the main focus of this paper. The aim is to create the perfect tool for its assessment. Naturally, it is not supposed to appear out of nowhere, but be based on some procedure that transforms the information obtained from the experts into the final aggregated DM opinion. Further, a specific problem will be formulated, of which the solution will form the foundation of a practical method of calculation of the latent risk of expert assessment.

The purpose of the above procedure would be to solve the problem of integration of the opinions of a group of experts regarding a certain probabilistic distribution for the purpose of its evaluation by an analyst. It is assumed that the DM will subsequently use the result to evaluate the target risks and take according decisions.

This problem can arise in many areas of risk analysis. For the purpose of this paper, the stability of various structures (buildings, railways, highways, etc.) against external mechanical effects, e.g. earthquakes, is chosen as the application object domain. It is described with the so-called fragility curves (per [1]). According to the definition, the indicator of fragility of a structure or its component is the probability of its destruction (or failure) under the specified value of the parameter that characterizes an external effect (e.g. in case of an earthquake this parameter is the peak horizontal acceleration of ground). Thus, the fragility curve can be considered as the distribution function (integral) of a random value that reflects the ability of a structure to withstand mechanical stress with this parameter as the argument.

In order to formalize the concept of "expert opinion", the so-called quantile approach was used that is described,

for example, in [2] and consists in the following. A certain finite set of distribution function values is defined. The experts are to express their opinion regarding under what values of the variable the distribution function is equal to each of the proposed values. These values of the variable are the distribution quantiles that correspond to the specified probabilities.

Several alternative methods were proposed for the solution of the problem. In this case, taking into account the initial goal, i.e. the definition of the concept of "latent risk of expert assessment", the Bayesian approach should be chosen, as it is based on the idea that experts are in principle imperfect sources of information, and attempts to take this imperfection into consideration. As part of this approach, each estimate received from an expert is interpreted as a result of an experiment and, therefore, is considered a random value that is specifically the main object of analysis.

The theoretical foundations of the Bayesian approach were laid in the mid-1970's to early 1980's ([2-5]), after which the practical applications started to develop in different areas, including the one at hand ([6-8]). In order to ensure the consistency of the presentation of the proposed method of evaluation of the fragility curve, it will start with the Bayes' theorem that, at the same, will be described briefly in the aspects that were earlier described in literature.

Bayesian formula

As part of the chosen approach, the opinions of the experts are considered input data, point estimates of the quantile that have an effect of the DM's "state of knowledge" of the Bayesian distribution:

$$(1) \quad \pi(x' | E) = k^{-1} L(E | x') \pi_0(x'),$$

where the following designations are used:

$\pi(x' | E)$ is the DM's a posteriori notion of the distribution (specifically, the value of the variable corresponding to one quantile or another) after studying the expert opinions E (here, distribution density is involved);

$\pi_0(x')$ is the DM's initial (a priori) notion of the unknown distribution before studying the expert opinions;

E is the experts' opinion on the distribution;

$L(E | x')$ can be called "plausibility function" of the input data E provided that the true value of the unknown (estimated) quantity is x' , the meaning of this formula will be clarified below;

k^{-1} is the normalization constant.

Thus, the problem comes down to the estimation of the a priori distribution $\pi_0(x')$ and plausibility function $L(E | x')$. The latter is the key element and its correct interpretation

^{1*} In the object domain under consideration (mechanical resistance of structures) the fact that the unknown quantity equals x' means that the structure will be destroyed with the probability 1 under the maximum value of vertical acceleration equal to x' . The superscript "1" here means "true".

On an approach to the evaluation of the latent risk of expert assessment of roadbed seismic stability^{1*}

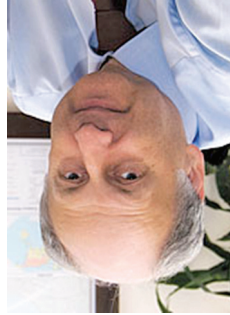
Sergey K. Dulin², JSC NIIAS, Moscow, Russia
Igor N. Rozenberg³, JSC NIIAS, Moscow, Russia
Vladimir I. Umansky⁴, JSC NIIAS, Moscow, Russia



Sergey K. Dulin



Igor N. Rozenberg



Vladimir I. Umansky

Abstract. The paper aims to examine the problem of integration of the opinions of a group of experts regarding a certain probabilistic distribution for the purpose of its evaluation by an analyst. It is implied that the decision-maker will use the result to evaluate the target risks and take according decisions. This problem may arise in many areas of risk analysis. For the purpose of this paper, the stability of various structures (buildings, railways, highways, etc.) against external mechanical effects, e.g. earthquakes, is chosen as the application object domain. As the primary research tool it is suggested to use the probabilistic method of decision-making risk calculation associated with involving experts into the analysis of risk of roadbed and other structures destruction in case of earthquakes. The evaluation of the seismic stability of rail structures using expert opinions is based on the Bayesian approach. The proposed method of estimation by analyst of the probabilistic distribution (fragility curve) on the basis of the opinions of a group of experts allows, using the obtained results, formalizing and explicitly expressing the latent risk of expert assessment. The procedure developed subject to a number of limitations allowed obtaining an explicit expression for the latent risk of expert assessment. The theoretical constructs presented in this paper can be easily implemented as software that will enable interactive input of parameters and data of the model under consideration and obtaining the desired distribution and the value of "risk in risk". Such system, on the one hand, will allow verifying some intuitive assumptions regarding the behavior of results depending on the variation of parameters, and on the other hand, will be able to be used as the tool of expert assessment automation and analysis of its quality that helps making grounded decisions under risk. Further development of the proposed method may involve the elimination of the dependence of the value of "risk in risk" from the expert assessment. Implicitly, this dependence is present in the final expression, while ideally this risk is to be determined only by the expert ratings. The proposed approach can serve as the foundation of some practical optimization problems, e.g. the selection of the best group of involved experts from the point of view of minimization of this share of risk in cases of restricted funding of expert assessment (obviously, the higher the expert's competence, the more accurate his/her estimates are and, subsequently, the lower is the risk, yet the higher is the cost of the optimal selection of experts for the purpose of minimization of assessment costs under the specified maximum allowable level of "risk in risk". As a whole, the proposed method of evaluation of an unknown distribution and calculation of risk is sufficiently universal and can be used in the context of mechanical stability of structures, but also a wide class of problems that involve the assessment of a certain probabilistic distribution on the basis of subjective data about it.

Keywords: latent risk of expert assessment, Bayesian approach, fragility curve, quantiles.

For citation: Dulin SK, Rozenberg IN, Umansky VI. On an approach to the evaluation of the latent risk of expert assessment of roadbed seismic stability. Dependability 2018;3: 31-38. DOI: 10.21683/1729-2646-2018-18-3-31-38

^{1*} Work performed with the financial support of RFBR (grant no. 17-20-02153 of_m_rzd).
² Institute of Informatics Problems of the Russian Academy of Sciences, Federal Research Center Information Technology and Control of the Russian Academy of Sciences, JSC Research and Design Institute for Information Technology, Signalling and Telecommunications in Railway Transportation (JSC NIIAS), s.dulin@ccas.ru
³ JSC Research and Design Institute for Information Technology, Signalling and Telecommunications in Railway Transportation (JSC NIIAS), i.rozenberg@vnias.ru
⁴ JSC Research and Design Institute for Information Technology, Signalling and Telecommunications in Railway Transportation (JSC NIIAS), v.umanskiy@vnias.ru

- [7]. Plotnikov NI. The bases of human operator (pilot) dependability theory. Dependability 2015;(2):94-97. DOI. 10.21683/1729-2646-2015-0-2-90-97.
- [8]. Ponomarenko VA. Psikhologiya chelovecheskogo faktora v opasnoy professii [The psychology of the human factor in dangerous professions]. Krasnoyarsk: Polikom; 2006 [in Russian].
- [9]. Bodrov VA et al. Psikhologichesky otbor letchikov i kosmonavtov [Psychological selection of pilots and cosmonauts]. Problemy kosmicheskoy biologii [Matters of space biology]. Vol. 48. Moscow: Nauka; 1984 [in Russian].
- [10]. Ponomarenko VA, editor. Teoriya i praktika psikhologicheskogo obespecheniya letnogo truda [Theory and practice of the psychological support of flying work]. Moscow: Voenizdat; 2003 [in Russian].
- Elvira A. Krachko**, Candidate of Medicine, Head of Research Laboratory of Psychophysiology of Professional Flight Personnel Training, Scientific Research Division, Hero of the Soviet Union A.K. Serov Krasnodar Air Force

About the authors

- Gennady T. Krasilnikov**, Doctor of Medicine, Professor, Senior Researcher, Scientific Research Division (professional psychological selection and professional psychological support of flight personnel training), Hero of the Soviet Union A.K. Serov Krasnodar Air Force Academy, Krasnodar, Russia, e-mail: gennadykras@mail.ru
- Fedor V. Malchinsky**, Candidate of Psychology, Head of Scientific Research Division (professional psychological selection and professional psychological support of flight personnel training), Hero of the Soviet Union A.K. Serov Krasnodar Air Force Academy, Krasnodar, Russia, e-mail: nil.pfh@yandex.ru
- Svetlana L. Khvostova**, Junior Researcher, Research Laboratory of Psychophysiology of Professional Flight Personnel Training, Scientific Research Division, Hero of the Soviet Union A.K. Serov Krasnodar Air Force Academy, Krasnodar, Russia, e-mail: svetlanakhvostova@mail.ru
- Received on 11.01.2018**

Specific quantitative criteria for the integral estimation with the inclusion of the results of their academic progress, psychological, psychophysiological inspection survey data, results of simulator training, that still are not defined in aviation psychology, will be defined in subsequent studies with the use of statistical analysis methods and implemented in the professional psychological support for flight crew training. The reliability of forecast of successful flight training at the initial stages of the training was confirmed, however the applicability of the used PPS professional success forecasting methods to the training with the next generation aircrafts is in question.

To address these issues, PC-based integrated automated methods are planned to be developed for the purpose of diagnosing current flying PIQs, as well as methods of their improvement and development [4].

References

- [1]. Arinicheva OV, Gerasimenkova AE et al. Possible ways of improving the reliability of professional psychological selection of air traffic controllers. Dependability 2018;18(1):38-45. DOI. 10.21683/1729-2646-2018-18-1-38-45.
- [2]. Bodrov VA. Nekotorye metodologicheskie vo-prosy professional'nogo psikhologicheskogo otbora voennykh spetsialistov [Some matters of the methodology of professional psychological selection of military specialists]. In: Proceedings of the research and practice conference Application of advanced information technology in professional psychological selection in the Armed Forces of the Russian Federation. Moscow, 2003. p. 29–31 [in Russian].
- [3]. Gander DV. Professional'naya psikhopedagogika [Professional psycho-pedagogy]. Moscow: Voenkhtekhnizdat, 2007 [in Russian].
- [4]. Krachko EA, Malchinsky FV et al. Sovershenstvovanie sistemy professional'nogo psikhologicheskogo otbora v letnom vuze [Improvement of the system of professional psychological selection in a flight school]. In: Proceedings of the military science conference 20 years of the system of professional psychological selection in RuAF, results and possible future improvements. Moscow: VAGSH VS RF, 2014 [in Russian].
- [5]. Metodiki voennogo professional'nogo psikhologicheskogo otbora: metod. posobie [Methods of military professional psychological selection: a guidance manual]. Moscow: Voennoe Izdatel'stvo, 2005 [in Russian].
- [6]. Metodicheskie rekomendatsii po organizatsii i provedeniyu professionalno-psikhologicheskogo soprovozhdeniya kursantov v khode obrazovatel'nogo protsesssa voennykh obrazovatel'nykh uchrezhdeniyakh VPO MO RF [Guidelines for organization and carrying out of professional psychological support of cadets in the course of their training in higher military educational establishments of the Ministry of Defence of the Russian Federation]. Moscow, 2011 [in Russian].

tion indicators: reaction time to simple and complex signals, stability of the reaction to a moving object, coordination of movements.

In terms of their physiological qualities the cadets of the two surveyed groups are indistinguishable. At the same time, the average values of the cardiorespiratory system's reserve capacity indicators (Bogomazov's index) and the exercise tolerance of the cardiovascular system (Ruffier Index) of both groups are at a high level. Such results were obtained in both the first and the second years of training.

The high level of physiological characteristics is confirmed by the high level of physical fitness of cadets in both groups: the mean grade in physical fitness of all cadets is 4.5¹ or higher. They also have good physical qualities, i.e. strength, speed, stamina, dexterity, since the integral assessment of physical fitness is a combination of different exercises: running, pull-ups, gymnastic exercises, etc.

The results of simulator-based training turned out to be the most evident confirmation of the predicted successful flight training. The "fit" cadets had a significantly greater scope of attention than the "conditionally fit" cadets (6.09±0.51 and 5.52±0.45 respectively), they perform better at ground training (5.95±0.46 with 5.24±0.39 for "conditionally fit"), operate aircraft equipment more competently (6.14±0.46 with 5.41±0.37 for "conditionally fit") and act more confidently in special situations (5.95±0.47 with 5.13±0.48 for "conditionally fit"), their flight skill is developed faster and is more stable (6.09±0.45 with 5.55±0.41 for "conditionally fit"). The "fit" cadets have a higher overall grade at simulator-based training than the "conditionally fit" cadets (6.18±0.45 and 5.5±0.41 respectively).

Results. The survey showed that the "fit" group, as compared to the "conditionally fit", are better adapted to the conditions of military service, have higher indicators of cognitive mental processes and sensorimotor abilities. They better master course content and simulator training. At the same time, in terms of their physiological and physical qualities the cadets of the two surveyed groups are indistinguishable and show good results, which is confirmed by their grades in physical education and shows their good physical development and fitness.

Conclusions. The obtained results suggest the following conclusions:

- the forecast of successful flight training made at the stage of professional psychological selection as a category of professional aptitude is confirmed at the initial stages of the cadets' training during professional psychological support activities;
- the forecast of successful flight training made at the initial stages of the cadets' training is confirmed by the results of their academic progress, psychophysiological inspection survey data, results of simulator training that can be used as components of the integral estimation. This integral estimation can be used in subsequent flight training as the input for individual professional training programs.

¹ By five-point numerical grading scale

"Level of Aspiration" were used; to assess intellectual PIQ, "Working Memory", "Correction Task", "Red and Black Tables", "Regularity Test", "Audio-Verbal Memory", "Visual Memory", "Spatial Thinking", "Visual Thinking" were used. Sensorimotor characteristics were evaluated using simple sensorimotor reaction, complex sensorimotor reaction (ability of nervous processes) and reaction to a moving object tests. The physiological characteristics were assessed using Stange-Gench and Ruffier functional tests [5].

Statistical analysis was carried out with Microsoft Office 2007 Excel descriptive statistics, Student's t-test criterion for unpaired samples.

The surveyed cadets ($n=143$) were distributed into two groups per categories of professional aptitude based on the results of PIQ survey conducted during the professional psychological selection:

The 1-st group was named "fit" and had good professional aptitude indicators. It consisted of 55 people.

The 2-nd group was named "conditionally fit" and had acceptable professional aptitude indicators. It consisted of 88 people.

The survey showed that professional aptitude assessment during PPS directly correlated with the academic performance of the flight school cadets. Thus, there is a significant difference ($p<0.05$) between the "fit" and the "conditionally fit" groups in most academic courses taken during the first two years of the studies: the "fit" group was more successful in such principal subjects as mathematics, physics, computer science, mechanics, aerodynamics, aviation meteorology. The "fit" group was more successful at general subjects like national history, foreign language, health and safety, electronics and electrical engineering as well. There was no significant difference between the two surveyed groups in general tactics and philosophy.

The assessment of the psychological characteristics and traits showed there is a significant difference ($p<0.05$) in adaptability between the "fit" and the "conditionally fit" cadets. The cadets from the "fit" group adapt faster and more easily to military service conditions, they have higher indicators of communicative qualities and are more stable emotionally. There was no significant difference in such personality traits as pursuit of success and achievements and tendency to avoid failure between the two groups: both "fit" and "conditionally fit" cadets are equally motivated to succeed and to avoid failure, have an equally moderate level of aspiration. Meanwhile, the cadets from the "fit" group have a significantly higher level of risk propensity, higher level of subjective control of their behavior and higher level of socializing ($p<0.05$).

The intellectual PIQ diagnostics showed that the "fit" cadets have significantly higher indicators of cognitive processes: attention, memory, thinking, perception, that is, verbal logical thinking, visual and short-term memory, imagery ability.

Some sensorimotor characteristics were evaluated: reaction time, accuracy, reaction to a moving object. The "fit" group has significantly ($p<0.05$) higher sensorimotor reac-

Introduction. Today's military aviation is characterized

by the rapid development of aviation technology and the nature of flight operations becoming more complicated. In these conditions, the requirements for the pilots' professional qualities are increasing and the system concept of reliability and safety of flights is becoming more and more complex [1, 7]. In this context, the problems related to the improvement of the quality of professional selection and training of military pilots arise. At the initial stages of training in the flight school the professional psychological selection (PPS) specialists continue to dynamically observe the indicators of the professional aptitude level (category) and update the initial forecast of successful flight training. The study of the changes in the socio-psychological, psychophysiological and other characteristics (and traits) of the future pilot during the training in the flight school was carried out at the end of the last century by the well-known scientists V.A. Ponomarenko and V.A. Bodrov. They complemented PPS with the term "prolonged selection" as the implementation of the principles of dynamic, differentiated forecasting of the professional aptitude during the flight training process [2, 9, 10]. In today's conditions the "prolonged selection" is called professional psychological support of flight training. It includes the assessment of the dynamics of professionally important qualities (PIQ) of cadets, updating the structure and compensation of PIQ during their professional development, aggregation of individual recommendations, preparation of psychological profiles, optimal assigning of cadets to flight professions [3, 6, 8]. The professional psychological support of flight training in the flight school is carried out by specialists of the research department (professional psychological selection and professional psychological support of flight training). It effectively improves the quality of professional flight training and is constantly developing.

Thus, in order to optimize recommendations for the cadets' flight training, the development of an integrated assessment of forecast of successful flight training at the initial stages of training studies are being conducted. The study sets the following tasks:

- Whether the flight training is confirmed to be successful at the initial stages of the training of cadets as predicted during PPS?

- Whether the forecast of the successful flight training can be presented as an integral assessment including academic and simulator-based learning results as well as psychological and psychophysiological examination findings?

In order to achieve the objectives of the study, the academic progress estimates, the results of piloting skills development using flight simulators, the dynamics of professionally important qualities of cadets during the first two years of training (the sample included 143 cadets) were compared with those indicators obtained during the PPS.

Methods. The following psychological and psychophysiological examination methods were used: to assess personal PIQ, the multifactorial personality questionnaire "Adaptability", "Risk Propensity", "Motivation to Success", "Motivation to Avoid Failure", "Level of Subjective Control",

Reliability of forecast of successful flight training based on professional psychological selection

Elvira A. Krachko, Hero of the Soviet Union A.K. Serov Krasnodar Air Force Academy, Krasnodar, Russia
Gennady T. Krasilnikov, Hero of the Soviet Union A.K. Serov Krasnodar Air Force Academy, Krasnodar, Russia
Fedor V. Malchinsky, Hero of the Soviet Union A.K. Serov Krasnodar Air Force Academy, Krasnodar, Russia
Svetlana L. Khvostova, Hero of the Soviet Union A.K. Serov Krasnodar Air Force Academy, Krasnodar, Russia



Elvira A. Krachko



Gennady T.
Krasilnikov



Fedor V.
Malchinsky



Svetlana L.
Khvostova

Abstract. Today's military aviation imposes ever increasing requirements on the pilots' professional qualities, thus complicating the problems related to the improvement of the quality of professional selection and training of military pilots. The research conducted by V.A. Ponomarenko and V.A. Bodrov introduced the term "prolonged selection" into aviation psychology, meaning professional psychological support of flight training. The forecasting of successful training at the early stage is an important part of this support and is the focus of this paper. **Methods.** The aim of the study was to verify the forecast of successful flight training based on the professional psychological selection (PPS) at early stages of professional training and feasibility of such forecast in the form of integral estimation. For that purpose the authors used the academic progress estimates, the results of piloting skills development using flight simulators, the dynamics of professionally important qualities (PIQ) of cadets during the first two years of training in comparison with those indicators obtained during the PPS. The sample included 143 cadets. The test subjects were surveyed at their admission to the flight school and in the first two years of the course according to programs prescribed by the regulatory documents of the Russian Ministry of Defense and command of the Aerospace Forces. The survey is an obligatory condition for enrollment in a flight school and the subsequent flight training and does not contradict today's ethical standards of scientific research. The surveyed cadets were distributed into two groups per categories of professional aptitude based on the results of PIQ survey conducted during the professional psychological selection: the 1-st group (55 people), the "fit" with good professional aptitude indicators, and the 2-nd group (88 people), the "conditionally fit" with acceptable professional aptitude indicators. Statistical analysis was carried out with Microsoft Office 2007 Excel descriptive statistics, Student's t-test criterion for unpaired samples. **Results.** The survey showed that the "fit" group, as compared to the "conditionally fit" are better adapted to the conditions of military service, have higher indicators of cognitive mental processes and sensorimotor abilities. They master course content and simulator training better. At the same time, in terms of their physiological and physical qualities the cadets of the two surveyed groups are indistinguishable and all show good results, which is confirmed by their grades in physical education and shows their good physical development and fitness. **Conclusions.** The forecast of successful flight training made at the stage of professional psychological selection as a category of professional aptitude is confirmed at the initial stages of the cadets' training during professional psychological support activities. The integral estimation composed of the results of academic progress, psychological, psychophysiological inspection survey data, results of simulator training can be used in subsequent flight training as the input for individual professional training programs. In order to improve the reliability of training, integrated automated methods are planned to be developed for the purpose of diagnosing current flying PIQs, as well as methods of their improvement and development [4].

Keywords: professional psychological selection, professionally important qualities, professional training, professional aptitude, forecast of successful flight training, professional psychological support of flight personnel training.

For citation: Krachko EA, Krasilnikov GT, Malchinsky FV, Khvostova SL. Reliability of forecast of successful flight training based on professional psychological selection. Dependability 2018;3: 27-30. DOI: 10.21683/1729-2646-2018-18-3-27-30

rocker is $l = y_0 = 6.54$ m; the length of the pole distance is $p = 7.86$ m; the crank radius is $R = 2.62$ m.

The dimensions of the machine according to the diagram in the Figure 2 are as follows: the radius of the large pulley is $r_1 = 2.5$ m; the radius of the small pulley is $r = 1.5$ m; the radius of the crank is $R = 2.4$ m; the radius of the length $x_0 = 1.5$ m; $y_0 = 9.2$ m; the radius of the pole distance is $p = 9.3$ m. The calculation of this option was carried out in accordance with the above-mentioned formulas for the differential pulley.

Figure 4 shows the results of the comparative kinematic calculation, where the curves 1 correspond to the cable and pulley drive, and curves 2 correspond to the conventional double-arm off-center pumpjack.

Since the dynamics of the downhole equipment operation and, consequently, the strength load of the drive and transmission largely depend on the machine kinematics and mainly on acceleration, the presented comparative schemes allow concluding that the main performance indicators of the crank cable and pulley mechanism of the SRP drive for the oil extraction are better.

To create long-stroke DWSRPD drives that allow increasing the capacity of SRP, reducing steel intensity and power consumption in comparison with the existing long-stroke drives, the design of mast-type oil well sucker-rod pump drive was proposed as an invention [2].

Conclusion

Comparative calculations of the performance of SRPS allowed making a conclusion regarding the applicability of long-stroke SRP.

The paper sets forth basic dependences of the kinematics of long-stroke drives, on which comparative calculations and graphs of movement, speed and acceleration of the rod

References

hanger center of SRP rope and pulley drive and eccentric pumpjack were based showing the superior basic performance of the rope and pulley mechanism.

The research resulted in a proposed invention of the design of mast-type SRP drive with lower steel intensity power consumption that would allow increasing the SRPS performance.

- [1]. Vagidov MA, Eyvazova ZE. Krivoshipnyye kanatno-shkivnyye mekhanizmy [Crank-driven cable and pulley mechanisms]. Mekhanika i mashinostroyeniye 2006;2:40-42 [in Russian].
- [2]. Application for invention A 2016 9973. Eyvazova ZE, Farajov TE. Deep well pump drive. Priority as of 17.06.2016.
- [3]. Burovye kompleksy [Drilling systems]. Porozhsky KP, editor. Yekaterinburg: UrSMU publishing; 2013 [in Russian].
- [4]. Bagramov RA. Burovye mashiny i komplekсы: Ouchebnik dlya vuzov [Drilling machines and systems: Textbook for higher educational institutions]. Moscow: Nedra; 1988 [in Russian].

About the authors

Zuleykha F. Eyvazova, Associate Professor, educator, Azerbaijan State Oil and Industry University, Baku, Azerbaijan, e-mail: eyvazovaze@mail.ru

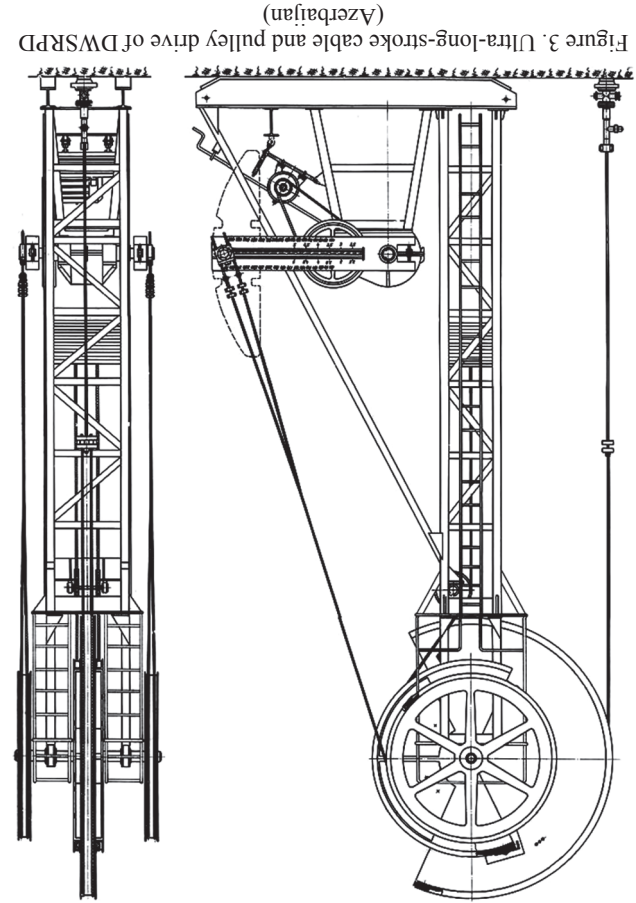
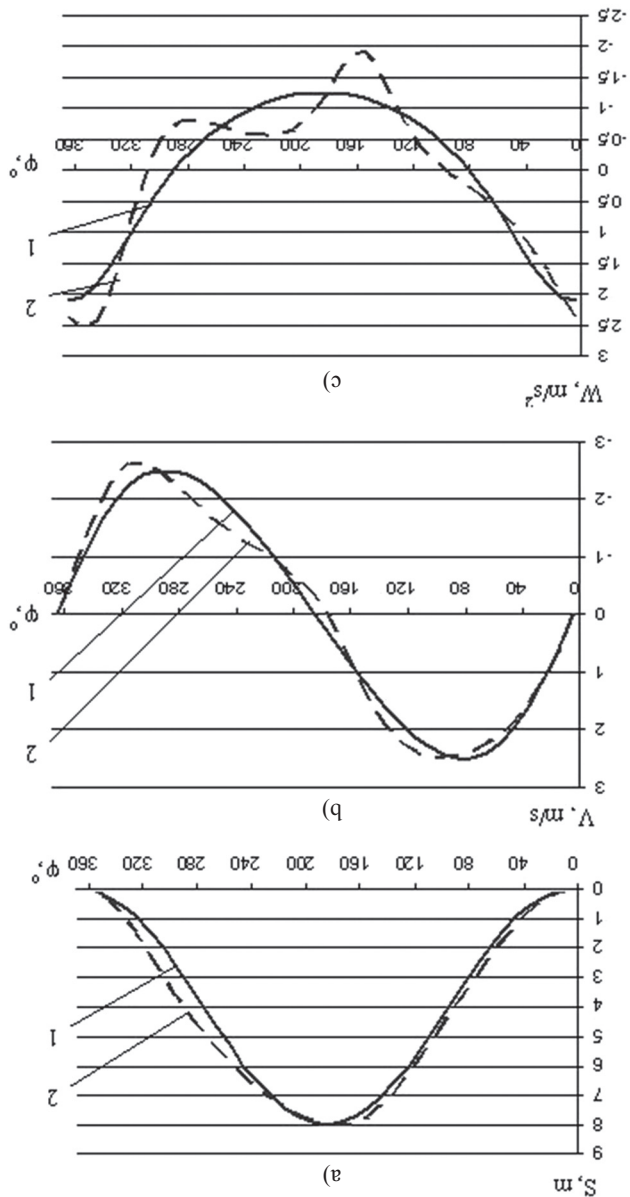
Tarlan F. Farajov, Master of Chair, Azerbaijan State Oil and Industry University, Baku, Azerbaijan, e-mail: tarlan.farajov@hotmail.com

Received on 27.12.2017

The calculation of the pumpjack was carried out according to the well-known conventional formulas for a modern off-center SKD-type pumpjack produced with the off-center angle $\theta = 9^\circ$. The ratio of the crank radius r to the lengths of the tail half of walking beam k and rocker l were equal to $r/k = 0,6$ and $r/l = 0,4$ respectively, in accordance with the modern design practice. The ratio of the length of the front arm of the walking beam k_1 to the length of tail half of walking beam k was equal to $k_1/k = 1,4$. In accordance with the stroke length $S = 8$ m, the obtained dimensions of the pumpjack are as follows: the length of the front arm of the walking beam is $k_1 = 6,1$ m; the length of the tail half of the walking beam is $k = x_0 = 4,36$ m; the length of the

rod hanger center $S = 8$ m and drive on the scheme in Figure 3 with the same stroke length.

Figure 4. The diagrams of change of displacement (a), speed (b) and acceleration (c) of RHC SRP; The 1-st is the cable and pulley drive of DWSRPD; the 2d is the off-center pumpjack



On the basis of the obtained formulas, the computer simulation was performed and comparative calculations for the long-stroke drives were made based on a conventional double-arm balanced pumpjack with the stroke length of the

should be multiplied by gear ratio $\lambda = r_1/r$. For the point D_1 , the above-mentioned formulas $V(\phi)$ and $W(\phi)$ in order to obtain values $S(\phi)$,

$$W(\phi) = \omega_2 R \left\{ 1 + \left[\frac{R(l_0 + R)(\cos \phi - R^2)}{R \sin \phi} \right]^2 \right\} \times \left\{ \cos \left[\phi + \arctg \left[\frac{l_0 + R(1 - \cos \phi)}{R \sin \phi} \right] \right] \right\}$$

The final formula for the acceleration $W(\phi)$ will be:

$$\beta(\phi) = \frac{R \sin \phi}{l_0 + R(1 - \cos \phi)} - \frac{1}{3} \left[\frac{l_0 + R(1 - \cos \phi)}{R \sin \phi} \right]^3$$

we obtain:

first two expansion term with a high degree of accuracy,

Assuming that $\left| \frac{R \sin \phi}{l_0 + R(1 - \cos \phi)} \right| < 1$ and, using just the

$$\arctg x = \sum_{n=0}^{\infty} (-1)^n \frac{x^{2n+1}}{2n+1} = x - \frac{x^3}{3} + \dots$$

Figure 3. Ultra-long-stroke cable and pulley drive of DWSRPD (Azerbaijan)

Type of DWSRPD drive	Indicators						
	S_0 , mm	k_1 , mm	k , mm	l , mm	r , mm	p , mm	N_{em} , kW
SKD 8-3-4000	3	2	2.29	3	1.2	3.62	23.5
Long-stroke DWSRPD drive	4.5	3.43	3	4.52	1.8	5.43	35
							140

Table 2. Comparative table of SKD-type pumpjack and assumed long-stroke DWSRPD drive performance indicators

$$l_0 = AO_1 - R, \text{ where } AO_1 = \sqrt{p^2 - r^2} \text{ or } l_0 = \sqrt{x_0^2 + y_0^2 - r^2} - R.$$

Estimates show that while studying the kinematics of long-stroke drives the changes in the length of the rope may be practically disregarded due to the displacement of the rope-to-pulley contact point. This simplifies the formula that describes the kinematics of this type of long-stroke drives. For this purpose, let us assume in the calculation scheme in the Figure 2 that the contact point is fixed, i.e. the point A_0 coincides with the point A . Then, in the initial state of the machine (when the rod hanger center D starts to move upwards), the cable length from the crank to the pulley (minimum length) will be as follows:

If the long-stroke DWSRPD drive is developed on the basis of the kinematic parameters of the SKD-type pumpjack, it must be taken into account that the overall dimension as well as the pumpjack mass will increase, since the length of all parts – k_1 , k , l , r pole distance p , and, consequently, column height and frame length will increase. Additionally, the electric motor power N_{em} also grows (Table 2). The mechanism's dynamics deteriorate as well.

Such number of double strokes per minute of the rod hanger center is unacceptable, since in addition to the increased number of sucker-rod brackage, the number of strokes cannot provide the required capacity. The positive aspect of increasing the RHC stroke length to 4.5 m is that in order to obtain the capacity of $S_2 = 140 \text{ m}^3/\text{day}$, the number of double strokes per minute of the rod hanger center decreases up to 8, which should reduce the frequency of the sucker-rod brackage, as the diagram shows. In this case, the real possible capacity due to the increase of the stroke length will be at $S_2 - S_1 = 140 - 90 = 50 \text{ m}^3/\text{day}$ greater.

Considering the fact that the dependence of the capacity on the number of strokes is close to the straight line law, the diagram shows that if capacity S_1 increases for the dependence 1 to the value of $S_2 = 140 \text{ m}^3/\text{day}$, the number of double strokes per minute of the rod hanger center increases to 17.

The second dependence corresponds to the stroke length $S_2 = 4.5 \text{ m}$, the capacity of $\bar{Q}_2 = 140 \text{ m}^3/\text{day}$ (Appendix 2), $n \cdot S = 54$ and other equal parameters.

number of double strokes per minute of the rod hanger center is $n = 12$, the stroke length of RHC is $S_1 = 3 \text{ m}$; the deep well pump with the diameter of $d_p = 57 \text{ mm}$ is hung at a depth of $H = 980 \text{ m}$; pumps diameter is 73 mm ; the structure of stem rod is three-stage and consists of rods with diameters of 19 mm , 25% , 22 mm , 40% and 25 mm , 35% . The capacity is determined on the basis of computer calculations (Appendix 1) and is as follows: $\bar{Q}_1 = 90 \text{ m}^3/\text{day}$, $n \cdot S = 36$.

After the crank rotation by some angle ϕ , the current length of this cable section will be:

$$l(\phi) = \sqrt{AC^2 + CB^2},$$

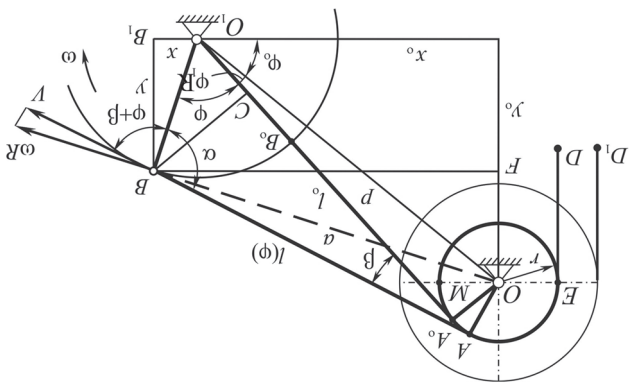
$$\text{where } AC = l_0 + R(1 - \cos \phi); CB = R \sin \phi,$$

$$l(\phi) = \sqrt{[l_0 + R(1 - \cos \phi)]^2 + R^2 \sin^2 \phi}.$$

The displacement amount of point D is determined in accordance with the following formula:

$$S(\phi) = l(\phi) - l_0 = \sqrt{[l_0 + R(1 - \cos \phi)]^2 + R^2 \sin^2 \phi} - \sqrt{p^2 - r^2} + R.$$

Figure 2. The calculation scheme of the crank cable and pulley drive of DWSRPD



The movement speed of this point is determined as the line speed projection of the cutpoint of the cable and crank on the cable direction:

$$V(\phi) = \omega R \cos(\pi/2 - \phi - \beta) = \omega R \sin(\phi + \beta).$$

The acceleration of this point is determined as the derivative of the speed found with respect to time:

$$W(\phi) = \frac{dV(\phi)}{dt} = \omega \cdot \frac{dV(\phi)}{d\phi} \cdot \frac{d\phi}{dt} = \omega \cdot \frac{dV(\phi)}{d\phi} \cdot \omega R \frac{d\phi}{d\cos(\phi + \beta)}.$$

$$W(\phi) = \omega^2 R \left(1 + \frac{d\beta}{d\phi} \right) \cos(\phi + \beta).$$

Let us calculate the angle $\beta(\phi)$:

$$\beta(\phi) = \arctg \frac{AC}{CB} = \arctg \frac{l_0 + R(1 - \cos \phi)}{R \sin \phi}.$$

To simplify calculations, let us expand the function $\arctg x$ by formal power series provided that $|x| < 1$:

Introduction. As it is known, one of the mechanical methods of oil extraction is the use of sucker-rod pumps (SRP). Currently, the most commonly used deep well

sucker-rod pump drive (DWSRPD) in the world are balanced pumps. Over the past few years, the design of the pumpjack has remained almost unchanged due to its relative simplicity, ease of maintenance, operational characteristics, and reliability. However, in recent years, there was significant progress in the implementation of new design solutions of DWSRPD drives that is due to the intense development of oil production equipment and technology. The aim of this paper is to research the improvement of the DWSRPD drive design, aimed at reducing steel intensity of the existing drives and increasing SRP efficiency.

The main quality of SRP is its efficiency that depends on the following basic standard parameters:

- 1) stroke length of the rod hanger center (plunger);
- 2) number of double strokes per minute of the rod hanger center;
- 3) diameter of plunger.

In order to find the most advantageous pumping mode, it is required to choose the correct combination of these indicators.

The first two indicators depend on the design of the deep well sucker-rod pump drive. The field experience of deep well pumps operation has shown that increasing the pump performance by increasing the number of plunger strokes is impractical, since with a number of strokes greater than 15 per minute the frequency of sucker rod breakage increases significantly.

The formula of the daily capacity of a pumping plant is as follows:

$$\tilde{Q} = 1440 K_p f_a n S \left(\frac{1}{\lambda} - \frac{\cos \frac{\pi n H}{30 a}}{S} \right)$$

where $\tilde{Q}$ is the plant capacity, m³/day; K_p is the pump delivery coefficient; n is the number of double strokes of the rod hanger center (RHC); S is the length of RHC stroke, m; H is the pump running depth, m; λ is the total static deformation of pumps and rods under the load of the liquid

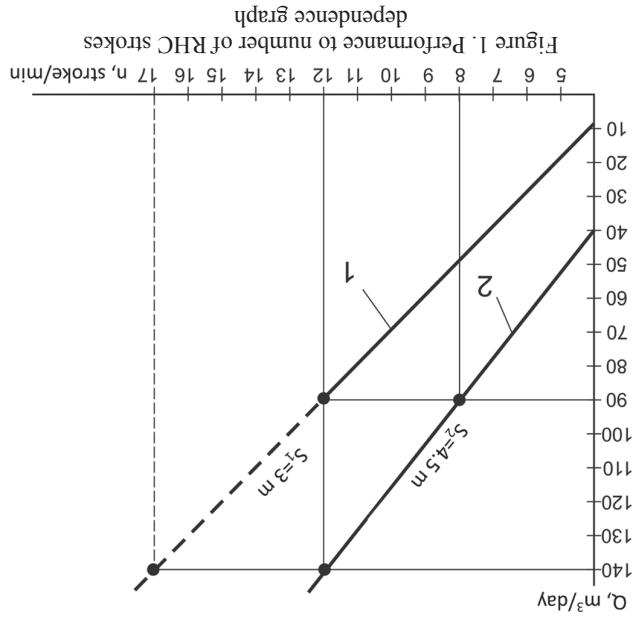
Table 1. SKD-type pumpjack technical parameters

Pumpjack standard size	Diameter of pump d_p , mm	Length of motion S , m	Parameters		
			Number of RHC double strokes, n	Pump output $\tilde{Q}$, m ³ /day	nS
SKD 3-1.5-710	68	1.5	15	84.9	22.5
SKD 4-2.1-1400	93	2.1	15	225.8	31.5
SKD 6-2.5-2800	93	2.5	14	245.8	35
SKD 8-3-4000	93	3	12	250	36
SKD 10-3.5-5600	93	3.5	12	291	42
SKD 12-3-5600	93	3	12	236.7	36

Let us examine the dependence between the peak output $\tilde{Q}$ and the number of strokes n for various standard pumpjack sizes (Table 1). Analyzing the table parameters we can see that the value of the product nS in the existing pumpjacks is below the recommendations based on experimental data, i.e. there is a tangible opportunity of increasing the productivity by extending the RHC stroke, since well pump barrels may be as long as 6 to 7 meters.

Let us examine the following example to prove the statement regarding the applicability of the long stroke in increasing the plant capacity.

Figure 1 shows two dependences of the sucker-rod pump capacity on the number of RHC strokes – $\tilde{Q} = f(n)$.



For the first dependence, the following standard parameters of the SKD8-3-4000 pumpjack are chosen: the

Analysis of the performance indicators of oil well sucker-rod pumps

Zuleykha E. Eyvazova, Azerbaijan State Oil and Industry University
Tarlan E. Farajov, Azerbaijan State Oil and Industry University



Zuleykha E.
Eyvazova



Tarlan E. Farajov

Abstract. The paper notes that as the depths of operated wells grow, the application of cable and pulley mechanisms becomes preferable as compared to the existing pumpjacks. A generalized theoretical analysis of the kinematics of cable and pulley drives is set forth. The authors present the general theoretical analysis of the kinematics of the above mechanisms, as well as the results of computer calculations based of the developed equations for a number of cases. Further analysis of the results showed that the crank mechanisms of a rope pulley have "smooth" kinematics. The research resulted in a proposed invention of the design of mast-type oil well sucker-rod pump drive with lower steel intensity and power consumption that would allow increasing the performance of sucker-rod pumps. The **Purpose** of this article consists in finding a utility model of a pump for the well rod in order to ensure the environmental safety of the equipment. That is achieved by lightening the metal structure of the pump with rotary stem and energy consumption is reduced. In the context of this problem, some calculations were performed in order to prove the system's dependability. Based on the performed calculations it was established that the light structure can be used instead of the old heavy structure being its environmentally safe version. Experimental studies conducted by AZINMA SH Research and Design Institute of Petroleum Engineering (Baku, Azerbaijan) indicate the feasibility of normal operation of sucker-rod pumps under the condition that $n \cdot S = 54 \div 60$ m/min. The authors examined the dependence between the peak output Q and the number of strokes n for various standard pumpjack sizes. The analysis of the parameters shown that the value of the product $n \cdot S$ in the existing pumpjacks is below the recommendations based on experimental data, i.e. there is a tangible opportunity of increasing the productivity by extending the stroke of the rod hanger center, since well pump barrels may be as long as 6 to 7 meters. Estimates show that while studying the kinematics of long-stroke drives the changes in the length of the rope may be practically disregarded due to the displacement of the rope-to-pulley contact point. This simplifies the formulas that describe the kinematics of this type of long-stroke drives. Using the resulting formulas, comparative computer calculations for various cases were performed. It is shown that cable and pulley mechanisms have "softer" kinematics. The calculations confirmed the advisability of modification of the pump's design that ensured reduced pollution of environment and energy savings. The future world will need renewable sources of energy, more power-efficient oil and gas production, minimal or zero pollution of the environment, thus the proposed solution appears to be of relevance. The authors propose a more productive design of sucker-rod pump that is easy to install and maintain at oil and gas production facilities. That can be achieved based on the calculations mentioned above.

Keywords: pumpjack, cable and pulley mechanism, deep well sucker-rod pump drive, long-stroke drive, drive link, crank, kinematic calculation, rod hanger center, displacement, speed, acceleration.

For citation: Eyvazova ZE, Farajov TE. Analysis of the performance indicators of oil well sucker-rod pumps. *Dependability* 2018;3: 22-26. DOI: 10.21683/1729-2646-2018-18-3-22-26

The application of SP does not always guarantee the required dependability of construction facilities. The application of probabilistic approaches in solving engineering problems can prevent emergency situations.

References

- [1]. Dolganov AI. Nadezhnost sterzhnevnykh zhelezobetonnykh konstruktiv [Dependability of framed ferro-concrete structures]. Magadan: OAO MAOBTI; 2001 [in Russian].
- [2]. Hütte. Reference book for engineers, architects, mechanics and students. Ninth edition. Moscow: T-vo skopochati A.A. Levensona; 1916.
- [3]. Maier M. Die Sicherheit der Bauwerke und ihre Berechnung nach Grenzkraften anstatt nach zulässigen Spannungen. Berlin: Springer; 1926.
- [4]. Khotislav NF. Zapasy prochnosti [Strength margin]. Stoitelnaya promyshlennost 1929;10:840 [in Russian].
- [5]. Gemmerling AV. O nadezhnosti massovyykh konstruktiv [On the dependability of mass buildings]. Stoitelnaya mekhanika i raschet sooruzheniy 1974;5:69-73 [in Russian].
- [6]. Rzhantitsyn A.R. Ekonomicheskii printsip rascheta na bezopasnost [Economic principle of safety calculation]. Stoitelnaya mekhanika i raschet sooruzheniy 1973;3:3-5 [in Russian].
- [7]. Sinitin AP. Metod konechnykh elementov v dinamike sooruzheniy [Finite elements method in structural dynamics]. Moscow: Stroyizdat; 1978 [in Russian].

About the authors

[8]. Augusti G, Baratta A, Casciati F. Probabilistic methods in structural engineering. Moscow: Stroyizdat; 1988.

[9]. GOST 27751–2014. Reliability for constructions and foundations. Brought into force by order of the Federal Agency for Technical Regulation and Metrology no. 1974-st. dated December 11, 2014. Moscow: Standartinform; 2015 [in Russian].

[10]. GOST 34028–2016. Reinforcing rolled products for reinforced concrete constructions. Specifications. Brought into force by order of the Federal Agency for Technical Regulation and Metrology no. 232-st. dated March 31, 2017. Moscow: Standartinform; 2016 [in Russian].

[11]. SP 38.13330.2012. Loads and impacts on Hydraulic structures (from wave, ice and ships). Updated version of SNiP 2.06.04-82 by JSC B.E. Vedenev VNIIG. Moscow: FGUP TsPP; 2012 [in Russian].

[12]. Mitropolsky AK. Tekhnika statisticheskikh vychisleniy [Method of statistical calculations]. Moscow: Nauka; 1971 [in Russian].

Received on: 19.02.2018

Andrey I. Dolganov, Doctor of Engineering, Technical Director, OOO Sev. R. Development, Moscow, Russia, e-mail: dolganov-58@mail.ru

Alexander V. Sakharov, Candidate of Engineering, Chief Project Engineer, OOO Sev. R. Development, Moscow, Russia, e-mail: arhsasha@mail.ru

The value of the wind speed with the probability of 0.99 is 29 m/s. The average long-term value of the sum of the frost degree-day according to the Saint Petersburg weather station for the period between 1881 and 1980 is 775°C.

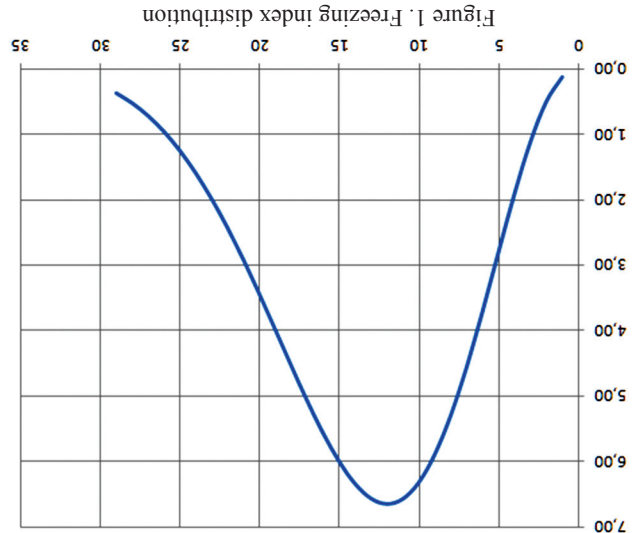


Figure 1 shows the freezing index distribution for the Gulf of Finland. The freezing index distribution is also approximated by the Pearson curve type I. With the probability of 90% the freezing index is 983.9. Freezing indexes with the probability of 99% and 99.9% are 1274.2 and 1358.2 respectively.

The ice thickness is calculated using formula (7) after substitution of known values with the freezing index, $R_c = 1358.2$, with the probability of 99.9%:

$$h_d = 0.034nR_c^{1/2} = 1.002 \text{ m}, \quad (7)$$

where n is the coefficient of the local conditions; we take the larger value: $n = 0.8$.

The ice strength under compression, R_c , is calculated using formula (48) from [11]:

$$R_c = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (C_i + \Delta_i)^2} = 4.529 \text{ MPa}. \quad (8)$$

The ice load 1.505 MH calculated by the formula (5) causes the shearing load of the one pile relative to the foundation frame of the conventional leading mark 1.172 MH.

In 2013, several leading beacons, designed for the load of 1.505 MH, were destroyed as a result of shearing of 80% of piles relative to the foundation frames. Piles were reinforced 16Ø25A500. The pile load capacity by the shearing, N_{sh} , with an average (not with calculated) resistance of steel was 2.104 MH. Let us assume that this is a shearing with an average value of the ice load.

The average value of the ice load is calculated using formula (9):

$$F_{c,pm} = N_{sh} / (1 - 3.25/14.7) =$$

$$= 2.104 / (1 - 3.25/14.7) = 2.701 \text{ MH}. \quad (9)$$

where 3.25 and 14.7 are the dimensions of the pile in m above the water surface and under water.

With the variation coefficient of 0.15 of the ice load the mean-square deviation will be as follows:

$$\sigma_{ice} = F_{c,pm} \times v = 2.701 \times 0.15 = 0.405 \text{ MH}. \quad (10)$$

As 80% of the pile was destroyed, the specified average value and the mean-square deviation of the ice load will be respectively: $2.701 + 0.405 = 3.106 \text{ MH}$ and $3.106 \times 0.15 = 0.466 \text{ MH}$.

Then the ice load with the probability of 0.99865 will be:

$$F_{c,pm}^{3\sigma} = F_{c,pm} + 3\sigma_{ice} = 3.106 + 3 \times 0.466 = 4.504 \text{ MH}. \quad (11)$$

Thus, the probability of the ice load calculated by [11] in the Gulf of Finland is:

$$t = [(1.505 - 4.504) / 0.466] = -6.44. \quad (12)$$

That means, that the facilities designed per [11] for the Gulf of Finland will be destroyed with the 100% probability within 10 years.

In our opinion, in [11] formula (50): $F_{c,p} = 1.26 \cdot 10^{-3} V h_d (m A k_b k_p R_c \rho \text{ tgy})^{1/2}$, should be modified.

Experience shows that the force, $F_{c,p}$, increases in direct proportion to the growth of the ice strength, R_c . Therefore, the variable R_c should be taken outside the radical sign.

The ice thickness is not homogeneous, therefore, $F_{c,p}$ has a hyperbolic dependence on variable h_d . Therefore, the variable h_d should be taken inside the radical sign.

The wind influence on the hydraulic structure should be taken into account with the ice massifs which in form of variable A and coefficient k_p are inside the radical sign in the formula (50) [11]. Therefore, the wind speed also should be taken inside the radical sign.

The variable of the water density ($\rho = 1000 \text{ kg/m}^3$) practically doesn't change, so it should be removed from the formula (50). Then, the coefficient $1.26 \cdot 10^{-3}$ will change to $0.04 \cdot 1.26 \cdot 10^{-3} \times (1000)^{1/2} = 0.04$. This coefficient was used to determine $F_{c,p}$ in SNiP 2.06.04-82*.

After the transformations formula (50) in [11] will be as follows:

$$F_{c,p} = 0.04 R_c (m k_b k_p A V h_d \text{ tgy})^{1/2}. \quad (13)$$

Then the force from the ice load, $F_{c,p}$, will more accurately correspond to the physical meaning, and its dimension $F_{c,p}$ will be: $\text{ms/m}^2 \times (\text{m}^2 \times \text{m/s} \times s \times m)^{1/2} = \text{ms/m}^2 \times \text{m}^2 = \text{ms}$. Using formula (50) [11] it is possible to obtain "at the output" the following dimension: $\text{m/s} \times s \times m \times (\text{m}^2 \times \text{m/s/m}^2 \times \text{ms})^{1/2} = \text{m}^3^{1/2} = \text{ms} \times (\text{m})^{1/2}$.

The new value of the ice load $F_{c,p}$, determined by (13), will be:

$$F_{c,p} = 0.04 \times 4.529 \times (0.83 \times 3.18 \times 0.3 \times 300 \times 0.87 \times 1.02 \times 2.75)^{1/2} = 4.538 \text{ MH}.$$

The value $F_{b,p}$, determined by (5), is 4.386 MH. Thus, we obtain the comparable values of the ice load. For further calculations we will use not a lower ice load value, as recommended in [11], but a higher one, 4.538 MH.

The probability of the ice load will be:

$$P[4.538 - 3.106 / 0.466 = 3.073] = 0.99894. \quad (14)$$

Conclusions. The problem of assignment of optimum level of dependability is not has not yet been solved. In order to ensure the dependability of construction system of about 3σ, the probability of loads of 0.99865 (3σ) should be attempted to be ensured.

The dependability of the "Loads – design" construction

of structure's materials and loads are independent and joint random values: the emergence of one random value does not depend on the emergence of another one; change of load changes the stresses in the structural section.

$$P(A \times B) = 1 - [P(A) + P(B) - P(A)P(B)], \quad (3)$$

where $P(A)$ and $P(B)$ are the probabilities of opposite events of A and B : $P(A) = 1 - P(A) = 0.00135$,

Let us substitute the known values to formula (3) and define $P(A \times B)$:

$$P(A \times B) = 1 - (0.00135 + 0.05 - 0.00135 \times 0.05) = 0.94872.$$

To increase the system dependability to about 3σ , it is required to increase the non-exceedance probability of loads,

for example, up to 0.99865. Then the system dependability will be as follows:

$$P(A \times B) = 1 - (0.00135 + 0.00135 - 0.00135 \times 0.00135) = 0.9973 \text{ or } 2.78\sigma.$$

The low exceedance probability of loads for the Gulf of Finland is defined, for example, by SP 38.13330.2012 [11]:

$$F_{cp} = 1.26 \cdot 10^3 V h^a (m^4 k_b R_c p \text{ tgy})_{12} = 1.26 \cdot 10^3 \times 0.87 \times 1.002 \times (0.83 \times 330.75 \times 4.529 \times 3.18 \times 0.3 \times 1000 \times 2.7475)^{1/2} = 1.505 \text{ MH}, \quad (4)$$

where V is the movement speed of the ice field; $V = 3\%$ of $29 \text{ m/s} = 0.87 \text{ m/s}$; m is the shape factor of the supporting structure in plan view; $m = 0.83$; A is the maximum area of the ice field, m^2 that can affect the calculated structural element, identified through field observations or adopted depending on the lateral dimensions of the span as $A = 3l^2$

factors 18 and 19 [11], respectively (according to tables): $k_b = 3.18$, $k_y = 0.3$; $R_c = 4.529 \text{ MPa}$; p is the water density; $\rho = 1000 \text{ kg/m}^3$; $\text{tgy}(70^\circ) = 2.7475$.

According to [11] the load F_{cp} determined by formula (4), cannot be greater than the load $F_{bp} \text{ MH}$, determined by formula (5):

$$F_{bp} = m k_b k_y R_c b h^a = 0.83 \times 3.18 \times 0.3 \times 4.529 \times 1.22 \times 1.002 = 4.386 \text{ MH}, \quad (5)$$

where b is the lateral dimension of the supporting structure at the ice level, $b = 1.22 \text{ m}$.

According to [11], a lower value of the ice load should be adopted in calculations, 1.505 MH .

The wind speed for the entire observation period at the Saint Petersburg weather station is taken into consideration in formula (4). According to the Saint Petersburg weather station, the wind distribution is approximated by the Pearson curve type I [12]:

$$y = 1.13 \left(1 + \frac{-13.834}{x} \right)^{-0.37} \left(1 - \frac{37.466}{x} \right), \quad (6)$$

For American conditions, the risk of car accidents can be

as high as 2.8×10^{-4} . The risk level 10^{-5} corresponds to natural accident events, for example, accidents during swimming in the sea, for which the risk is estimated as 3.7×10^{-5} . Accidents with the risk of 10^{-6} belong to a low risk level as it is possible to avoid this risk by observing basic precautions.

Outside of Russia [8], the following formula for failure probability $Q(t)$ regulation became widespread:

$$Q(t) = 10^{-5} \xi_s T / L, \quad (2)$$

where ξ_s is the coefficient of social significance (Table 1); T is the estimated lifecycle in years; L is the average number of people inside or around the building during the period for which the risk is assessed.

Table 1. Coefficient of social significance, ξ_s

Structure type	ξ_s
Public places, dam	0.005
Apartments, office and commercial buildings, industrial buildings	0.05
Bridges	0.5
Towers, pillars, offshore buildings	5

The required dependability on (2) for buildings with normal level of criticality is the following:

$$1 - Q(t) = 10^{-5} \times 0.5 \times 50 / 50 = 0.999995 \text{ or } 0.95.$$

Professor Ryush (Table 2) proposed to standardize structures dependability $P(t)$ based on their failure probability $Q(t)$, where $Q(t) = 1 - P(t)$.

Table 2. Standardization of ferroconcrete structures dependability

Failure type and characteristic	$Q(t)$
Failure without warning sign (brittle failure, buckling etc.)	$10^{-7} \dots 10^{-5}$
Loss of carrying capacity with warning sign	10^{-4}
Inoperability with no loss of carrying capacity (similar to the 2-nd group of limit states)	$10^{-3} \dots 10^{-2}$

In the Russian Federation, the significance of buildings and structures dependability is not quantified [9]. At the same time, the strengths of the materials of ferroconcrete structures are regulated by GOST 34028–2016 for rod reinforcement and GOST 18105–2010 for concrete, as well as by building regulations SP 63.13330–2012 Concrete and ferroconcrete structures. According to these documents, the dependability (reliability) of characteristic strength of materials is 0.95 (1.64σ), and the probability of calculated strength of materials is near 0.99865 (3σ): standard strengths are divided into dependability coefficients on materials that are above 1. Therefore, the dependability value is $P(A \times B) = 0.99865$ (A , B are random events; A is the structural carrying capacity and B is the loads) should be assigned to engineering structures with normal level of criticality.

On the assignment of dependability level

Original article
Dependability, vol. 18 no.3, 2018
DOI: 10.21683/1729-2646-2018-18-3-18-21

Andrey I. Dolganov, OOO Sev. R. Development, Moscow, Russia
Alexander V. Sakharov, OOO Sev. R. Development, Moscow, Russia



Andrey I. Dolganov



Alexander V. Sakharov

Abstract. The problem of assignment of optimum level of dependability is not new and has not yet been solved. The requirement of complete dependability is noted to be erroneous. However, insufficient dependability of buildings is fraught with significant social and economic losses. Hence is the problem of definition of the required, optimal level of dependability. In Russia, there are no quantitative guidelines for the dependability of buildings and structures. At the same time, the strengths of the materials of ferroconcrete structures are regulated by GOST 34028-2016 for rod reinforcement and GOST 18105-2010 for concrete, as well as by building regulations SP 63.13330-2012 Concrete and ferroconcrete structures. In this paper, the dependability of the "Loads – design" construction system is suggested to be defined using the total probability formula. We assume that the mechanical characteristics of a structure's materials and the loads are independent and joint random values; the emergence of one random value does not depend on the emergence of another one; change of load changes the stresses in the structural section. Probabilistic calculations showed that over the period of 10 years facilities designed in accordance with SP 38.13330.2012 for operation in the Gulf of Finland, will be destroyed almost with the 100% probability. For normal consequence class facilities (KS-2) the required dependability must tend to 3σ (0.99865). In order to ensure the required dependability of construction system of about 3σ, the probability of loads of 0.99865 should be attempted to be ensured. The application of SP does not always guarantee the required dependability of construction facilities. The application of probabilistic approaches in solving engineering problems can prevent emergency situations.

Keywords: probability, building, materials, loads, dependability, destruction, construction, building regulations, characteristics.

For citation: Dolganov AI, Sakharov AV. On the assignment of dependability level. Dependability 2018;3: 18-21. DOI: 10.21683/1729-2646-2018-18-3-18-21

The problem of assignment of optimum level of dependability is not new and has not yet been solved [1]. The Russian version of the Hütte reference book [2] with a developed system of dependability coefficients was published in 1890. In 1926, professor M. Maier published the paper [3], in which he criticized the calculation on allowed voltage and proposed calculating structures assuming an disadvantageous combinations of loads and material resistances. In 1929, N.F. Khotstyalov [4] elaborated upon M. Meyer's ideas. Noting the stochastic variability of mechanical and geometric parameters of structures, he proposed a new formula – "Building with a viable number of destructions" – instead of "Building without destructions, by all means". According to N.F. Khotstyalov, engineering should take into account capital costs as well as possible "defects" and amount of losses that an accident brings to the state.

In 1945, in connection with the development of new forms of calculation and engineering standards, the Commission for calculation methods unification organized by Narkom-tiazhprom (People's Commissariat of Construction of Heavy Industry), adopted a conventional scheme of estimated coefficients proposed by I.I. Goldenberg, M.G. Kostyukovsky and A.M. Popov. According to this scheme, the overall safety coefficient depended on uniformity, overload coefficients and operating conditions of the structure. In the future the proposed scheme was included in the calculation method for

A.P. Sinitin in his works noted the nonlinear relationship between the risk value and expected value and provided statistical data on the risk value for various industries. According to A.P. Sinitin [7], the risk, characterized by the number of accidents 10^3 per person per year, is completely unacceptable. The risk level of 10^{-4} requires some measures and can be accepted only if there is no other solution.

A.P. Sinitin in his works noted the nonlinear relationship between the risk value and expected value and provided statistical data on the risk value for various industries. According to A.P. Sinitin [7], the risk, characterized by the number of accidents 10^3 per person per year, is completely unacceptable. The risk level of 10^{-4} requires some measures and can be accepted only if there is no other solution.

A.R. Rzhantitsyn in [6] took into account the economic aspects of safety calculation. He determined a minimum of the mathematical expectation of costs related to building a structure and its possible damage over the life cycle, i.e. defined the minimum of function:

$$R = C + V \times D, \quad (1)$$

where C is the initial cost of the engineering structure; V is the probability of its damage; D are the losses caused by the damage, including renewal costs and loss caused by disturbed operation.

A.R. Rzhantitsyn in [6] took into account the economic aspects of safety calculation. He determined a minimum of the mathematical expectation of costs related to building a structure and its possible damage over the life cycle, i.e. defined the minimum of function:

- [16]. Cherkesov GN, Mozhaiev AS. Logiko-veroyatnostnyye metody rascheta nadezhnosti strukturno-slozhnykh sistem [Logical and probabilistic methods of dependability calculation of structurally complex systems]. Kachestvo in nadozhnost izdeliy [Quality and dependability of products] 1991;3(15):3-75 [in Russian].
- [17]. Khakhulin GF, TitovYuP. Simulation model of military aircraft dependable structure and its use in the research of after-sale service processes. Dependability 2014;3(50):16-26.
- [18]. Digitek Labs. Reliability Analysis, <<http://www.digiteklabs.ru/en/research/reliabilityanalyzer>>, 2011 [accessed 17.03.2018].

Received on: 03.04.2018

ig-ego@mail.ru

Igor V. Egorov, graduate student, Department of Computer Systems and Software Technologies, Institute of Computer Science and Technology, St. Petersburg State Polytechnic University, Saint Petersburg, Russia, e-mail:

About the author

- der low-intensity ionizing radiation. Dependability 2015;1(52):19-24.
- [4]. Bochkov KA, Komatny DV. Mechanisms and probabilities of functional failures of microelectronic elements base under electromagnetic pulse interference. Dependability 2015;3(54):69-72.
- [5]. Rollins N et al. Evaluating TMR Techniques in the Presence of Single Event Upsets. Washington DC (USA); 2003. P. 1-5.
- [6]. Egorov IV, Melekhin VF. Analysis of Radiation Resistance Improvement Issue for Information and Control Systems at the Stage of Functional and Logical Design. Informatsionno-upravliaushchiesistemy 2016;1(80):26-31.
- [7]. Egorov IV, Melekhin VF. Analysis of Processes in a Finite State Machine under Radiation. Probabilistic Assessment of Information Distortion. Informatsionno-upravliaushchiesistemy 2016;3(82):24-33.
- [8]. Egorov IV, Melekhin VF. Analysis of Reliability and Structural Complexity for Various Implementations of a Finite State Machine Resistant to Soft Failures. Informatsionno-upravliaushchiesistemy 2017;3(88):34-46.
- [9]. Maksimenko SL. Design methodology for embedded systems with built-in self-recovery. Humanities and Science University Journal 2014;8:144-153.
- [10]. Maksimenko SL, Melekhin VF, Filippov AS. Analysis of the Problem of Radiation-Tolerant Information and Control-Systems Implementation. Informatsionno-upravliaushchiesistemy 2012;2(57):18-25.
- [11]. Egorov IV, Melekhin VF. Methods and Tools for Structural Block Reliability Analysis with Reservation and Periodic Information Recovery at Various Stages of Computing System Design. Informatsionno-upravliaushchiesistemy 2016;2(81):26-34.
- [12]. Maksimenko SL, Melekhin VF. Analysis of Reliability of Functional Nodes of Digital VLSI Circuits with Structural Redundancy and Periodic Operational State Recovery. Informatsionno-upravliaushchiesistemy 2013;2(63):18-23.
- [13]. Glukhikh MI. Raschet pokazateley nadezhnosti po modeli struktury vychislitel'noy sistemy [Calculation of dependability indicators based on computer system's structural model]. In: Senichenkov YUB, editor. Vychislitel'nye, izmeritel'nye i upravlyayushchie sistemy: sbornik nauchnykh trudov [Computer, measurement and control systems: collection of studies]. Saint Petersburg: SPbSTU. P. 57-64 [in Russian].
- [14]. Cherkessov GN. Nadezhnostapparatno-programmykhkompleksov: Ouchebnoieposobie [Dependability of hardware and software systems: a study guide]. Saint Petersburg: Piter; 2005 [in Russian].
- [15]. Pereguda AI. Matematicheskii model of dependability for a complex "facility of protection – Safety system" in case of fuzzy initial information. Dependability 2014;1(48):114-128.

References

- [1]. Edmonds DL, Barnes CF, Scheick LZ. An introduction to space radiation effects on microelectronics. Pasadena, USA: NASA, Jet propulsion laboratory, California institute of technology; 2000.
- [2]. Amusan OA et al. Single event upsets in deep-submicrometer technologies due to charge sharing. IEEE Transactions on Device and Materials Reliability 2008;8(3):582-589.
- [3]. Zhadnov VV, Artyukhova MA. Forecasting spacecraft onboard equipment dependability indicators under system architecture that meets the specified dependability requirements.
- The simulation model of structurally-complex systems dependability developed by the author enables automated evaluation of the dependability of recoverable hardware and software systems with complex operation algorithms. Its application is especially relevant in the process of design of information management systems that operate under conditions of regular soft errors (e.g. due to adverse radiation conditions).
- The developed simulation model allows describing the system's reactions to random events, failures (non-recoverable and recoverable) in its components, as well as non-random events that occur in accordance with the computational algorithm or as the result of operation of the built-in self-repair mechanisms. The simulation model has a sufficient level of abstraction for the description of a wide range of systems. At the same time, its storage format allows developing user representations of the model that are more convenient for system designers.
- The use of the simulation model for dependability evaluation of the most complex units alongside well-known analytical methods for dependability analysis of the overall system structure allows facilitating the design of highly dependable radiation resistant systems by incrementally providing the system developer with information required for the selection of the best architecture that meets the specified dependability requirements.
- (Figure 3) the switch (GATE) has the highest structural significance equal to 1. The recoverable modules MOD1, MOD2 have a structural significance three times smaller (0.33). This means that in order to further improve the dependability of the system, most likely, the fault tolerance of the switch should be increased first. After that, the dependability characteristics must be recalculated and the result evaluated: the mean time to failure must grow, while the structural significance of the units redistribute (the switch will cease to be the most important element). This information enables the designer to evaluate the quality of the current solution and choose the further direction to improved dependability through modification of system architecture.

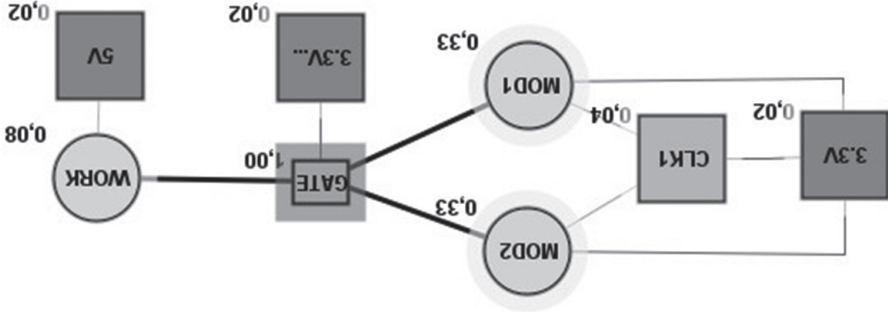


Figure 3. Structural diagram of information system dependability

by conventional methods. For that reason, when Digitek Reliability Analyzer is used, it is suggested analyzing complex recoverable units with the aid of a simulation model, then using a higher level dependability model that contains both the basic hardware elements and complex recoverable units represented as a "black box". The input parameters are the dependability characteristics of reliability previously calculated using the simulation model. Dependability calculation using the upper level model in Digitek Reliability Analyzer is performed logical and probabilistic methods and allows obtaining accurate analytical estimates.

As an example, let us examine a system containing a redundant recoverable unit (Figure 1), of which the dependability was evaluated above using a simulation model, and the connected hardware units. The structural diagram of the device's dependability developed in Digitek Reliability Analyzer is as follows (Figure 3).

The structural diagram (Figure 3) contains two instances of the previously analyzed recoverable unit (MOD1, MOD2) with connected power supply (3.3V) and system clock generator (CLK1). Outputs MOD1 and MOD2 are connected to the switch GATE that ensures correct data setting of the destination workstation (WORK) as long as at least one of the modules MOD1, MOD2 operates. The operation of the GATE element required a power supply (3.3 V...). The system is considered operable as long as workstation WORK operates, which requires the availability of undistorted data in the data line from the switch (GATE), operability of the 5 V power supply and absence of own internal failures.

For each of the elements of the structural diagram elements MOD1 and MOD2 values re used that were calculated using a simulation model (mean time to failure of MOD1 and MOD2 equals 1202.5 cycles). The dependability of the system clock generator and power sources can be found in the respective technical specifications. Next, using DigitekReliability Analyzer the probability function of system operability $P(t)$ is automatically calculated. Its graph is shown in Figure 4 (time t is expressed in the number of cycles of modules MOD1, MOD2).

The vertical line in Figure 4 shows the mean time to system failure (approximately 725 cycles). In order to evaluate the contribution of individual components to this value, the software measures the structural significance of each of them. It is shown next to the right lower corner of the component (Figure 3), lies within the range from 0 (most insignificant components in terms of dependability) to 1 (most significant components in terms of dependability) and depends on the current time and input characteristics of units dependability. The greater is the value of structural significance, the greater "increase" in system dependability is ensured by the growth of such unit's dependability. For the example under consideration



Figure 4. Calculated operability function of information system

ferent instances of module A1 become inoperable during the recovery period. The event model for module A2 is built in the same way.

Obtaining numerical estimations requires specifying in the model the parameters of transitions and global events. In the text description of model (in the xml format) this is done as follows:

```
<topLevelDescription>
  <globalEvents>
    <event eventName="REC" distribu-
      tionType=
        "CONSTANT" intensity="1.0"/>
  </globalEvents>
  <healthFunction parameters="01,02"/>
  <graphs>
    <graph filePath="voter1.gr"
      graphName="V1"/>
    <graph filePath="voter2.gr"
      graphName="V2"/>
    <graph filePath="A1.gr"
      graphName="A1 [1..3]"/>
    <graph filePath="A2.gr"
      graphName="A2 [1..3]"/>
    <graph filePath="01.gr"
      graphName="01"/>
    <graph filePath="02.gr"
      graphName="02"/>
  </graphs>
</topLevelDescription>
```

The globalEvents section describes the events generated by the global events generator. Each event (this applies not only to global events, but also to transitions in the graph) is defined by an "event" record that contains the following parameters:

- eventName, the name of the event in the model;
- distributionType, the distribution law of the random event of the moment of occurrence (CONSTANT, determined with specified frequency, EXPONENTIAL, exponential with specified intensity, GAUSSIAN, normal with specified intensity);
- intensity, specifies the intensity of the occurrence of the event distributed over the exponential and normal distribution laws. For deterministic events, the period between events is fixed.

HealthFunction defined the operability function. In its only parameter (parameters), separated by commas, are given the names of graphs that must be operable in order for the system to be deemed operable.

The graphs section specifies the list of graphs included in the simulation model. To each graph corresponds a record of the type graph with filePath parameters (path to the xml file that contains the graph description) and graphName (name of the graph). If a model contains several identical graphs (in the example at hand those are triplexed modules A1 and A2), structures of the type A1[1..3] can be specified as graph name, as the result of which the model will use 3 graphs with the names A1[1], A[2], A[3].

Given the fault parameters used in this example (soft errors rate of the A1 and A2 modules equals 1/100T), and taking the modules' operating cycle as the measurement unit, the description of graph A1 is as follows:

```
<description>
  <states>
    <state name="OK" isFail="false"
      initialProbability="1.0"/>
    <state name="ERR" isFail="true"
      initialProbability="0.0"/>
  </states>
  <links>
    <link firstNode="ERR"
      lastNode="OK" eventName="REC"/>
    <link firstNode="OK" lastNode=
      "ERR" eventName="V1Fault"/>
    <link firstNode="OK" lastNode=
      "ERR" eventName="A1Fault"/>
    <link firstNode="OK" lastNode=
      "ERR" intensity="0.01"
      distributionType="EXPONENTIAL"
      generateBefore="A1Fault"/>
  </links>
</description>
```

The description consists of a list of graph states and links. Each state has a name, an indication of operability (isFail) and probability of the graph being in this state at the start of simulation (sum of these probabilities for all graph states must be equal to 1). Each link has the same parameters as the Global Events Generator events. Additionally, outgoing (firstNode) and incoming (lastNode) states and the name of the external event that is additionally generated at the moment of this transition (in the generateBefore parameter, if the external event must be generated before the transition in the current graph, or in the generateAfter parameter, if the external event must occur after transition). The names of the states and events used in the description of the model correspond to those used on Figure 2.

By launching a calculation procedure for 1000 experiments we obtain the following result (in device operation cycles):

Mean time to failure = 1202.5 (cycles);

Result error: ± 37.3 (cycles).

Thus, the mean time to failure was estimated of a computer system unit that consists of recoverable structural blocks. The comparison of the quality of the results of dependability analysis of recoverable units obtained using a simulation model and conventional methods of dependability analysis is examined in [12].

The considered simulation model is applicable for the assessment of recoverable units with complex behaviour and recovery. It is incorporated into the Digitek Reliability Analyzer dependability analysis software [19]. At the same time, beside such units, a hardware and software system includes base blocks, such as batteries, clock speed generators, fuses, etc. The evaluation of such elements' effect on the dependability is more easily done

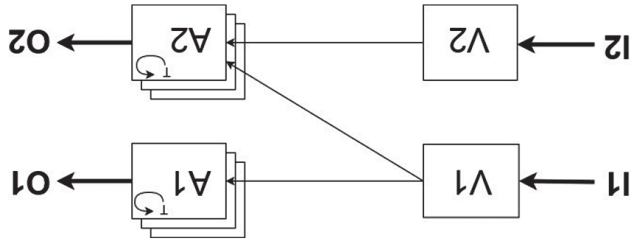


Figure 1. Analyzed unit of information management system

In Figure 2, individual graphs included in the simulation model are shown with dotted lines. Same-type graphs with identical structure (triplexed modules A1, A2) are grouped with the dual dotted line. In each graph, the thin contour circles designate operable states, the thick contour circles designate the inoperable states. The transitions between states are shown with arrows that connect the states. An arrow entering a transition designates the condition of such transition. It may be a transition that occurred in the current graph or a transition in another graph or Global Event Generator events (wide arrow). If a transition does not have incoming arrows, that means it only depends on the current state in the graph and is not governed by any external events.

Let us examine the model's operating principle using the example of the A1 unit. Primitive graph V1 that has the only state OK simulates the operation of voter V1 that is the source of error V1Fault that affects both the module A1 and A2. This transition, in turn, generates the event A1Fault. In graph O1 that simulates the state of the output line O1, transition to state DIST occurs, indicating that one of the triplexed instances of A1 is inoperable. Let us note that after this one of the instances of graph A1 that was affected by an error retains the inoperable state ERR and stops being the source of errors for O1. The occurrence of the recovery event REC transfers both the inoperable instance A1, and O1 into the state OK. The error in O1 will occur only if the event A1Fault occurs twice over the recovery period, in other words, if two dif-

A1, A2 are functional modules, each of which is triplexed and majorized in order to improve the dependability, as well as have inbuilt mechanisms that ensure recovery of the module's state at each cycle (with the frequency $1/T$). The modules ensure setting of output signals O1 and O2 respectively.

V1, V2 are voting components that ensure setting of correct input data I1 and I2 for components A1 and A2 per 2-out-of-3 voting rule.

O1, O2 are output signals of the unit, of which the correctness determines the operability of the whole unit. Since A1 and A2 are triplexed and majorized, the data of the corresponding outputs O1 and O2 become incorrect if 2 and more instances of modules A1 and A2 are inoperable. As long as only one instance is exposed to soft error, the module is in the degraded state, but this does not affect the system's operability in general.

The unit is affected by a flow of soft errors, as the result of which the triplexed instances of modules A1 and A2 randomly turn into inoperable state about every hundredth cycle (i.e. with the known frequency $1/100T$). At the moment of recovery all the degraded instances A1 and A2 turn into the initial operable state. Majority elements are not affected by soft errors, since they do not have memory elements, of which the state can be distorted. However, they can be the source of short false pulses (with the known frequency $1/1000T$) that, in turn, can cause soft errors in A1, A2.

The simulation model for this example has the following visual representation (Figure 2):

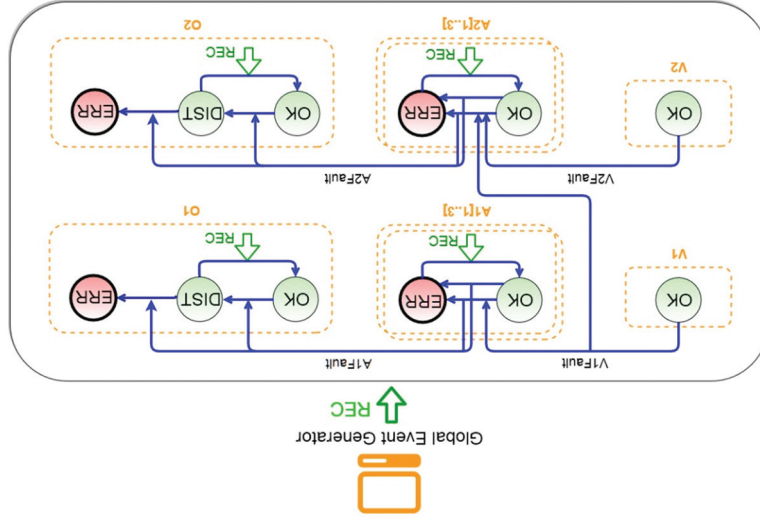


Figure 2. Visual representation of the simulation model

as a Markovian model. In this case the result is obtained by solving a system of Chapman-Kolmogorov algebraic equations [16]. The moments of all transitions must follow the exponential law of random distribution, which causes error that can be quite considerable [12]. Also, as the number of system components grows, the number of states in the model increases greatly.

3) logical and probabilistic method.

The logical and probability function of the system operability is constructed by well-known methods [17,18]. Its construction is also bound by limitations on the distribution law of failure and recovery moments typical to the application of the Markovian model.

Since all the above methods have limitations in terms of the analyzed systems, cause errors in estimation results, as well as are quite tedious in practice, it appears to be advisable to develop software tools that would enable automated dependability evaluation of systems with periodic recovery after soft errors.

Simulation model of dependability of a recoverable computer system

Since the analyzed systems have fairly complicated behaviour, it appears that simulation models, rather than analytical evaluation methods, are more applicable in their dependability assessment. At the same time, the use of general-purpose simulation models (such as the Petri nets) does not appear to be practically applicable, as it requires significant labour contributions from the user (system designer) in order to construct an adequate model. A specialized simulation model that would operate such dependability theory terms as “failure”, “recovery”, but would allow simulating a wide range of structures, seems to be appropriate. The software tools that operate this model must automatically calculate the desired dependability characteristics, such as the operability function and mean time to failure. This approach will enable quick modifications of the simulation model and recalculation of dependability characteristics subject to their changes, which is especially important at the design stage.

For this purpose the author has developed a dependability simulation model that is based on the representation of the system as an oriented state graph that contains the following basic elements:

- states that are defined by the set of failed components. Each state is classified as operable or inoperable (in this case states of “soft”, i.e. recoverable error and unrecoverable error should be distinguished);
- transitions between states that usually occur in case of soft errors or unrecoverable failures or recoveries after soft errors.

Transitions between states may occur either at random or determined moments in time. Therefore, for each transition, a distribution law of the random value of occurrence (normal distribution, exponential distribution or determined moment of occurrence) and distribution characteristics (event rate)

are defined. In the process of simulation, the events associated with the state (that occur a certain time upon transition into such state) and those not associated with a specific event must be distinguished. For example, the moment of recovery is not associated with the current state, as it occurs with a fixed rate independent of the moment of failure of any element that caused the system's transition into the current state. For the simulation of such events, a special entity called the Global Events Generator was introduced at model level. It contains the description of the rules occurrence of all events that do not depend on the current state of the system.

The analyzed system may contain a significant number of elements, and each state of the simulation model in general is based on the sum of the states of all of its elements. This causes a significant growth of the number of states and complication of the model. In order to solve this problem, the model may be described not as a single state graph, but in the form of a **network** consisting of multiple graphs. Transitions in each graph of this network may occur:

- due to an event associated with the current graph state;
- upon reception of signal from the Global Events Generator;
- upon occurrence of an event in another graph of the network (such events are called external).

In order to define the condition, under which the system is considered inoperable, in the model, parameter Health Function must be defined. The health function in the context of the simulation model is represented in the form of enumeration of graphs that must be in operable state for the system to be deemed operable.

The software tool developed by the author that operates this simulation model works as follows. The description of the simulation model (network of graphs) loads from xml files, after which the number of experiments specified in the models' parameters is performed. In the course of each experiment, the occurrence of random and determined events described in the model is simulated, and the time to system failure (moment, when at least one of the graphs enumerated in the operability function is inoperable) is measured. Since the experiment simulates random events, the estimate is also a random value. In order to evaluate the estimation error, the specified number of experiments (model parameter) is simulated, based on which the standard deviation of the estimate's random value is calculated. Provided the scope of statistics collected out of experiment results is sufficient, the probability function of system operability of time can be evaluated.

An example of application of the simulation model for dependability evaluation of a recoverable unit of a computer system

As an example, let us evaluate the time to failure of a unit of an information management system that operates with the clock cycle T and has the following structure:

Introduction

Out of [1–3] dedicated to the analysis of effects in semiconductor structures exposed to radiation follows that a highly-energized particle hitting a MOS transistor can cause the ionization of the gate area that includes a transistor. Due to that, the output of a gate that includes a transistor may produce as short false signal (voltage pulse), of which the duration is usually within 1 to 2 ns. In the context of today's nanotechnology-based integrated circuits such induced false pulses present a danger, since their characteristics are comparable with those of the useful signals and can cause distortions of information in the computer system.

If the false pulse changes the state of a trigger or another storage element, the event usually called soft error occurs. It consists in the fact that from the dependability point of view it can cause a failure, since a change in the internal state of system's memory affects its operation. At the same time, the equipment in this case remains operational, which means that the state of the system can be recovered by overwriting distorted data with correct ones.

Studies in the area of improvement of radiation durability of information management systems [4–6], including those conducted by a group of researchers of the St. Petersburg State Polytechnic University [7–11], show the introduction of periodic recovery facilities is the solution that enables a qualitative improvement of a system's resistance to soft errors.

The operation of such self-repairing systems has a number of distinctive features that affect the method of evaluation of their dependability and make the conventional methods of dependability analysis hardly applicable [12–16]. Dependability analysis for such systems is of utmost importance in the design process, as occasional soft errors are essentially part of their normal operation. Consequently, the design of this type of systems is impossible without detailed estimation of dependability that allows evaluating the quality of the structure under development. For this reason the development of new models and methods of dependability analysis that would cover the distinctive features of the self-repaired systems resistant to soft errors is now a relevant task.

Conventional analytical models of dependability of computer systems and their limitations

Over the years of dependability theory development many models and methods of dependability analysis were constructed. Most of them are geared towards the solution of the following practical problem: provided that a certain hardware system operates in stationary mode, when, with time, its individual components randomly fail, to estimate the system's time to failure and to identify the most structurally important components in terms of dependability.

However, when conducting dependability analysis, systems with periodic recovery that operate in conditions of regular soft errors, the following features must be taken into consideration:

- the mechanism of memory state recovery implies that the distorted information bits are periodically rewritten. Obviously, recovery does not occur randomly, but at determined moments in time;

- the analyzed systems are hardware and software systems, in which the software component (computational process) often defines their operation. The hardware component, in turn, can be considered as a resource that must be in a operable state at the moment the computational process refers to it. Besides the primary computational process, there is a recovery process that at specific moments also requests access to the resource (memory).

Both of the above features complicate the requirements for the design of highly dependable systems. On the one hand, the designer must ensure the shortest possible period of recovery in each of the system's units. On the other hand, the recovery process must not block the resources required by the primary computational process. These contradictory requirements must be taken into consideration both during system design (synthesis) and it dependability analysis: having information on the operating algorithm of the primary computational process, the maximum permissible period of recovery in the units can be defined and dependability of the designed system can be estimated subject to the specified conditions. If the dependability requirements are not observed, as early as at the design stage the system architecture must be modified in favour of additional dependability improving solutions [7]. Under this approach the dependability analysis is the tool of a fault-tolerant system synthesis.

In practice, the following conventional analytical methods of dependability estimation are used:

- 1) combinatory estimation.

For a recoverable hardware unit with a fixed recovery period, the possible combinations of events (component failures) and the effects of such events on other connected components are analyzed. As the result, a probability function is constructed that connects the failure rates of the unit's components with the failure rate of the unit itself. For generic structures the formula is known in advance and it is sufficiently simple to substitute into it the parameters failure occurrence and moments of recovery [13]. This estimation procedure dictates a limited number of considered events occurring over the recovery period, in order to consider-ably reduce the number of analyzed combinations and thus simplify the final expression, which causes a growing error in the results.

- 2) Markovian model

If the combinations of component failures that occurred in the system are identified as system states, and all the failure and recovery events are associated with transitions between such states, the system can be represented

Simulation model of dependability of redundant computer systems with recurrent information recovery

Igor V. Egorov, St. Petersburg State Polytechnic University, Saint Petersburg, Russia



Igor V. Egorov

Abstract. Today's digital nanotechnology-based information management systems are especially sensitive to highly-energized particles during operation in irradiated areas. This sensitivity is most often manifested in the form of intermittent soft errors, i.e. distortion of information bits in the system's memory elements with no hardware failure. The cause is in the afterpulses at the output of the logical elements that occur as the result of ionization of the gate area of the transistor's semiconductor after it is exposed to a highly-energized particle. In order to counter soft errors the system is equipped with self-repair mechanisms that ensure regular replacement of distorted data with correct data. If this approach to design is employed, the significance of dependability analysis of the system under development increases significantly. Since regular occurrence of soft errors is essentially normal operating mode of a system in conditions of increased radiation, dependability analysis must be repeatedly conducted at the design stage, as that is the only way to duly evaluate the quality of the taken design decisions. The distinctive feature of fault-tolerant hardware and software systems that consists in the presence of nonprobabilistic recovery process limits the applicability of the known methods of dependability analysis. It is difficult to formalize the behaviour of such systems in the form of a dependability model in the context of the classic dependability theory that is geared towards the evaluation of hardware structure. As it has been found out, the application of conventional methods of dependability analysis (such as the Markovian model or probabilistic logic) requires making a number of assumptions that result in unacceptable errors in the evaluation results or its inapplicability. **Aim.** Development of the model and methods of dependability analysis that would allow evaluating the dependability of hardware and software systems with periodic recovery. **Results.** A simulation model was developed that is intended for dependability evaluation of complex recoverable information management systems. The model is a network of oriented state graphs that allows describing the behaviour of a recoverable system subject to the presence of computation processes and recovery processes that operate according to non-stochastic algorithms. Based on the simulation model, a software tool for dependability analysis was developed that enables probabilistic estimation of dependability characteristics of individual system units and its overall structure by means of computer simulation of failures and recoveries. This tool can be used for comprehensive dependability evaluation of hardware and software systems that involves the analysis of recoverable units with complex behaviour using the developed simulation model, and their operation along with simple hardware components, such as power supplies and fuses, using conventional analytical methods of dependability analysis. Such approach to dependability evaluation is implemented in the Digitek Reliability Analyzer dependability analysis software environment. **Practical significance.** The application of the developed simulation model and dependability analysis tool at the design stage enables due evaluation of the quality of the produced fault tolerant recoverable system in terms of dependability and choose the best architectural solution, which has a high practical significance.

Keywords: dependability model, simulation model, soft error, dependability theory, recoverable system.

For citation: Egorov I.V. Simulation model of dependability of redundant computer systems with recurrent information recovery. Dependability 2018;3: 10-17. DOI: 10.21683/1729-2646-2018-18-3-10-17

Thus, the vital improvement of FaultTree package aiming to eliminate the above shortcomings will indeed provide experts with a powerful tool for not only fault trees analysis, but also for more advanced statistical analysis. As to the further development of package, it should also be improved in terms of development of functionality related to the calculation of various importance factors according to Birnbaum, Fussell-Vesely, etc., uncertainty analysis.

Conclusion

This paper is dedicated to the demonstration of the fault tree construction and analysis capabilities of the actively developing statistical computing language R and its FaultTree package. Fault trees are used for dependability analysis of complex systems. The paper sets forth and analyses in detail some models of CCF management, two examples are given. In the first example, CCF is taken account of per alpha factor model. The second example is dedicated to the beta factor model. The deficiencies and optimal development strategy of the FaultTree package are identified.

References

[1]. Antonov AV, Galivets EYu, Chepurko VA, Cherniakov AN. Fault tree analysis in the R programming environment. Dependability 2018;(1):4-13. DOI: 10.21683/1729-2646-2018-18-1-4-13

[2]. Pereguda AI, Pereguda AA, Timashev D.A. The mathematical model of computer networks' reliability. Dependability 2013;(4):31-43. DOI:10.21683/1729-2646-2013-0-4-18-43

[3]. Alpeev AS. Dependability of control systems software and safety of nuclear power plants. Dependability 2015;(4):78-80. DOI:10.21683/1729-2646-2015-0-4-75-80

About the authors

[4]. Ostreykovsky VA. Shvyrtaev YuV. Bezopasnost' atomnykhstantsiy. Veroyatnostnyy analiz [Safety of nuclear powerplants. Probabilistic analysis]. Moscow: Fizmatlit; 2008 [in Russian].

[5]. Mosleh A et al. Procedures Guidelines in Modeling Common Cause Failures in Probabilistic Risk Assessment (NUREG/CR-5485); 1998.

[6]. Programmyy kompleks avtomatizirovannogo strukturno-logicheskogo modelirovaniya i rascheta nadezhnosti i bezopasnosti ASUTP na stadii proektirovaniya (PK ASM SZMA) [Software system for automated structural and logical modeling and dependability and safety calculation of ACS at the design stage (PK ASM SZMA)]. Technical documentation. Saint-Petersburg: OAO SPIK SZMA; 2003.

[7]. Smith CL, Wood ST, Galyean WJ, Schroeder JA, Satison MB. Systems Analysis Programs for Hands-on Integrated Reliability Evaluations (SAPHIRE). Version 8. Vol. 2. NUREG/CR-7039 INL/EXT-09-17009; June 2011.

Received on: 19.03.2018

Alexander V. Antonov, Doctor of Engineering, Professor, Chief Expert, Division for Justifying Calculations of Design Solutions, JSC RZSU, e-mail: AIVIAAntonov@rasu.ru

Evgeny Yu. Galivets, Deputy Director of Department, Head of Design Division, JSC RASU, e-mail: EYGalivets@rasu.ru

Valery A. Chepurko, Candidate of Physics and Mathematics, Associate Professor, Chief Specialist, Division for Justifying Calculations of Design Solutions, JSC RZSU, e-mail: VACHepurko@rasu.ru

Alexey N. Cherniakov, Candidate of Engineering, Deputy Technical Director, Director of Design Department, JSC RASU, e-mail: AINCherniakov@rasu.ru

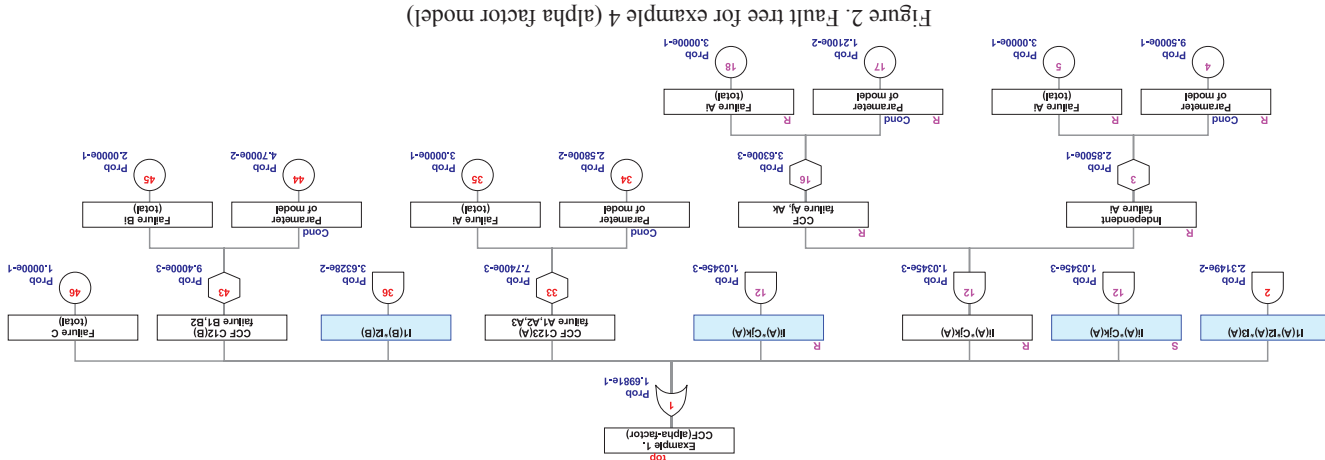


Figure 2. Fault tree for example 4 (alpha factor model)

In conclusion, it should be noted the current version of FaultTree has several essential deficiencies of in terms of its applicability in complex systems dependability calculation. The selection of logical operations (gates) for work with events is quite limited. Thus, there are no modules "mutually excluding or", "priority and", "negation", etc. This substantially limits the package's capabilities.

The package does not allow duplicating a basic event in different branches of a tree. The addDuplicate() script only simplifies the construction of complex event trees while duplicating branches, structure. Yet it is impossible to take into consideration the fact of dependence, incompatibility of events. It is not possible to "manually", with the help of the available logical operations, create a tree that would contain such events. This was covered above.

Additional scripts for different models (alfa, beta factor, Greek letters, etc.) could significantly help taking account of CCF.

The wide range of tools of the R language allows for more flexible setting of calculations and unlike the rigid schemes of specialized packages enables independently performing certain procedures with input data. And, certainly, the most important advantage of R is that unlike the specialized packages intended for the analysis of event tree only it provides by far more capabilities to perform data analysis procedures.

For the beta factor model (10) the precise formula of probabilities calculation $P_r(A)$ and $P_r(B)$ will be somewhat simpler:

$$\begin{cases} P_r(A) = (1 - Q_1(A))(1 - Q_2(A))(1 - Q_3(A)) \\ P_r(B) = (1 - Q_1(B))(1 - Q_2(B)) \end{cases} \quad (20)$$

Approximation formula:

$$\begin{cases} P_r(A) = 1 - Q_1(A) - Q_2(A) - Q_3(A) \\ P_r(B) = 1 - Q_1(B) - Q_2(B) \end{cases} \quad (21)$$

As expected, the beta factor model turned out to be more pessimistic.

Figure shows the fault tree with a number of "collapsed" branches due to its awkwardness.

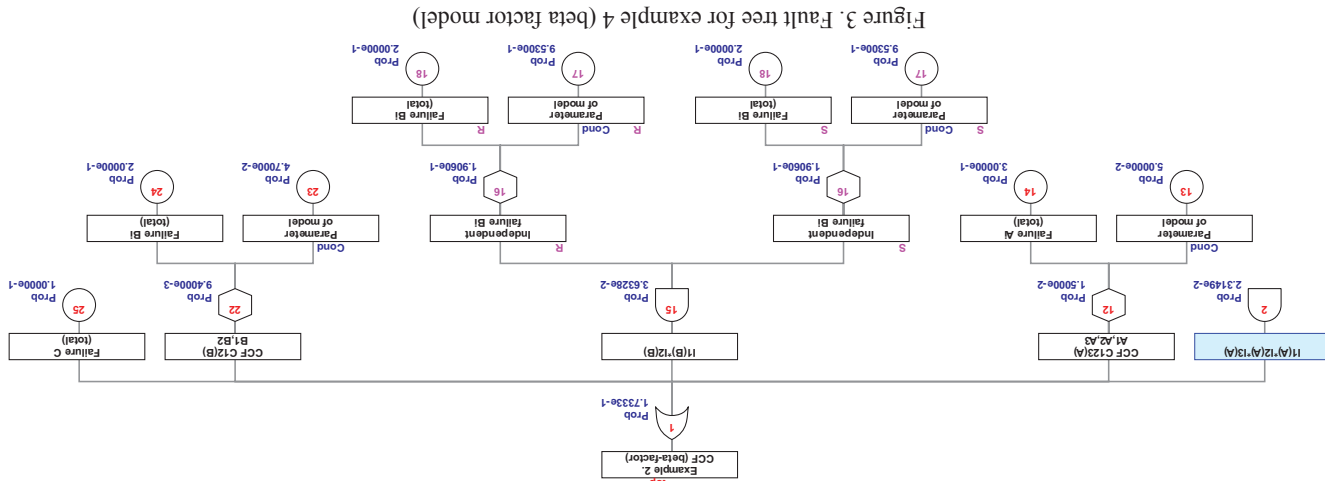


Figure 3. Fault tree for example 4 (beta factor model)

```

tree4 <- addLoglc(tree4, at=36,
  type="inhibit", name="Independent",
  name2="Failure B1")
tree4 <- addProbabilty(tree4,
  at=37, prob=.953, name="Parameter",
  name2="models")
tree4 <- addProbabilty(tree4, at=37,
  prob=.2, name="Failure B1", name2="total")
tree4 <- addDupllicate(tree4, at=36, dup_
  id=37)
tree4 <- addLoglc(tree4, at=1, type="inhibit",
  name="CCF C12(B)", name2="Failure B1,B2")
tree4 <- addProbabilty(tree4,
  at=43, prob=.047, name="Parameter",
  name2="models")
tree4 <- addProbabilty(tree4, at=43, prob=.2,
  name="Failure B1", name2="total")
tree4 <- addProbabilty(tree4, at=1,
  prob=.1, name="Failure C", name2="total")
tree4 <- free.calc(tree4)
free2html(tree4, write_file=TRUE)
browseURL("tree4.html")

```

We will provide no detailed comments regarding this script. Let us focus on lines nos. 4, 11, When a logical element is added, an inhibitory gate is used. As it is known [5-7], in this case the output event occurs, if both input events occur, one of which is a restraint event. The role of condition is performed by the coefficient of the alpha, beta factor or Greek letters model, as these coefficients really play the role of conditional probabilities.

It would appear that calculating the beta factor model two insignificant corrections would suffice. In the 12-th line the probability of 0 and in the 17-th line the probability of 0.05 would need to be specified. However, in this case the fault tree calculation results in an error due to the fact that one of the probabilities is equal to 0. Most probably, in the future this error will be corrected. For now, at least two approaches are possible. One of them consists in specifying zero probability as extremely low. The other one is to remove the branches with a zero probability. The following example demonstrates this exact approach.

Example 2. CCF. Beta factor model

```

library(FaultTree)
tree4 <- free.make(type="or", name="Example
  4.", name2="CCF")
tree4 <- addLoglc(tree4, at=1, type="and",
  name="I1(A)*I2(A)*I3(A)")
tree4 <- addLoglc(tree4, at=2, type="inhibit",
  name="Independent", name2="Failure A1")
tree4 <- addProbabilty(tree4, at=3,
  prob=.95, name="Parameter", name2="models")
tree4 <- addProbabilty(tree4, at=3, prob=.3,
  name="Failure A1", name2="total")
tree4 <- addDupllicate(tree4, at=2, dup_
  id=3)
tree4 <- addDupllicate(tree4, at=2, dup_
  id=3)

```

Let us conduct calculations analytically. First, let us calculate the alpha factor and Greek letters models. By fitting model coefficient we obtained identical results. By virtue of (2) and independence of events, the precise probability of failure due to all causes (both common causes, and independently) will be equal to

$$\tilde{Q}^{(CCF)} = 1 - P^*(\bar{A} \cap \bar{B} \cap \bar{C}) = 1 - P^*(\bar{A})P^*(\bar{B})P^*(\bar{C}), \quad (18)$$

where events $\bar{A} = \{\text{elements of group A did not fail}\}$, $\bar{B} = \{\text{elements of group B did not fail}\}$, $\bar{C} = \{\text{elements of the group C did not fail}\}$.

Since the independent failures and common cause failures are incompatible, thus mutually dependent, then

$$\begin{cases} P^*(\bar{A}) = 1 - \tilde{Q}_1(A) - 3\tilde{Q}_1(A)\tilde{Q}_2(A) - \tilde{Q}_3(A), \\ P^*(\bar{B}) = 1 - \tilde{Q}_2(B) - \tilde{Q}_2(B)\tilde{Q}_3(B). \end{cases} \quad (19)$$

Numerical value $\tilde{Q}^{(CCF-a)} = 0.170350$. Calculated approximate value $\tilde{Q}^{(CCF-a)} = 0.16981$ (see Fig. 2). The figure shows the incomplete fault tree with a number of "collapsed" branches due to its awkwardness.

The logical node "or" does not take into consideration the fact of dependence of minimum sections in (17) and calculates $P^*(\bar{A})$ and $P^*(\bar{B})$ using the following formulas:

Let us take these numbers as the values of the parameters of model (8). Probabilities (9) will be as follows

$$\begin{aligned} \bar{Q}_1^{(3)}(A) &= 0,9500 \cdot \bar{Q}_1^{(A)}; & \bar{Q}_2^{(3)}(A) &= 0,0121 \cdot \bar{Q}_1^{(A)}; & \bar{Q}_3^{(3)}(A) &= 0,0258 \cdot \bar{Q}_1^{(A)}; \\ \bar{Q}_1^{(2)}(B) &= 0,953 \cdot \bar{Q}_1^{(B)}; & \bar{Q}_2^{(2)}(B) &= 0,047 \cdot \bar{Q}_1^{(B)}. \end{aligned} \quad (14)$$

Flow tables can be used, but it is not difficult to guess, that in model (5)

$$\beta(A) = 0,05, \gamma(A) = \frac{\beta(A)}{0,0258} = 0,516, \beta(B) = 0,047.$$

In the alpha factor model (staggered testing), a simple transformation provides the following result:

$$\begin{aligned} \alpha_1^{(3)} &= 0,95, \alpha_2^{(3)} = 0,0121, \alpha_3^{(3)} = 0,0086, \alpha_1^{(2)} = 1, \\ \alpha_2^{(2)} &= 0,953, \alpha_2^{(2)} = 0,0235, \alpha_1^{(2)} = 1. \end{aligned}$$

Under the deduced values of the parameters the results of both the alpha factor and Greek letters models will provide identical results. For the sufficiently rough, yet simpler beta factor model the results will be different, since the beta factor model uses only one input parameter. Nevertheless, let us take it identical to the corresponding Greek letter, 0.05.

Now let us proceed to the calculations. In order to simplify the fault tree let us avoid using different dependability models for different elements, but assume that the probabilities of failure of elements A, B and C are respectively

$$\bar{Q}_1(A) = 0,3, \bar{Q}_1(B) = 0,2, \bar{Q}_1(C) = 0,1. \quad (15)$$

The probability of failure without regard to the CCF will be equal to:

$$\bar{Q}_S = 1 - (1 - \bar{Q}_1(A))(1 - \bar{Q}_1(B))(1 - \bar{Q}_1(C)) = 0,1593. \quad (16)$$

Let us perform calculations taking the CCF into account. The circuit will fail under the following combinations of events presented as eight minimum sections:

$$\begin{aligned} &\{I_1(A) \cap I_2(A) \cap I_3(A) \cap I_1(A) \cap I_2(A) \cap I_3(A)\} \\ &\{I_2(A) \cap I_3(A) \cap I_1(A) \cap I_2(A) \cap I_3(A) \cap I_1(A)\} \\ &\{I_1(A) \cap I_2(A) \cap I_3(A) \cap I_1(A) \cap I_2(A) \cap I_3(A)\} \end{aligned} \quad (17)$$

Let us compose the calculation script. Unlike in the the specialized packages mentioned above, in the current version of the package under consideration CCF is not taken account of, therefore all the events of (17) have to be developed and introduced manually. Let us note that in (17) there is a group of incompatible (thus dependent) sections,

Example 1. CCF, Alpha factor model

for example, the first and the second, the first and the third, etc. There is also a group of independent sections, for example, $\{I_1(A) \cap I_2(A) \cap I_3(A)\}$ and $\{I_1(B)\}$, i.e. sections belonging to different CCF groups. Correct calculation of the probabilities of failure of this group requires using the specialized logic node "or" that calculates the probability of a sum of antithetical events. On the other hand, an additional type can be introduced for the group of incompatible events contained in one CCF group. Probably, the optimal solution consists in the development of a module for taking account of CCF, that, probably without a graphic representation in the fault tree, would automatically and correctly calculate the dependability indicators when highlighting CCF event groups and selecting the appropriate model. Unfortunately, such capabilities are not yet implemented in R. Therefore, in the calculation we will be using regular "or".

```
library(FaultTree)
tree4 <- ftree.make(type="or", name="Example
4.", name2="CCF")
tree4 <- addLogic(tree4, at=1, type="and",
name="I1(A)*I2(A)*I3(A)")
tree4 <- addLogic(tree4, at=2, type="inhibit",
name="Independent", name2="failure A1")
tree4 <- addProbability(tree4, at=3,
prob=.95, name="Parameter", name2="models")
tree4 <- addProbability(tree4, at=3,
prob=.3, name="failure A1", name2="(total)")
tree4 <- addDuplicate(tree4, at=2, dup_
id=3)
tree4 <- addDuplicate(tree4, at=2, dup_
id=3)
tree4 <- addLogic(tree4, at=1, type="and",
name="I1(A)*Cjk(A)")
tree4 <- addDuplicate(tree4, at=12, dup_
id=3)
tree4 <- addLogic(tree4, at=12,
type="inhibit", name="CCF", name2="failure
Aj, Ak")
tree4 <- addProbability(tree4,
at=16, prob=.0121, name="Parameter",
name2="models")
tree4 <- addProbability(tree4, at=16, prob=.3,
name="failure A1", name2="(total)")
tree4 <- addDuplicate(tree4, at=1, dup_
id=12)
tree4 <- addDuplicate(tree4, at=1, dup_
id=12)
tree4 <- addLogic(tree4, at=1,
type="inhibit", name="CCF C123(A)",
name2="failure A1,A2,A3")
tree4 <- addProbability(tree4,
at=33, prob=.0258, name="Parameter",
name2="models")
tree4 <- addProbability(tree4, at=33, prob=.3,
name="failure A1", name2="(total)")
tree4 <- addLogic(tree4, at=1, type="and",
name="I1(B)*I2(B)")
```

$$\begin{aligned}\bar{Q}(A) &= \Pr(1(A)) = \Pr(2(A)) = \Pr(3(A)); \\ \bar{Q}^1(A) &= \Pr(1^1(A)) = \Pr(1^2(A)) = \Pr(1^3(A)); \\ \bar{Q}^2(A) &= \Pr(C_{12}^1(A)) = \Pr(C_{13}^1(A)) = \Pr(C_{23}^1(A)); \\ \bar{Q}^3(A) &= \Pr(C_{12}^{23}(A)); \\ \bar{Q}^1(B) &= \Pr(1(B)) = \Pr(2(B)); \\ \bar{Q}^2(B) &= \Pr(1^1(B)) = \Pr(1^2(B)); \\ \bar{Q}^3(B) &= \Pr(1^3(B)) = \Pr(2^1(B)); \\ \bar{Q}^4(B) &= \Pr(C_{12}^2(B)).\end{aligned}\quad (2)$$

Equations (2) are substantiated by that fact that hypothetically all elements of the same group are identical and are operated under identical conditions, and, therefore, their dependability indicators are identical as well.

Due to the incompatibility of events in the right part of each equations (1), we obtain:

$$\bar{Q}^1(A) = \bar{Q}^1(A) + 2\bar{Q}^2(A) + \bar{Q}^3(A); \quad (3)$$

The probabilities of the right parts of equations (3) are determined differently depending on specific models.

Greek letters model

Thus, for the Greek letters model the following assumption is true:

$$\bar{Q}^k(m) = \left(1 - \frac{C_{k+1}^{m-1}}{P^k}\right) \prod_{i=1}^k p_i, \quad p_1 = 1, \dots, p_{m+1} = 0. \quad (4)$$

In our case if we designate: $p_2 = \beta$, $p_3 = \gamma$, from (4) easily follows:

$$\begin{aligned}\bar{Q}^1(A) &= (1 - \beta)(A) \bar{Q}^1(A); \\ \bar{Q}^2(A) &= \frac{1}{2} \beta(A) (1 - \gamma) \bar{Q}^1(A); \\ \bar{Q}^3(A) &= \beta(A) \gamma(A) \bar{Q}^1(A); \\ \bar{Q}^1(B) &= (1 - \beta(B)) \bar{Q}^1(B); \\ \bar{Q}^2(B) &= \beta(B) \bar{Q}^1(B).\end{aligned}\quad (5)$$

Alpha factor model (not-staggered testing)

In this case the general formula for the probabilities is as follows:

$$\bar{Q}^k(m) = \left(\frac{k \alpha_{(m)}^k}{C_{k+1}^{m-1}} \right) \bar{Q}^1, \quad \text{where } \alpha_{(m)} = \sum_{i=1}^k \alpha_{(m)}^i. \quad (6)$$

For groups of 3 and 2 events, we thus obtain:

$$\begin{aligned}\bar{Q}^1(A) &= \alpha_{(3)}^1(A) \bar{Q}^1(A); \\ \bar{Q}^2(A) &= \alpha_{(3)}^2(A) \bar{Q}^1(A); \\ \bar{Q}^3(A) &= 3\alpha_{(3)}^3(A) \bar{Q}^1(A); \quad \text{where } \alpha_{(3)}^1 = \alpha_{(3)}^1 + 2\alpha_{(3)}^2 + 3\alpha_{(3)}^3;\end{aligned}\quad (7)$$

$$\begin{aligned}\bar{Q}^1(B) &= \alpha_{(2)}^1(B) \bar{Q}^1(B); \\ \bar{Q}^2(B) &= 2\alpha_{(2)}^2(B) \bar{Q}^1(B); \quad \text{where } \alpha_{(2)}^1 = \alpha_{(2)}^1 + 2\alpha_{(2)}^2.\end{aligned}$$

Alpha factor model (staggered testing)
In this case the general formula for the probabilities is as follows:

$$\bar{Q}^k(m) = \left(\frac{C_{k+1}^{m-1}}{\alpha_{(m)}^k} \right) \bar{Q}^1, \quad \text{where } \alpha_{(m)}^k = \sum_{i=1}^k \alpha_{(m)}^i. \quad (8)$$

For groups of 3 and 2 events, we thus obtain:

$$\begin{aligned}\bar{Q}^1(A) &= \alpha_{(3)}^1(A) \bar{Q}^1(A); \\ \bar{Q}^2(A) &= \frac{1}{2} \alpha_{(3)}^2(A) \bar{Q}^1(A); \\ \bar{Q}^3(A) &= \alpha_{(3)}^3(A) \bar{Q}^1(A) \quad \text{where } \alpha_{(3)}^1 = \alpha_{(3)}^1 + \alpha_{(3)}^2 + \alpha_{(3)}^3 = 1;\end{aligned}\quad (9)$$

$$\begin{aligned}\bar{Q}^1(B) &= \alpha_{(2)}^1(B) \bar{Q}^1(B) \quad \text{where } \alpha_{(2)}^1 = \alpha_{(2)}^1 + \alpha_{(2)}^2 = 1; \\ \bar{Q}^2(B) &= \alpha_{(2)}^2(B) \bar{Q}^1(B);\end{aligned}$$

Beta factor model

One of the simplest CCF models is as follows:

$$\bar{Q}^k(m) = \begin{cases} (1 - \beta) \bar{Q}^1, & k = 1; \\ 0, & 1 < k < m; \\ \beta \bar{Q}^1, & k = m. \end{cases} \quad (10)$$

In our case we obtain:

$$\begin{aligned}\bar{Q}^1(A) &= (1 - \beta(A)) \bar{Q}^1(A); \\ \bar{Q}^2(A) &= 0; \\ \bar{Q}^3(A) &= \beta(A) \bar{Q}^1(A); \\ \bar{Q}^1(B) &= (1 - \beta(B)) \bar{Q}^1(B); \\ \bar{Q}^2(B) &= \beta(B) \bar{Q}^1(B).\end{aligned}\quad (11)$$

It is not difficult to show that by substituting (5), (7), (9), (11) into (3) an identical equation is obtained: $\bar{Q}^1(A) = \bar{Q}^1(A)$, $\bar{Q}^2(B) = \bar{Q}^2(B)$, however, this will be definitely true under large m as well. Thus, the difference between the approaches employed by the models consists only in the different understanding of the correlations between the probabilities $\bar{Q}^1(m), \bar{Q}^2(m), \dots, \bar{Q}^m(m)$. Frequently, different models may provide sufficiently close results. For that purpose transfer equations can be used [5] (see Table A-2-A-4 of annex A). In addition, [4] (Table 5.11, p. 75) provides reference statistical information of the parameters $\alpha_{(m)}^k$ for the alpha factor model (8). Thus, for parallel series of two elements B1, B2 sample medians of the parameters (50% of point) are equal respectively

$$\text{med}(\alpha_{(2)}^1) = 0.953, \text{med}(\alpha_{(2)}^2) = 0.047. \quad (12)$$

For subseries A of three elements A1, A2, A3

$$\begin{aligned}\text{med}(\alpha_{(3)}^1) &= 0.9500, \text{med}(\alpha_{(3)}^2) = 0.0242, \\ \text{med}(\alpha_{(3)}^3) &= 0.0258.\end{aligned}\quad (13)$$

Introduction

This paper is the continuation of [1] dedicated to the overview of the capabilities of the FaultTree package developed for the R programming environment. R is a programming language for statistical processing of graphics, as well as a free open-source programming environment developed as part of the GNU project. R supports a wide range of statistical and numerical methods and a large number of extension packages. Packages are libraries that support specific functions and subprograms or special applications. The paper continues the analysis of the capabilities of the package for creation, calculation and output of fault trees, the FaultTree package, in terms of the common

cause failures (CCF).

Fault tree analysis (FTA) is a method of complex systems dependability analysis, in which the system failures are analyzed using the methods of Boolean algebra, summarizing the sequence of the subordinate events (low level failures) that cause the failure of the entire system. Sequences of random events are identified that may cause the system to fail, ways of reducing risks are defined and the rates of system failures are determined. In the most simple cases the fault trees form independent events. However, situations are possible when failures occur due to common causes, i.e. depend on a certain internal or external factor. Internal factors include general design, process and other internal causes, external factors include the effects of natural phenomena and/or human activity [2-4].

Calculations of CCF probabilities commonly involve various mathematical models that establish linear connection between the probabilities of dependent failure of a subset of elements affected to CCF with the probability of failure due to total causes. Failure due to total cause is essentially a complete group that includes independent failures of each element, CCF of two, three, etc. elements. The sufficiently simple, from the implementation point of view, beta factor model implies that in a set of elements exposed to CCF the failures can only be of two types: independent single failures of elements and dependent CCF of the entire group occurring simultaneously or almost simultaneously. In this case these events can be easily introduced into the fault tree manually. It should be taken into consideration that they must be incompatible, i.e. the connecting logical operations must make allowance for this fact. Under relatively low probabilities of failure, operator “or” can be used, while the calculation error is small.

The beta factor model is a special case of the more common Greek letters and alpha factor models. Let us note that the latter has several modifications. The basic difference between the generalized models and the beta factor model is that dependent failures can affect any subsets out of a set of elements affected by CCF. The choice of such subsets must be substantiated by the fact that in combination must cause system failure. It is clear that in this case we are dealing with a combinatorial enumeration of such situations, that, in case of small size of the set

(two, three elements) can be done manually. However, if the set is large, computer technology has to be used, more precisely specialized software products: Windchill PTC, Risk Spectrum, Arbut, etc. In the software tools there are some restrictions on the size of sets, beyond which the calculations are conducted approximately. That is due to the fact that as the size of the set of elements affected by CCF grows, the computational costs increase incom- mensurably.

As to the FaultTree package, its current version does not yet have CCF calculation models, therefore in the generalized models all enumerations have to be performed manually. That causes other problems associated with a deficiency in the required logical operations and/or event categories that will be covered in this article.

Let us examine some basic CCF capabilities supported by FaultTree.

Treatment of common cause failures

For the purpose of demonstrating the CCF capabilities, let us consider four different models: beta factor, alpha factor (with staggered and non-staggered tests) and the Greek letters model [5-7]. As the initial scheme let us consider the circuit shown in Figure 1 as per [1].

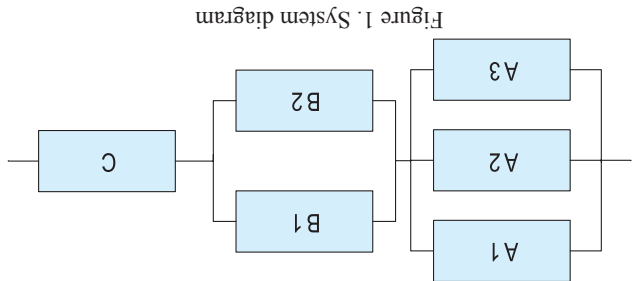


Figure 1. System diagram

Let us assume that the elements of group A (A1, A2, A3) and the elements of group B (B1, B2) may fail due to common causes. Let us introduce the following designations: $I_1(A), I_2(A), I_3(A)$ are independent (single) failures of the elements of group A; $C_{12}(A), C_{23}(A), C_{13}(A)$ are the CCFs of exactly two elements of group A; $C_{123}(A)$ are CCFs of all three elements of group A; $I_1(B), I_2(B)$ are independent failures of elements of group B; $C_{12}(B)$ are CCFs of all the elements of group B; $F(C)$ is the failure of element C.

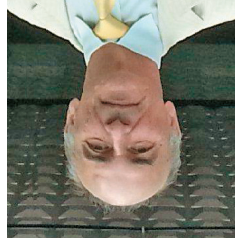
The basic parametric model of CCF analysis determines the following events:

$$(1) \quad \begin{aligned} I_1(A) &= I_1(A) + C_{12}(A) + C_{13}(A) + C_{123}(A); \\ I_2(A) &= I_2(A) + C_{12}(A) + C_{23}(A) + C_{123}(A); \\ I_3(A) &= I_3(A) + C_{13}(A) + C_{23}(A) + C_{123}(A); \\ I_1(B) &= I_1(B) + C_{12}(B); \\ I_2(B) &= I_2(B) + C_{12}(B). \end{aligned}$$

For instance, the first event will indicate a failure due to total causes related to the failure of the first element of group A. Let us designate the probabilities of such events:

Fault tree analysis in the R programming environment. Treatment of common cause failures

Alexander V. Antonov, JSC RASU, Moscow, Russia
Evgeny Yu. Galivets, JSC RASU, Moscow, Russia
Valery A. Chepurko, JSC RASU, Moscow, Russia
Alexey N. Cherniaev, JSC RASU, Moscow, Russia



Alexander V. Antonov



Evgeny Yu. Galivets



Valery A. Chepurko



Alexey N. Cherniaev

Abstract. Aim. This paper is the continuation of [1] that proposes using the R programming language for fault tree analysis (FTA). In [1], three examples are examined: fault tree (FT) calculation per known probabilities, dynamic FT calculation per known distributions of times to failure for a system's elements. In the latter example, FTA is performed for systems with elements that are described by different functional and service models. Fault tree analysis (FTA) is one of the primary methods of dependability analysis of complex technical systems. This process often utilizes commercial software tools like Saphire, Risk Spectrum, PTC Wind-chill Quality, Arbut, etc. Practically each software tool allows calculating the dependability of complex systems subject to possible common cause failures (CCF). CCF are the associated failures of a group of several elements that occur simultaneously or within a short time interval (i.e. almost simultaneously) due to one common cause (e.g. a sudden change in the climatic service conditions, flooding of the premises, etc.). An associated failure is a multiple failure of several system elements, of which the probability cannot be expressed simply as the product of the probabilities of unconditional failures of individual elements. There are several generally accepted models used in CCF probability calculation: the Greek letters model, the alpha, beta factor models, as well as their variations. The beta factor model is the most simple in terms of associated failures simulation and further dependability calculation. The other models involve combinatorial search associated events in a group of n events, that becomes labor-consuming if the number n is large. Therefore, in the above software tools there are some restrictions on the n , beyond which the probability of CCF is calculated approximately. In the current R FaultTree package version there are no above CCF models, therefore all associated failures have to be simulated manually, which is not complicated if the number of associated events is small, as well as useful in terms of understanding the various CCF models. In this paper, for the selected diagram a detailed analysis of the procedure of associated failures simulation is performed for alpha and beta factor models. The **Purpose** of this paper consists in the detailed analysis of the alpha and beta factor methods for a certain diagram, in the demonstration of fault tree creation procedure taking account of CCF using R's FaultTree package. **Methods. Conclusions.** Two examples are examined in detail. In the first example, for the selected block diagram that contains two groups of elements subject to associated failures, the alpha factor model is applied. In the second example, the beta factor model is applied. The deficiencies of the current version of FaultTree package are identified. Among the main drawbacks we should indicate the absence of some basic logical gates.

Keywords: fault tree, fault tree analysis, CCF, total cause failure, independent failures, dependent failures, antithetic events, alpha factor, beta factor.

For citation: Antonov AV, GalivetsEYu, Chepurko VA, Cherniaev AN. Fault tree analysis in the R programming environment. Accounting for common cause failures. Dependability 2018; 3: 3-9. DOI: 10.21683/1729-2646-2018-18-3-3-9

CONTENTS

<i>Structural dependability. Theory and practice</i>	
Antonov AV, Galivets EYu, Chepurko VA, Cherniaev AN. Fault tree analysis in the R programming environment. Treatment of common cause failures	3
Egorov IV. Simulation model of dependability of redundant computer systems with recurrent information recovery	10
Dolganov AI, Sakharov AV. On the assignment of dependability level	18
Eyvazova ZE, Farajov TE. Analysis of the performance indicators of oil well sucker-rod pumps	22
<i>Functional dependability. Theory and practice</i>	
Krachko EA, Krasilnikov GT, Malchinsky FV, Khvostova SL. Reliability of forecast of successful flight training based on professional psychological selection	27
<i>Functional safety. Theory and practice</i>	
Dulin SK, Rozenberg IN, Umansky VI. On an approach to the evaluation of the latent risk of expert assessment of roadbed seismic stability	31
Zamyshliaev AM, Ignatov AN, Kibzun AI, Novozhilov EO. On traffic safety incidents caused by intrusion of derailed freight cars into the operational space of an adjacent track	39
Pronovich OB, Shved VE. Algorithm of calculation and forecasting of functional safety indicators of railway power supply systems	46
Gnedenko Forum	56

EDITORIAL BOARD

Editor-in-Chief

Igor B. Shubinsky, PhD, D.Sc in Engineering, Professor, Expert of the Research Board under the Security Council of the Russian Federation, Director General CJSC IBTrans (Moscow, Russia)

Deputy Editor-in-Chief

Schäbe Hendrik, Dr. rer. nat. habil., Chief Expert on Reliability, Operational Availability, Maintainability and Safety, TÜV Rheinland InterTraffic (Cologne, Germany)

Deputy Editor-in-Chief

Mikhail A. Vastrebenetsky, PhD, D.Sc in Engineering, Professor, Head of Department, State Scientific and Technical Center for Nuclear and Radiation Safety, National Academy of Sciences of Ukraine (Kharkiv, Ukraine)

Executive Editor

Aleksey M. Zamyshilaev, PhD, D.Sc in Engineering, Deputy Director General, JSC NIAS (Moscow, Russia)

Technical Editor

Evgeny O. Novozhilov, PhD, Head of System Analysis Department, JSC NIAS (Moscow, Russia)

Chairman of Editorial Board

Igor N. Rozenberg, PhD, D.Sc in Engineering, Professor, Director General, JSC NIAS (Moscow, Russia)

Cochairman of Editorial Board

Nikolay A. Makhutov, PhD, D.Sc in Engineering, Professor, corresponding member of the Russian Academy of Sciences, Chief Researcher, Mechanical Engineering Research Institute of the Russian Academy of Sciences, Chairman of the Working Group under the President of RAS on Risk Analysis and Safety (Moscow, Russia)

EDITORIAL COUNCIL

Zoran Z. Avramovic, PhD, Professor, Faculty of Transport and Traffic Engineering, University of Belgrade (Belgrade, Serbia)
Leonid A. Baranov, PhD, D.Sc in Engineering, Professor, Head of Information Management and Security Department, Russian University of Transport (MIIT) (Moscow, Russia)
Alexander V. Bochkov, PhD, Deputy Director of Risk Analysis Center, Economics and Management Science in Gas Industry Research Institute, NIIgazecconomika (Moscow, Russia)

THE JOURNAL PROMOTER:

"Journal "Reliability" Ltd
It is registered in the Russian Ministry of Press,
Broadcasting and Mass Communications.
Registration certificate INN 77-9782, September,
11, 2001.
Official organ of the Russian Academy of
Reliability

Publisher of the journal LLC Journal "Dependability"

Dubrovskaya A.Z.,
The address: 109029, Moscow,
Str. Nizhegorodskaya, 27,
Building 1, office 209
Ltd Journal "Dependability"
www.dependability.ru
Printed by JSC "Regional printing house,
Printing place" 432049, Ulyanovsk,

Pushkarev str., 27. Circulation: 500 copies.
Printing order
Papers are reviewed. Signed print
Volume , Format 60x90/8, Paper gloss
Papers are reviewed.
Papers are published in author's edition. The
opinion of members of the editorial board may
not coincide with the point of view of authors'
publications. The reprint of materials is granted
only with the written permission of the editorial
board. Manuscripts are not returned.

Konstantin A. Bochkov, D.Sc in Engineering, Professor, Chief Research Officer and Head of Technology Safety and EMC Research Laboratory, Belarusian State University of Transport (Gomel, Belarus)
Valentin A. Gapanovich, PhD, Senior Adviser to Director General, JSC RZD (Moscow, Russia)
Viktor A. Kashitanov, PhD, M.Sc (Physics and Mathematics), Professor of Moscow Institute of Applied Mathematics, National Research University "Higher School of Economics" (Moscow, Russia)
Sergey M. Klimov, PhD, D.Sc in Engineering, Professor, Head of Department, 4th Central Research and Design Institute of the Ministry of Defence of Russia (Moscow, Russia)
Vyry N. Kofanov, PhD, D.Sc. in Engineering, Professor of Moscow Institute of Electronics and Mathematics, National Research University "Higher School of Economics" (Moscow, Russia)
Achyutha Krishnamoorthy, PhD, M.Sc. (Mathematics), Professor Emeritus, Department of Mathematics, University of Science and Technology (Cochin, India)
Eduard K. Letsky, PhD, D.Sc in Engineering, Professor, Head of Chair, Automated Control Systems, Russian University of Transport (MIIT) (Moscow, Russia)
Viktor A. Netes, PhD, D.Sc in Engineering, Professor, Moscow Technical University of Communication and Informatics (MTUCI) (Moscow, Russia)
Ljubisa Papić, PhD, D.Sc in Engineering, Professor, Director, Research Center of Dependability and Quality Management (DQM) (Prijevor, Serbia)
Roman A. Polyak, M.Sc (Physics and Mathematics), Professor, Visiting Professor, Faculty of Mathematics, Technion – Israel Institute of Technology (Haifa, Israel)
Boris V. Sokolov, PhD, D.Sc in Engineering, Professor, Deputy Director for Academic Affairs, Saint Petersburg Institute for Informatics and Automation of the Russian Academy of Sciences (SPIRAS) (Saint Petersburg, Russia)
Lev V. Utkin, PhD, D.Sc in Engineering, Professor, Teleinformatics Department, Peter the Great St. Petersburg Polytechnic University (Saint Petersburg, Russia)
Evgeny V. Yurkevich, PhD, D.Sc in Engineering, Professor, Chief Researcher, Laboratory of Technical Diagnostics and Fault Tolerance, ICS RAS (Moscow, Russia)