

**САНКТ-ПЕТЕРБУРГСКИЙ НАУЧНЫЙ ЦЕНТР
РОССИЙСКОЙ АКАДЕМИИ НАУК**

УТВЕРЖДАЮ

Председатель СПбНЦ РАН

академик



Ж. И. Алфёров

ОТЧЕТ

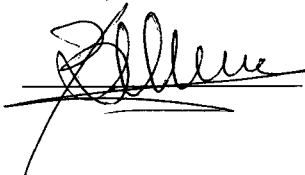
по теме 34.2

«Разработка моделей и технологий анализа динамики процессов
рискообразования и управления региональными социо-
техническими рисками в условиях неопределённости»
по Государственному заданию СПбНЦ РАН в 2014–2016 гг.

**промежуточный
Этап 2015 года**

Руководитель

к.т.н., доцент

 В. М. Шишкин

Санкт-Петербург
2015

СПИСОК ИСПОЛНИТЕЛЕЙ

Руководитель работы:

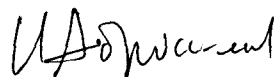
Старший научный сотрудник,
кандидат технических наук,
доцент



Шишкин В. М.

Исполнители:

Научный сотрудник



Абросимов И.К.

Реферат

Отчет 27 с., 16 рис., 27 источников, 1 приложение (19 с.).

РАЗРАБОТКА МОДЕЛЕЙ И ТЕХНОЛОГИЙ АНАЛИЗА ДИНАМИКИ ПРОЦЕССОВ РИСКООБРАЗОВАНИЯ И УПРАВЛЕНИЯ РЕГИОНАЛЬНЫМИ СОЦИО-ТЕХНИЧЕСКИМИ РИСКАМИ В УСЛОВИЯХ НЕОПРЕДЕЛЁННОСТИ

НИР посвящена разработке моделей и инструментальных средств, способных предоставить возможности для автоматизированной поддержки комплексного анализа и управления социотехническими рисками при междисциплинарном и межпредметном взаимодействии экспертов, получения оценок эффективности принимаемых решений по управлению рисками. Разработанные модели позволяют в условиях неполноты, структурной и метрической неопределенности факторов риска и гетерогенности исходной информации получать результирующие оценки в стохастическом виде, независимо от способов представления исходных данных, что обеспечивает свободу выбора при принятии решений в сложных, не достаточно формализуемых, ситуациях, а также дают средства динамического моделирования процессов рискообразования при различных сценариях развития ситуаций.

В результате выполнения второго этапа исследований согласно техническому заданию разработаны вычислительные алгоритмы для реализации разработанных на первом этапе математических моделей анализа процессов рискообразования и управления социотехническими рисками в условиях неопределённости, определены технологические требования к программному обеспечению, разработаны и протестированы его основные компоненты при этом решены следующие задачи:

разработаны алгоритмы получения на сложных структурах причинно связанных факторов стохастического профиля риска;

разработаны алгоритмы диагностики и интерактивной корректировки исходных данных, их гомогенизации и рандомизации;

показана двойственность средств противодействия рискам и разработаны алгоритмы оценки их конечной результативности;

уточнены разработанные на первом этапе динамические модели взаимодействия социо-технических факторов и безопасности в условиях противоборства, адаптированы модели популяционной динамики, расширены возможности моделирования управления процессами;

разработан технологический процесс, основные программные модули и макет автоматизированной системы риск-анализа.

В совокупности выполненных работ получены алгоритмы анализа процессов рискообразования и управления рисками, а также макеты компьютерных моделей.

Содержание

Введение.....	5
1. Разработка макета ПО компьютерной модели системы риск-анализа	6
2. Алгоритмы диагностики и интерактивной корректировки исходных данных.....	9
3. Методика и алгоритм гомогенизации исходных данных.....	14
4. Алгоритмы рандомизации и статистическое моделирование	18
5. Алгоритмы получения стохастического профиля риска.....	20
6. Алгоритмы оценки конечной результативности средств противодействия рискам.....	23
Заключение.....	25
Список использованных источников.....	26
Приложения. Макеты ПО компьютерных моделей.....	28
П.1. Листинг макета ПО компьютерной модели динамики взаимодействия социо- технических факторов и безопасности.....	28
П.2. Листинг макета ПО компьютерной модели динамики взаимодействия в условиях противоборства.....	30

Введение

Проблемы и задачи обеспечения безопасности в различных предметных областях в настоящее время взаимосвязаны, имеют комплексный междисциплинарный характер. При этом развитие техносферы в целом и особенно повсеместное применение ИКТ привели к тому, что риски приобрели отчётливый социотехнический характер. Исторически сложившиеся ведомственные подходы, методики, технологии в таких условиях позволяют решать локальные задачи, но не способны в достаточной мере взаимодействовать при согласовании комплексных решений и оценке системных эффектов от их реализации.

Поэтому задача разработки методов и технологий анализа и управления социотехническими рисками, применимых в различных предметных областях, представляется актуальной, а региональный уровень является удобным ограниченным масштабом для отработки подходов к решению глобальных по своей природе задач. Отечественный и зарубежный опыт в решении такого рода задач пока не достаточен

Разрабатываемый подход отличается от существующих тем, что он предоставляет возможность комплексного анализа и управления социотехническими рисками, получения оценок эффективности принимаемых решений, обеспечивая условия междисциплинарного и межпредметного взаимодействия экспертов. При этом допускается неполнота, структурная и метрическая неопределенность, гетерогенность исходной информации, неизбежно возникающие при моделировании реальных ситуаций, но результирующие оценки получаются в стохастическом виде, независимо от способа представления исходных данных. Последнее обстоятельство немаловажно, так как оставляет свободу выбора при принятии решений в сложных, не вполне формализуемых, ситуациях. Такая возможность обеспечивается благодаря обоснованию функциональной связи характеристик физических процессов и экспертной информации и разработанной методике её гомогенизации с последующей рандомизацией. Новым также является интеграция дифференциальных динамических моделей процессов рискообразования и оценочных моделей риск-анализа, учёт нелинейного характера взаимодействия факторов риска.

В результате выполнения второго этапа исследований согласно техническому заданию разработаны вычислительные алгоритмы для реализации разработанных на первом этапе математических моделей анализа процессов рискообразования и управления социотехническими рисками в условиях неопределённости, определены технологические требования к программному обеспечению, разработаны и протестированы его основные компоненты при этом решены следующие задачи:

- разработан технологический процесс, основные программные модули и макет автоматизированной системы риск-анализа (п.1);

- разработаны алгоритмы диагностики и интерактивной корректировки исходных данных, их гомогенизации и рандомизации (п.п.2-4);

- разработаны алгоритмы получения на сложных структурах причинно связанных факторов стохастического профиля риска (п.5);

- показана двойственность средств противодействия рискам и разработаны алгоритмы оценки их конечной результативности (п.6);

- уточнены разработанные на первом этапе динамические модели взаимодействия социо-технических факторов и безопасности в условиях противоборства, адаптированы модели популяционной динамики, расширены возможности моделирования управления процессами, разработаны макеты ПО (Приложения 1-2);

По итогам выполненных работ получены алгоритмы анализа динамики процессов рискообразования и управления рисками, а также макеты компьютерных моделей.

1. Разработка макета ПО компьютерной модели системы риск-анализа МАБР 15

В отчете представлен макет программного продукта, позволяющего решать задачу анализа и оценки рисков в сложных системах различной природы с высоким уровнем неопределённости, процессы рискообразования в которых объективно являются случайными, но трудно идентифицируемыми. Поэтому существенной особенностью продукта является возможность использования разнородных экспертных знаний с вариациями формы представления и приведения их к стохастическому виду.

Разработка прошла эволюцию от относительно простой программы [1], допускавшей лишь точечные или интервальные оценки, до автоматизированной системы на базе высокопроизводительного вычислителя, реализующего инструментарий стохастического риск-анализа [2]. Следует при этом отметить, что некоторое влияние на начальных этапах на нашу работу оказал подход к оценке показателей при дефиците информации, изложенный в [3].

Использование точечных оценок, очевидно, не удовлетворяет требованиям, которые следует предъявлять к системам принятия решений на основе плохо определенных данных, но возможность получения дисперсий оценок и лишь ординальные исходные данные, как в [3], также были недостаточными в нашей постановке задачи. Всё это явилось мотивацией для постоянного совершенствования методики риск-анализа и соответствующих программных средств в направлении расширения возможностей совместного представления разного рода неопределённости и повышения эффективности алгоритма их рандомизации.

Архитектура системы

Программная система, схематически изображенная на рисунке 1, включает в себя клиентскую часть, представленную веб-интерфейсом, сервер приложений, сервер баз данных и высокопроизводительный вычислитель на базе технологии CUDA, который позволяет вести расчеты в параллельном режиме, что практически снимает ограничение на размерность моделей, а также значительно ускоряет получение результатов вычисления.

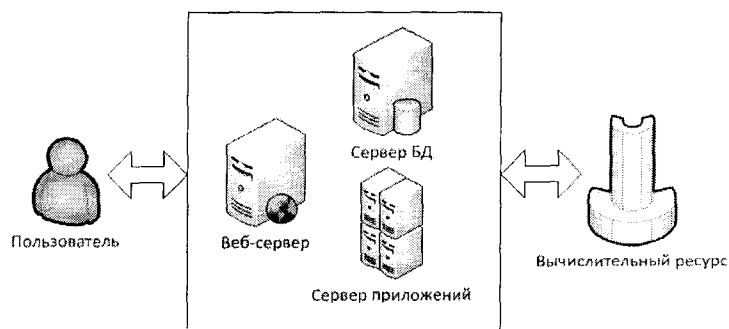


Рис. 1. Архитектура АС риск-анализа.

Одним из важных аспектов архитектуры системы является слабая связность компонентов [4]. Данный подход позволяет заменять части системы, если того требует специфика задачи. Подобного эффекта позволило добиться введение так называемого диспетчера — компонента, который опрашивает другие части системы и, на основе их состояний, принимает решения о дальнейших действиях. Таким образом, остальные компоненты не взаимодействуют друг с другом напрямую (фактически, они даже «не знают» о наличии других частей системы). Вся логика взаимодействий инкапсулирована в диспетчере.

Веб-интерфейс

Рассмотрим работу всех составляющих веб-интерфейса, при помощи которых пользователь взаимодействует с приложением. Сразу следует отметить, что текущий веб-интерфейс является лишь одной из реализаций, специально спроектированной для достижения максимальной универсальности. В перспективе необходима разработка предметно и профессионально-ориентированных (customer-oriented) интерфейсов. Как компонент, веб-интерфейс слабо связан с остальными компонентами системы и поэтому легко может быть изменен для различных областей применения.

Модуль разработан на скриптовом языке программирования общего назначения PHP. Для хранения информации используется база данных MySQL. Для непосредственного взаимодействия с приложением необходима авторизация пользователя в системе, после чего происходит переход в его личный кабинет. Если аккаунт пользователя еще не существует, то ему нужно пройти этап регистрации. Личный кабинет необходим для работы пользователя с моделями, созданными им. Здесь он может создавать, редактировать, просматривать, протоколировать результаты экспериментов, сохранять отчеты, получать визуализацию результатов экспериментов, тем самым принимая решение, в частности, об уточнении модели. Для удобства создание модели в интерфейсе разделено на четыре логически обособленные друг от друга этапа: общая информация о модели, факторы риска, отношения между ними, оценки отношений. По причине важности корректности вводимой информации на каждом этапе проводится валидация данных. По завершении создания модели ей присваивается определенный статус, чтобы сообщить диспетчеру о готовности перехода к расчетам.

Результат расчетов представляется в виде профилей рисков. На данном этапе выполняется отрисовка точечного и стохастического профилей, выводится список рекомендаций. Здесь же пользователь проводит экспертное заключение. Имеется возможность отправления администратору заявки на предоставление модели статуса эталонной для ее дальнейшего использования для группы пользователей.

Управлением пользователей и их моделями занимается администратор с помощью CMS. Здесь же контролируется и вся текстовая информация, которая доступна как авторизованным, так и не авторизованным пользователям. В дополнение ко всему в системе реализован раздел «Помощь», где можно найти ответы на основные вопросы по взаимодействию пользователя с интерфейсом или написать в службу поддержки, если ответа на вопрос не нашлось.

Модуль диагностики риск-моделей

Необходимость диагностики обоснована структурной и метрической неопределенностью исходных данных, она разделена на два этапа.

1. Структурная диагностика — анализ свойств графа, задающего структуру модели.
 - a. Проверка слабой связности.
 - b. Подсчет числа компонент сильной связности.
 - c. Поиск рефлексий.
 - d. Проверка выполнения структурных ограничений в модели.
2. Метрическая диагностика — состоит в построении и анализе области на симплексе, заданной экспертными оценками, приведенными к интервально-ординальному виду.
 - a. Проверка на не пустоту.
 - b. Определение параметров сжатия симплекса.
 - c. Выявление областей, плохо поддающихся статистическому моделированию на сжатом симплексе.

Сжатие симплекса до границ области позволяет сократить время генерации допустимых случайных векторов при последующем статистическом моделировании.

Кроме того, экспертные оценки могут задать область, для которой даже после сжатия симплекса, время статистического моделирования будет неприемлемым. В этом случае некоторые оценки сводятся к точечным с понижением размерности симплекса.

По результатам диагностики формируется список ошибок, предупреждений и рекомендаций, который пишется в базу данных. Характеристики сжатия симплекса через базу данных передаются на вычислитель.

Более подробно данный модуль рассмотрен ниже.

Вычислительный модуль на GPU

Постоянное повышение мощности компьютерных систем приводит к тому, что задачи, которые еще в недалеком прошлом не могли быть решены за приемлемое время, успешно решаются благодаря использованию параллельных алгоритмов, реализуемых на многопроцессорных системах [5]. Вычислительный модуль в нашей системе решает задачу рандомизации экспертных данных на базе одной из таких технологий — Nvidia CUDA, позволяющей превратить видеокарту настольного компьютера в мощный высокопроизводительный ресурс.

Однако этому этапу предшествует очень важный и алгоритмически сложный процесс гомогенизации исходной информации, результатом которого является представление множества разнородных экспертных оценок векторами бета-распределённых случайных величин [6]. Модуль, обеспечивающий гомогенизацию, рассматривается отдельно ниже.

Далее для получения множеств допустимых случайных векторов, над композициями реализаций которых выполняется основной расчётный алгоритм, путём статистического моделирования производится генерация и отбор векторов в области симплекса. При этом для достижения достаточно точного результата необходимо генерировать миллионы векторов. Вычисления для каждого вектора независимы друг от друга, GPU имеет подходящую архитектуру для запуска параллельных вычислений над большим количеством однотипных данных, каждый вектор выборки в нашей задаче генерируется своим легковесным потоком с использованием встроенного в CUDA генератора случайных чисел, поэтому использование параллельной реализации по данной технологии обосновано.

В качестве API CUDA использует язык «С» с некоторыми расширениями и дополнениями, а встроенные средства синхронизации CUDA облегчают межпотокное взаимодействие. Все данные перед вычислениями копируются в общую память видеокарты, а после — обратно в оперативную память хоста. В нашей задаче эти операции оказались самыми затратными по времени, зато остальные за счет оптимального распределения нагрузки на видеокарту выполняются очень быстро. В среднем время решения задачи уменьшилось в сотни раз по сравнению с последовательным алгоритмом реализации.

Обработка результатов статистического моделирования

Следующим и последним перед выдачей результатов пользователю этапом вычислений является статистический анализ полученных от вычислителя результатов статистического моделирования, расчет моментов и характеристик выборок, на основе которых и строится стохастический профиль риска в виде бета-распределений показателей значимости факторов риска (представление результатов статистического моделирования см. ниже). Для реализации данного компонента был выбран Python — язык программирования, который часто используется для математических вычислений. Кроме того, выбор обусловлен простым и понятным синтаксисом, а также обширным набором математических библиотек с открытым исходным кодом. Для выполнения рутинных операций используется стек библиотек SciPy, включающий в себя библиотеки для работы с N-мерными массивами, анализа статистических данных и построения графиков.

Данный компонент использует нереляционную базу данных (MongoDB) для хранения статистической информации. Выбор хранилища данного типа был обусловлен сложной структурой результирующих данных. Использование нереляционного хранилища позволило не только избежать создания лишних сущностей и связей, но и, за счет высокой

скорости операций записи, сохранять некоторые объемы избыточной информации, облегчающей последующий расширенный анализ полученных данных.

После окончания вычислений и сохранения полученных данных, компонент сообщает диспетчеру об окончании своей работы. Таким образом, эксперт получает числовые и образные представления профиля риска для принятия решений, которое состоит в определении приоритетов разработки мер и средств противодействия факторам риска и для выработки наиболее эффективной политики безопасности.

В итоге описанный технологический процесс может быть представлен в виде диаграммы на рисунке 2.

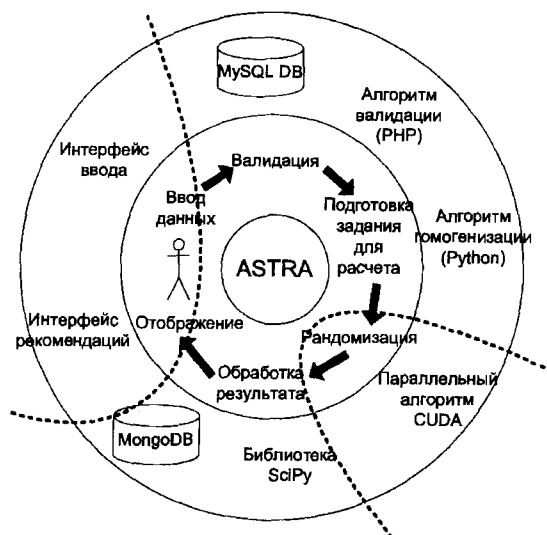


Рис. 2. Схема технологического процесса.

Разработанная система является инструментом, который позволяет решить достаточно разнообразные задачи в разных предметных областях, при этом имеются возможности целенаправленного снижения неопределенности при сравнении альтернатив при принятии решений, несмотря на исходную высокую неопределенность. Последнее обстоятельство немаловажно при анализе рисков для критически важных объектов и инфраструктур, где предъявляются высокие требования к уровню доверия.

Перспективы развития представленной системы — оценка эффективности средств противодействия угрозам, что методически аналогично уже разработанному, но несколько проще в реализации, а также учет структурной неопределенности, разработка и совершенствование эталонных риск-моделей, создание профессионально-ориентированных интерфейсов для экспертов.

2. Алгоритмы диагностики и интерактивной корректировки исходных данных

Рассматриваемая задача возникла в процессе технологической реализации системы риск-анализа (см. отчет за 2014 год и, например, [4, 7]), в которой один из этапов обработки данных сводится к рандомизации случайных векторов на стандартном n -симплексе. Однако этап оказался, вообще говоря, весьма ресурсоёмким, став узким местом в системе, и даже параллелизация вычислений не всегда давала приемлемый по времени результат. При этом область допустимых значений векторов на симплексе, учитывая специфику исходных данных, могла занимать незначительную долю его объёма, имея к тому же сложную геометрию, что не позволило для генерации случайных векторов в общем случае использовать распределение Дирихле, как предполагалось сначала [8], что наилучшим образом сократило бы число «холостых» генераций. Таким образом стало ясно, что для получения достаточного для качества эксперимента объёма выборки за

приемлемое время необходимо было сократить ресурсоемкость статистического моделирования, найдя способ, как это сделать без существенного изменения алгоритмов.

Надо сказать, что задача показалась простой, поскольку имел место один из вариантов применения широко используемого метода Монте-Карло, неотъемлемой частью которого и является определение ограничивающей области. Данный метод применяется в самых разнообразных прикладных задачах при исследовании сложных систем с наличием неопределенности, среди которых физические задачи [9], в том числе краевые со сложными граничными условиями [10], задачи оптимизации [11], анализа финансовых, экологических, технологических рисков [12] и в последующих работах этого автора. Довольно распространённой является и ситуация, подобная нашей статистическое моделирование векторов на n -симплексе, но подходящего метода не нашлось, поскольку область моделирования в нашем случае не может получить явное аналитическое выражение.

В системе риск-анализа экспертная информация, на основании которой формируется область моделирования, задаётся в весьма свободном и не только числовом виде [13]. Возможные значения координат векторов связаны фиксированным значением суммы, но определяются независимо, образуя некоторые множества, сводимые к интервалам на отрезке $(0,1)$, а кроме того между ними может быть установлено отношение ординальности. Таким образом, несогласованные оценки могут быть противоречивыми и задавать пустую область, но ещё хуже, если, как отмечалось, область будет занимать слишком малую часть от общего объема стандартного симплекса, и тогда для неё невозможно сгенерировать допустимые случайные вектора за приемлемое время. Поэтому не исключена ситуация, когда потребуются корректировка исходной информации, для облегчения которой возникнет необходимость визуализации многомерных областей.

В совокупности определилась задача, во-первых, логического анализа исходной информации для различения пустых или предельно малых по одной или нескольким координатам областей и, при необходимости, их интерактивной корректировки с формированием согласованного многогранника на стандартном n -симплексе в качестве области допустимых значений векторов. Во-вторых, построение некоторой выпуклой оболочки полученного множества для максимального сокращения области генерации случайных векторов на симплексе в процессе рандомизации.

Для второй части задачи с учётом технологических ограничений (использование удобной процедуры генерации случайных векторов, равномерно распределённых на правильном симплексе) выбрано простейшее решение – замена оболочки линейным сжатием стандартного симплекса до её пределов, что при некоторых наборах данных неэффективно, но в целом даёт технологически приемлемый результат. Решение задачи основано на методе построении полигональной сетки, используемом в компьютерной графике [14], но с обобщением на произвольную размерность.

Формализация и методика решения задачи

Пусть эксперт должен задать n оценок w_i , определяющих векторное пространство R^n и связанных условием $\sum_{i=1}^n w_i = 1$ (w_i доли, нормированные веса, вероятности и т.п.), то

есть оценки являются компонентами векторов, принадлежащие стандартному симплексу размерности $n - 1$. Оценки могут быть заданы точным числовым значением, интервально, той или иной функцией распределения вероятностей, в балльной шкале, нечёткими величинами или интервалами (список расширяем), в частности, по некоторым или всем i информация может отсутствовать [13]. В результате гомогенизации исходная информация приводится к стохастическому виду [14], и оценки w_i представляются как бета-распределённые случайные величины. Кроме того, они могут быть связаны отношения порядка, и, таким образом, области их определения сводятся к интервально-ординальным ограничениям:

$$w_i \in (a, b), w_i > w_j, 0 \leq a, b \leq 1. \quad (1)$$

Точечные оценки могут быть исключены из рассмотрения путём нормировки остальных, позволяя снизить размерность пространства моделирования. Процесс сжатия симплекса иллюстрируется на рис. 3, на котором оболочка, где содержатся допустимые вектора (левый рисунок), «обжимается» правильным симплексом (правый рисунок), который линейно преобразуется далее в стандартный для использования потом в процедуре генерации векторов.

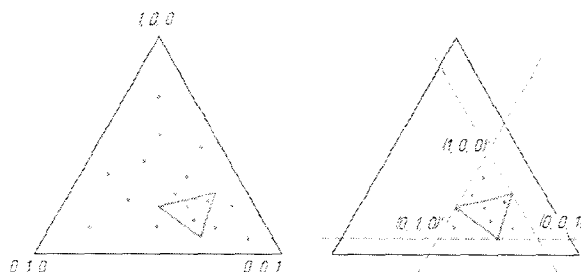


Рисунок 3. Сжатие 2-симплекса.

Связь между исходными векторами и векторами на приведённом к стандартному виду сжатом симплексе иллюстрируется для наглядности на примере 1-симплекса (рис.4) будет задаваться матрицей перехода к новому базису, имеющей две составляющие: параллельный перенос на величину d_i , минимальное значение заданной области по размерности i (рис. 4б), и масштабирование (нормализация суммы) на величину $\frac{1}{1 - \sum_{i=1}^n d_i}$

(рис. 4в).

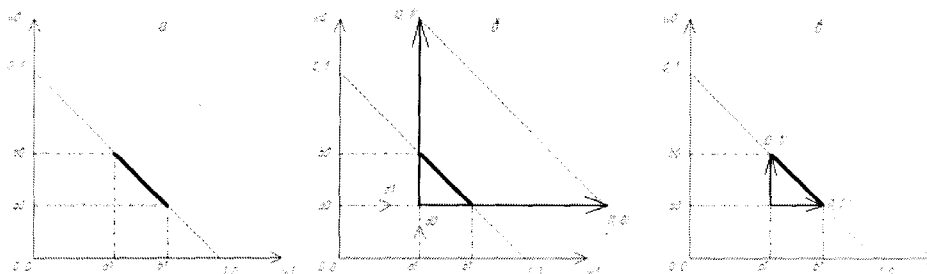


Рисунок 4. Переход к новому базису на примере 1-симплекса.

Искомая в нашей задаче область определяется путем сечения симплекса плоскостями, заданными набором интервально-ординальных ограничений (1), и представляет собой многомерный многогранник в R^n на $(n-1)$ -симплексе. Для построения выпуклой оболочки такой области используется полигональная сетка, обобщенная для произвольной размерности.

Полигональная сетка это сеть, ячейками которой являются многоугольники. По другому определению полигональная сетка это совокупность вершин, ребер и граней, которые определяют форму трехмерного многогранного объекта [15]. Такая сетка, задающая оболочку n -мерного объекта, представляет собой совокупность его k -мерных граней (вершин, ребер, граней, ячеек), где k изменяется от 0 до n , и каждая k -мерная грань содержит информацию о прилежащих к ней $(k+1)$ - и $(k-1)$ -гранях. Структура полигональной сетки для 3-симплекса изображена на рис. 5.

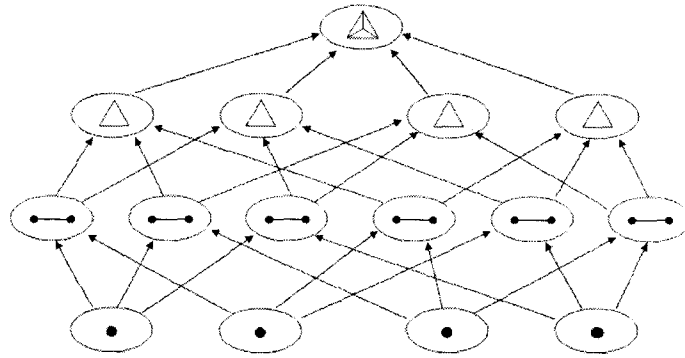


Рисунок. 5. Полигональная сетка для 3-симплекса.

На основе этой модели разработаны алгоритмы визуализации многомерных геометрических образов для интерактивного взаимодействия оператора с системой в процессе корректировки и подтверждения исходных данных. Наиболее простой способ визуализации многомерной оболочки — ортогональное проецирование на двумерную плоскость экрана. Для того чтобы область можно было рассмотреть со всех сторон, необходимо перед проецированием выполнить преобразование вида повороты симплекса вокруг всевозможных плоскостей проекции, количество которых определяется числом сочетаний C_n^2 , где n — размерность пространства.

Таким образом, модель визуализации имеет вид:

$$V' = V * M_{rot} * M_p,$$

где V — координаты визуализируемой вершины в R^n ,

V' — координаты вершины в плоскости экрана R^2 ,

M_{rot} — матрица поворота,

M_p — проецирующая матрица.

Матрица поворота задается произведением из C_n^2 матриц, каждая из которых представлена матрицей поворота и матрицей проецирования. Данная модель позволяет, вращая симплекс, увидеть проекцию любого подпространства на плоскость экрана. На ее основе была написана программа, позволяющая визуализировать анализ данных и осуществлять манипуляции с многомерными объектами. Ниже приведены простые примеры построения областей, заданных интервально-ординальными оценками на симплексе, иллюстрирующие её работу.

Построим полигональную сетку для 3-симплекса в пространстве четырех измерений: w_0, w_1, w_2, w_3 . Изображение на рис. 6 получено путем поворота вокруг оси (w_0, w_1) на 45° , оси (w_0, w_2) на 120° и проецирования на плоскость (w_0, w_1) .

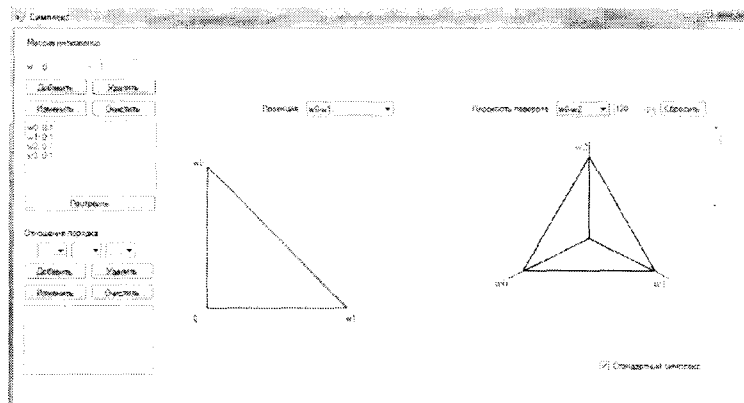


Рисунок 6. Визуализации проекций 3-симплекса.

Для вывода на экран четвертого измерения достаточно добавить поворот вокруг оси (w_0, w_3) (рис. 7).

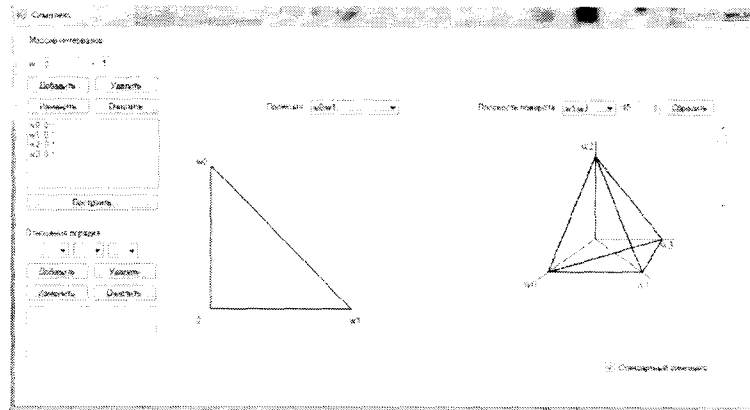


Рисунок 7. Визуализации проекций 3-симплекса в R^4 .

Двумерные проекции многомерных пространств сложны для восприятия, но благодаря используемой методике могут быть построены проекции на любые интересные эксперта подпространства (рис. 8).

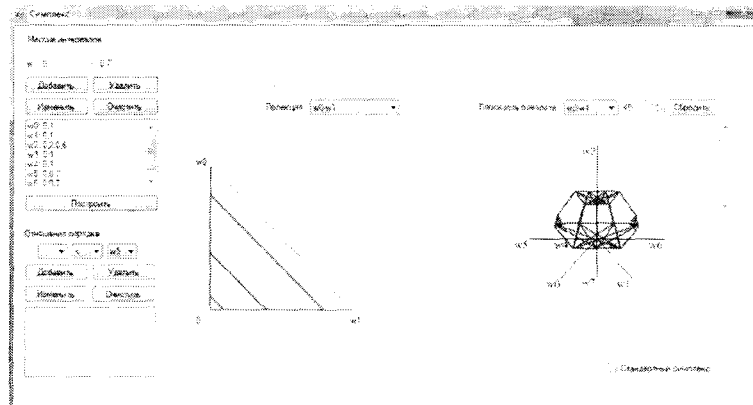


Рисунок 8. Визуализация проекций многомерной области.

Кроме того, могут быть выявлены области, вписанные в сжатый симплекс, но, тем не менее, занимающие лишь малую часть от его объема. Это позволяет перед проведением статистического моделирования на основе визуальной информации согласовать экспертные оценки по некоторым измерениям, кроме того оценки по данным измерениям могут быть сокращены до точечных, что снизит размерность симплекса.

На рисунке 9 изображен пример такой области в 2-симплексе, а на рисунке 10 выполнено построение полигональной сетки, описывающей подобную область.

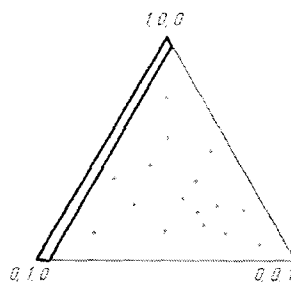


Рисунок 9. Слабо заполненная проекция на 2-симплексе.

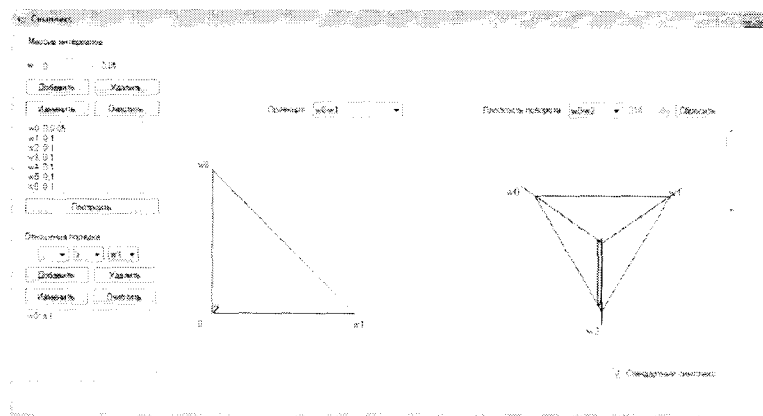


Рисунок 10. Визуализация слабо заполненных проекций.

Разработанные алгоритм и макет программного средства для визуального манипулирования с многомерными объектами можно рассматривать в качестве дополнительного результата, полезного независимо от прикладной цели в рамках поставленной задачи

Поставленная задача логического анализа исходной информации и сокращения области для статистического моделирования путём построение выпуклой оболочки полученного множества в системе риск-анализа имела комплексный характер, однако была решена средствами единой методики. Применение и обобщение методов компьютерной графики, а именно, полигональных сеток, для построения и анализа многомерных областей на симплексе дало результат, позволяющий:

сжимать симплекс до пределов выпуклой оболочки области, выполнив технологически основную часть задачи, позволяя значительно сократить ресурсоёмкость этапа рандомизации;

производить корректировку оценок в интерактивном режиме, визуализировав процесс, если результирующая область не соответствует ожиданиям эксперта.

Эффект от решения задачи легко увидеть при конкретной оценке экономии вычислительного и временного ресурсов. Если объем правильного n -симплекса

$V_n = \frac{a^n}{n!} \sqrt{\frac{n+1}{2^n}}$, где a – ребро симплекса, то при уменьшении a в k раз после сжатия он

уменьшится в k^n раз, и тогда, например, при уменьшении a в три раза на 2-симплексе объем при сжатии сократится почти на порядок, а на 4-симплексе – почти на два порядка, что очень существенно для уменьшения ресурсоёмкости этапа рандомизации и, соответственно, всего расчёта в системе риск-анализа в целом. Тем более экономия будет заметна по мере увеличения параметра k и особенно размерности пространства оценок.

3. Методика и алгоритм гомогенизации исходных данных

В отчете предложены методика и алгоритм, позволяющая оперировать разнородной и неполной экспертной информацией. Исходная информация гомогенизируется, то есть приводится к однородному виду, удобному для дальнейших расчетов. Методика реализована в технологии анализа рисков в условиях неопределенности исходных данных, в то же время, на наш взгляд, имея самостоятельную ценность в качестве инструмента обработки неоднородной информации. Ограничением на её использование является требование стохастического характера моделируемых процессов и явлений.

Методика разрабатывалась на протяжении ряда лет, пройдя путь от достаточно простых моделей интервального оценивания [16] до настоящего состояния, позволяющего работать с большим разнообразием типов исходных данных.

Методика гомогенизации экспертных оценок заключается в приведении их многообразия к какому-либо одному виду, с приемлемой погрешностью. В качестве единого распределения, то есть распределения, к которому будут приводиться все остальные, было выбрано бета-распределение. Выбор был обусловлен гибкостью его формы и ограниченностью, что учитывает свойства исходных оценок в нашем случае.

Можно показать, что все варианты функций, используемых нами для представления исходных оценок, могут быть приведены к виду, аналогичному функции плотности распределения вероятностей, для которых формально могут быть вычислены характеристики, подобные моментам распределения случайной величины X :

- математическое ожидание $M[X] = \int_0^1 x \cdot f(x) dx$; $x \in \mathbb{R}$;
- дисперсия $D[X] = M[(X - M[X])^2]$;
- третий центральный момент $\mu_3 = M[(X - M[X])^3]$;
- четвертый центральный момент $\mu_4 = M[(X - M[X])^4]$.

Как известно, бета-распределение имеет плотность вероятности

$$f_{\beta}(x, \alpha, \beta) = \frac{1}{B(\alpha, \beta)} x^{\alpha-1} (1-x)^{\beta-1},$$

где $B(\alpha, \beta) = \int_0^1 x^{\alpha-1} (1-x)^{\beta-1}$,

а его моменты определяются следующим образом:

$$M_{f_{\beta}}[X] = \frac{\alpha}{\alpha + \beta},$$

$$D_{f_{\beta}}[X] = \frac{\alpha\beta}{(\alpha + \beta)^2 (\alpha + \beta + 1)}$$

$$\mu_3^{f_{\beta}} = \frac{2\alpha\beta(\alpha - \beta)}{(\alpha + \beta)^3 (\alpha + \beta + 1)(\alpha + \beta + 2)}$$

$$\mu_4^{f_{\beta}} = \frac{3\alpha\beta(\alpha^2\beta + \alpha\beta^2 + 2\alpha^2 - 2\alpha\beta - 2\beta^2)}{(\alpha + \beta)^4 (\alpha + \beta + 1)(\alpha + \beta + 2)(\alpha + \beta + 3)}.$$

Каноническое бета-распределение ограничено на интервале $(0; 1)$. Однако экспертные оценки могут задаваться на произвольном отрезке. Поэтому будем использовать четырехпараметрическое бета-распределение, ограниченное на произвольном отрезке $(min; max)$, $0 \leq min < max \leq 1$:

$$f_{\beta}'(x, \alpha, \beta, min, max) = \frac{f_{\beta}(x, \alpha, \beta)}{max - min} = \frac{1}{B(\alpha, \beta) (max - min)^{\alpha + \beta + 1}} (x - min)^{\alpha-1} (max - x)^{\beta-1},$$

с моментами:

$$M_{f_{\beta}'}[Y] = M_{f_{\beta}}[X](max - min) + min = \frac{\alpha \cdot max + \beta \cdot min}{\alpha + \beta},$$

$$D_{f_{\beta}'}[Y] = D_{f_{\beta}}[X](max - min) + min = \frac{\alpha\beta \cdot max - \alpha\beta \cdot min}{(\alpha + \beta)^2 (\alpha + \beta + 1)} + min.$$

$$\mu_3^{f_{\beta}'} = \mu_3^{f_{\beta}}(max - min) + min = \frac{2\alpha\beta(\alpha - \beta)(max - min)}{(\alpha + \beta)^3 (\alpha + \beta + 1)(\alpha + \beta + 2)} + min.$$

$$\mu_4^{f_{\beta}'} = \mu_4^{f_{\beta}}(max - min) + min = \frac{3\alpha\beta(\alpha^2\beta + \alpha\beta^2 + 2\alpha^2 - 2\alpha\beta - 2\beta^2)(max - min)}{(\alpha + \beta)^4 (\alpha + \beta + 1)(\alpha + \beta + 2)(\alpha + \beta + 3)} + min.$$

Приравняем моменты приводимого распределения к моментам четырехпараметрического бета-распределения, и составим из полученных уравнений систему:

$$\begin{cases} \frac{\alpha \cdot \max + \beta \cdot \min}{\alpha + \beta} = M[X] \\ \frac{\alpha\beta \cdot \max - \alpha\beta \cdot \min}{(\alpha + \beta)^2(\alpha + \beta + 1)} + \min = D[X] \\ \frac{2\alpha\beta(\alpha - \beta)(\max - \min)}{(\alpha + \beta)^3(\alpha + \beta + 1)(\alpha + \beta + 2)} + \min = \mu_3 \\ \frac{3\alpha\beta(\alpha^2\beta + \alpha\beta^2 + 2\alpha^2 - 2\alpha\beta - 2\beta^2)(\max - \min)}{(\alpha + \beta)^4(\alpha + \beta + 1)(\alpha + \beta + 2)(\alpha + \beta + 3)} + \min = \mu_4 \end{cases} \quad (1)$$

Система (1) не всегда имеет решение. Область возможных её решений задается в пространстве коэффициентов $\gamma_{1\beta}^2, \gamma_{2\beta}$, где $\gamma_{1\beta}$ – коэффициент асимметрии равный $\frac{f_{\beta}}{\sigma_{f_{\beta}}^2}$, и $\gamma_{2\beta}$ – коэффициент эксцесса равный $\frac{f_{\beta}}{\sigma_{f_{\beta}}^3}$, где $\sigma_{f_{\beta}} = \sqrt{D[f_{\beta}[X]}$. Эта область изображена на рисунке 11 [17]. Коэффициенты $\gamma_1^2 = \frac{\mu_3}{\sigma^3}$ и $\gamma_2 = \frac{\mu_4}{\sigma^4}$, где $\sigma = \sqrt{D[X]}$, аппроксимируемого распределения должны лежать в области $\gamma_{1\beta}^2, \gamma_{2\beta}$. Область $\gamma_{1\beta}^2, \gamma_{2\beta}$ сверху граничит с критической областью, в которой не существует вероятностных функций, а снизу ограничена прямой:

$$-3\gamma_{1\beta} + 2\gamma_{2\beta} + 6 = 0. \quad (2)$$

В силу того, что область $\gamma_{1\beta}^2, \gamma_{2\beta}$ строится для таких α и β , при которых бета-распределение существует при граничных значениях $\gamma_{1\beta}^2, \gamma_{2\beta}$, система (1) будет иметь решение.

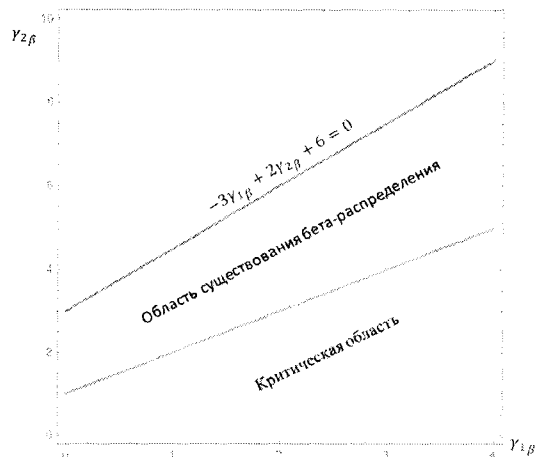


Рис. 11. Область бета-распределение в координатах $\gamma_{1\beta}^2, \gamma_{2\beta}$.

В случае, если $(\gamma_1^2; \gamma_2)$ расположена ниже прямой (2) или на ней, система имеет решение. В противном случае для дальнейшего нахождения аппроксимирующего бета-распределения необходимо найти точку $(\tilde{\gamma}_1^2; \tilde{\gamma}_2)$, ближайшую к $(\gamma_1^2; \gamma_2)$ и лежащую в области $\gamma_{1\beta}^2, \gamma_{2\beta}$, и такой точкой будет проекция точки $(\gamma_1^2; \gamma_2)$ на прямую (2).

Из $\tilde{\gamma}_1^2$ и $\tilde{\gamma}_2$ находят моменты $\hat{\mu}_3$ и $\hat{\mu}_4$. Подставив $\hat{\mu}_3$ и $\hat{\mu}_4$ в систему (1) вместо μ_3 и μ_4 , соответственно, и решив её, получим искомые коэффициенты аппроксимирующего бета-распределения.

Поскольку мы имеем дело с представлением информации, при преобразовании важно не допустить значительного искажения её количества, поэтому естественно для оценки качества аппроксимации использовать энтропийный критерий, а именно минимум

разности энтропий исходной и аппроксимирующей функций. Энтропия для непрерывных функций определяется следующим образом:

$$H(X) = - \int_{\min}^{\max} X \cdot \log(X) dx.$$

Итак, для аппроксимации какого-либо распределения нужно:

1. Посчитать четыре момента - $M[X]$, $D[X]$, μ_2 , μ_4 .
2. Вычислить коэффициенты асимметрии и эксцесса - γ_1, γ_2 .
3. Проверить находится ли точка (γ_1, γ_2) в области определения бета-распределения.
4. Если (γ_1, γ_2) окажется за пределами области существования бета-распределения, выбрать ближайшую точку $(\hat{\gamma}_1, \hat{\gamma}_2)$, находящуюся в области существования. Вычислить через $\hat{\gamma}_1$ и $\hat{\gamma}_2$ моменты $\hat{\mu}_2$ и $\hat{\mu}_4$.
5. Подставить моменты в систему (1).
6. Получить искомые коэффициенты аппроксимирующего бета распределения, решив систему (1).
7. Вычислить энтропии и оценить погрешность аппроксимации согласно критерию.

Ниже приведён пример аппроксимации для нормального распределения. Оно в общем случае задается функцией плотности вероятностей вида:

$$f(x) = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}},$$

где параметр μ — математическое ожидание, медиана и мода распределения, а параметр σ — среднеквадратическое отклонение.

Как известно, почти вся масса подынтегральной площади нормального распределения сосредоточена на отрезке $(\mu - 3\sigma; \mu + 3\sigma)$. За пределами отрезка остается не более 0,0027 от подынтегральной площади. В силу этого свойства естественно считать $\min = \mu - 3\sigma$, а $\max = \mu + 3\sigma$.

Согласно свойствам бета-распределения при $\alpha > 1$, $\beta > 1$ и $\alpha = \beta$, функция плотности вероятности будет унимодальна и симметрична. Теперь нетрудно найти решение системы (11) и построить аппроксимирующую бета-функцию, как показано на рисунке 12.

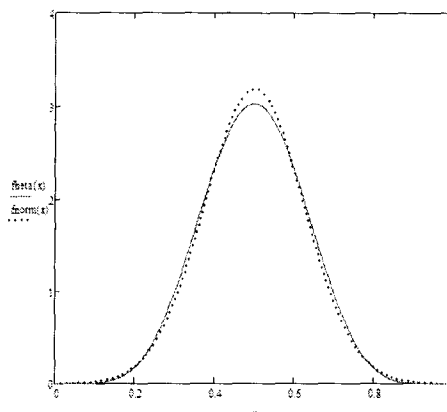


Рис. 12. Аппроксимация функции плотности нормального распределения бета-распределением.

При этом значение энтропийного критерия в этом случае имеет порядок 1%, и по мере увеличения интервала за пределы $(\mu - 3\sigma; \mu + 3\sigma)$, оно быстро уменьшается. Еще проще провести аппроксимацию для симметричных распределений типа треугольного, которые можно связать с типовыми функциями принадлежности нечетких величин.

Разработанные методика, алгоритмы и макет ПО, позволяют преобразовывать разнородные экспертные данные и получать на их основе стохастические оценки. Использование бета-распределения дает возможность достаточно гибко осуществлять это преобразование.

Программная реализация методики предоставляет возможность преодолеть такие недостатки существующих программных продуктов, как точность оценок и ограничение на способы задания экспертных данных, а получаемые в результате стохастические оценки (в нашем случае это профиль риска) позволяют снизить неопределенность при принятии решений в условиях недостаточности и неполноты исходной информации.

4. Алгоритмы рандомизации и статистическое моделирование

Исходная информация на заданной структуре факторов риска для последующего оценивания представляет собой некоторые сведения (допускается частичное их отсутствие) об относительной значимости w_{ij} для потенциальной реализации каждого фактора риска отрицательно инцидентных причинных связей. Информация I может представляться как в количественной, так и иной формах. Это могут быть точечные значения, интервалы, параметры или моменты распределений, нечеткие величины, балльные оценки и другие традиционные формы представления экспертных знаний, т.е. осуществляется полимодельное представление неопределенности. Кроме того при дефиците такого рода информации или в дополнение к ней при извлечении экспертных знаний имеется полезная возможность установить на множествах значимостей w_{ij} отношение порядка, нечеткое в том числе.

В разработанной методике реализуется принципиально важное утверждение об инвариантности моделей неопределенности, если они адекватно представляют моделируемую информацию. Тогда любые исходные оценки можно считать случайными величинами, и как бы они ни идентифицировались в процессе получения, как бы субъективны они ни были, результирующие оценки могут иметь полноценную вероятностную природу.

Если заданы только границы интервала, то распределение на нем считаем равномерным согласно принципу максимальной энтропии. При этом, если какой-либо параметр задан точно ($w_{ij} = a$), то на дискретном множестве значений с дискретом h в вычислительном процессе это условие всё равно задается интервалом $w_{ij}(a - h/2, a + h/2)$. Отсутствие какой-либо информации о w_{ij} также приводит к интервалу $(0,1)$.

Некоторые возможные варианты задания исходной информации, могут быть прямо сведены к функции плотности распределения вероятностей. Случай нечёткого задания через функцию принадлежности нечеткого множества имеет иной смысл, но путём нормировки она может быть также приведена к подобному виду. Если же оценка задаётся, например, в некоторой балльной шкале, то каждому баллу сопоставляется интервал, определяемый функцией соответствия, которая также может быть нормирована.

Таким образом, в алгоритмической интерпретации данное многообразие представления исходных данных, обобщая его, можно свести к функции, подобной распределению вероятностей значений w_{ij} , либо непосредственно (точечное, интервальное, отсутствие информации, явное распределение), или косвенно, отображением значений в некоторой нечисловой шкале через функции принадлежности, соответствия или иные. Тогда алгоритмическое решение поставленной задачи гомогенизации и арифметизации разнородных исходных данных становится очевидным. Можно показать, что наиболее удобной в данном случае функцией, аппроксимирующей разнообразные способы задания исходных данных, имеющей к тому же некоторые физические основания, является функция плотности бета-распределения. Информацию об отношениях, связывающих значения двух и более коэффициентов w_{ij} для любого индекса j на множестве всех индексов i , ограничим отношением порядка (ординальным отношением).

Множество ненулевых (значимых) весовых коэффициентов w_{1j}, \dots, w_{mj} в каждом столбце матрицы \mathbf{W} порождают m -мерное пространство. Условие нормировки связывает коэффициенты, и все возможные вектора, состоящие из w_{1j}, \dots, w_{mj} , образуют в нём симплекс размерности $m-1$. С учетом дискретности они представляют множество $W(m, n)$, где $n = 1/h$. Имеющаяся информация I о весовых коэффициентах w_{1j}, \dots, w_{mj} и отношениях между ними позволяет существенно сократить множество $W(m, n)$ до некоторого непустого множества $W_j(m, n; I)$ всех допустимых (с точки зрения информации I) векторов.

Неопределенность выбора вектора $\mathbf{w}_j = (w_{1j}, \dots, w_{mj})$ из множества $W_j(m, n; I)$ моделируется путем рандомизации этого выбора, в результате которой весовые коэффициенты превращаются в случайные величины $\tilde{w}_{1j}(I), \dots, \tilde{w}_{mj}(I)$, имеющие совместное распределение на множестве $W_j(m, n; I)$.

Источником идеи для разработки используемого алгоритма рандомизации послужил способ арифметизации ординальных отношений в методе анализа и синтеза показателей при информационном дефиците (АСПИД) [3]. Однако алгоритм, примененный в нём, в чистом виде оказался неприемлемым, т.к. в нашем случае для факторов риска допускались достаточно произвольные отношения, и структура модели представляла собой не простое дерево как в методе АСПИД, а связную композицию подобных структур, что приводило к зависимости генерируемых случайных последовательностей. Кроме того необходимость расширения способов задания исходных данных также требовало расширения возможностей алгоритма рандомизации.

В нашей методике [16] рандомизация гомогенизированных путем аппроксимации исходных данных функцией бета-распределения выполняется путем генерации случайных векторов для каждого столбца матрицы на минимальном для множества $W_j(m, n; I)$ симплексе согласно распределению Дирихле, часть которых отсеивается при наличии ординальных условий в исходных данных, ограничивающих допустимое пространство симплекса.

Композиция допустимых векторов $\tilde{w}_{1j}(I), \dots, \tilde{w}_{mj}(I)$ для каждого столбца \mathbf{W} определяет реализацию случайной матрицы $\tilde{\mathbf{W}}$. Тогда N реализаций матрицы $\tilde{\mathbf{W}}$ и последующий расчет согласно приведенному выше алгоритму для точечных значений \mathbf{W} на каждой из реализаций позволит рандомизировать \mathbf{V} и получить статистические оценки ее элементов, в том числе определить случайный вектор $\tilde{\mathbf{v}}_{\pm}$, обеспечивающий идентификацию стохастического профиля риска.

Методически аналогично в той же среде задаются и оцениваются результативность средств противодействия факторам риска, а также значимость рискообразующих объектов физической среды. Рандомизация матрицы \mathbf{R} является более простой и менее ресурсоемкой задачей в силу независимости ее элементов. В данном случае генерация векторов происходит в l -мерном пространстве, где l - количество ненулевых r_{kj} в \mathbf{R} , а область их допустимых значений также имеет размерность l . В результате вычисляются N случайных реализаций вектора $\tilde{\mathbf{r}}$, а затем согласно алгоритму для точечных значений, используя соответствующие вектора из уже рандомизированной $\tilde{\mathbf{V}}$, множество случайных значений $\tilde{r}_{\pm} = (\tilde{\mathbf{v}} * \tilde{\mathbf{r}}) \tilde{\mathbf{v}}_{\pm}$. Таким образом, идентифицировав распределение вероятностей показателей результативности применения \tilde{r}_{\pm} для каждого из вариантов системы защиты, порождающих множество матриц \mathbf{R}_0 и соответственно \mathbf{R} , выбор наилучшего варианта перестает быть однозначно императивным, как при точечном оценивании. При этом в

качестве дополнительной информации для принятия решения можно определить вероятности попарного доминирования показателей \tilde{r}_{ij} между вариантами.

5. Алгоритмы получения стохастического профиля риска

Алгоритм получения результирующего множества допустимых векторов весовых коэффициентов в процессе рандомизации состоит из нескольких последовательных этапов [17]:

- Генерация случайного вектора на симплексе с заданным распределением;
- Отбор векторов, удовлетворяющих исходной информации о каждом факторе;
- Отбор векторов, удовлетворяющих исходной информации об отношениях.

В результате серии генераций получаем множество случайных реализаций арифметизированной матрицы факторов риска W с нормированными по столбцам весовыми коэффициентами, на каждой из которых по определенному алгоритму с учетом транзитивности отношения выполняется расчет реализации детерминированного матрицы V , содержащей детерминированный профиль риска. В совокупности множество этих реализаций предоставляет псевдостатистику для идентификации параметров стохастического профиля риска анализируемого объекта. Рассчитанный профиль риска представляет собой множество распределений, каждое из которых показывает вклад соответствующего фактора на состояние всей исследуемой системы. Есть основание полагать, что каждое из распределений, составляющих профиль также подчиняется бета-закону.

При наличии структурной неопределенности, рассматриваем множество случайных структур, на каждом из которых рассчитывается множество допустимых векторов, которые впоследствии объединяются, и профиль риска (рис. 13) рассчитывается на объединении множеств, соответствующих разным структурам [18].

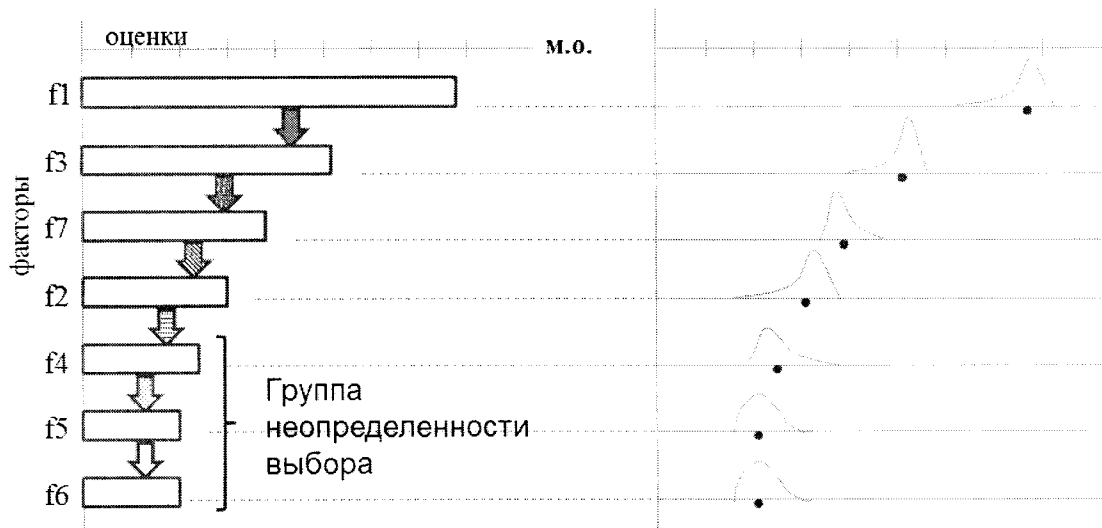


Рис.13. Стохастический профиль риска

Аналогично, задав информацию о средствах противодействия и их влиянии на факторы риска, получаем подобный профиль для контрмер.

При сравнении близких по математическим ожиданиям распределений пары независимых факторов стохастического профиля рисков используется рассчитываемая вероятность доминирования в качестве меры превосходства:

$$P_d = P(x > y) = \int_0^1 \int_0^1 F_{xy}(x, y) dx dy$$

В случае, если факторы риска независимы, то выражение для вероятности доминирования будет иметь вид:

$$P_d = \int_0^1 \int_0^1 f_y(y) f_x(x) dx dy$$

При появлении зависимостей между факторами риска, вероятность доминирования будет определяться также их ковариацией, при этом возможно как увеличение вероятности доминирования, так и ее уменьшение. При этом даже при равных математических ожиданиях, доминирование одного фактора над другим может быть значительным. Рассмотрим два фактора риска, плотности распределений которых подчиняются бета-закону и имеют одинаковые математические ожидания $\mu_1 = \mu_2$. Тогда

имеет место отношение $\frac{b_1}{a_1} = \frac{b_2}{a_2}$. Варьируя значения a_1 и a_2 построим график

зависимости для вероятности доминирования этих факторов риска (рис. 14). Горизонтальная поверхность соответствует вероятности доминирования 0,5.

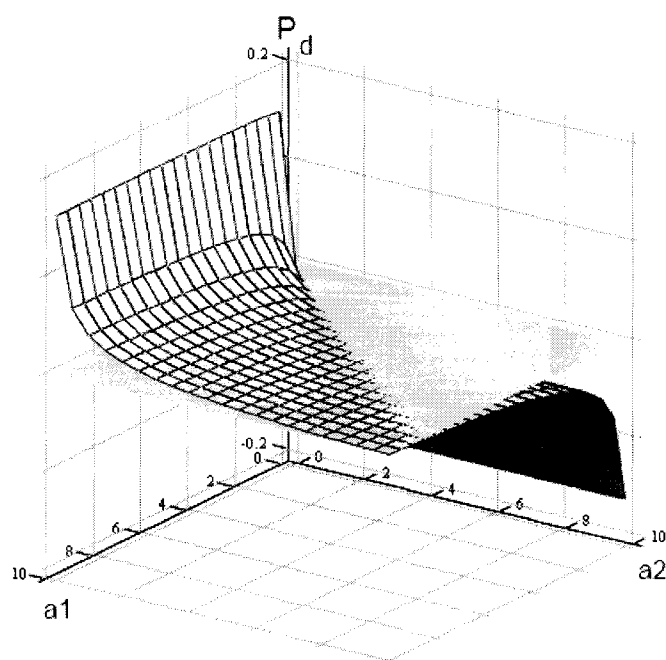


Рис.14. Вероятности доминирования для случайных величин с равным математическим ожиданием

Из графика видно, что при равных математических ожиданиях вероятность доминирования может существенно различаться. В случае вероятности доминирования, приближающейся к единице, возникает достаточно уверенное предпочтение одного фактора другому, что фактически приводит к снижению неопределённости выбора при сохранении исходной неопределённости данных. Если же вероятность доминирования близка к 0,5 (группа эквивалентности), то производится целенаправленное уточнение, только по тем факторам, которые попали в группу неопределённости выбора (рис. 15). После уточнения исходных данных строится новый профиль риска. Если необходимо, процесс уточнения проводится в несколько итераций, пока не будет возможно принять достаточно уверенное решение.

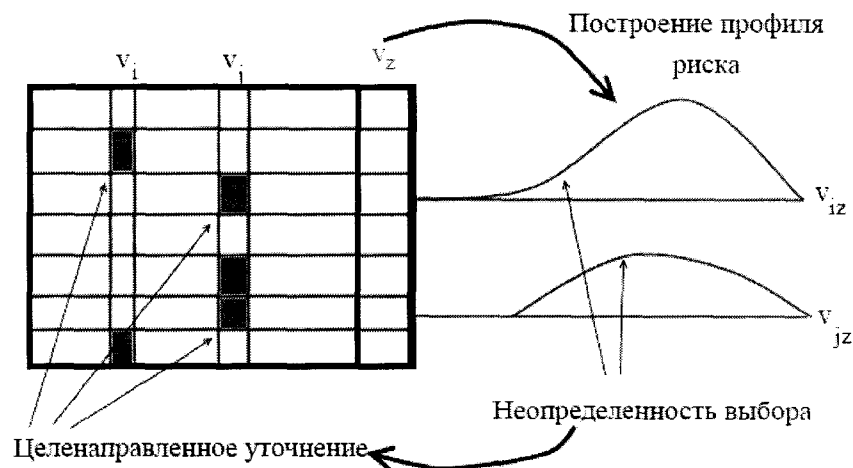


Рис. 15. Уточнение исходной информации при неопределенности выбора

После проведения необходимого уточнения вновь строится стохастический профиль риска по описанному выше алгоритму, при этом неопределенность выбора уменьшается. При этом неопределенность выбора можно оценить, измерив величину, дополнительную к вероятности доминирования $h = 2(1 - P_d)$ (рис. 16).

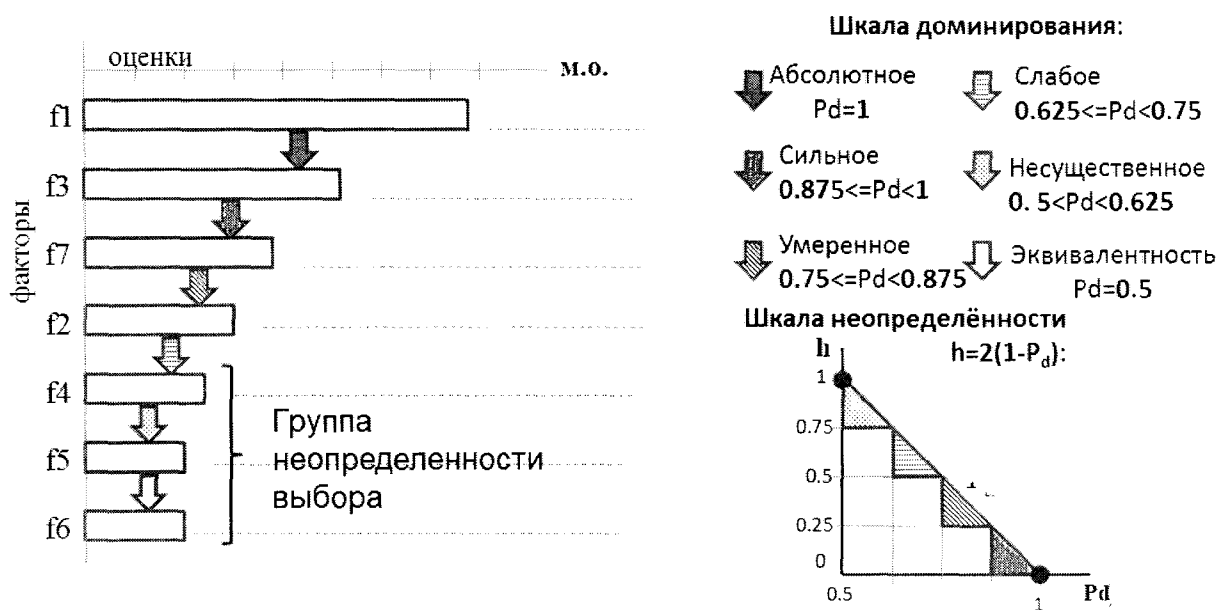


Рис. 16. Оценка неопределенности выбора

На рис. 16 группа неопределенности выбора лежит в области наименее критичных факторов риска, поэтому ее можно отбросить, анализируя более значимые факторы. Если же группа неопределенности входит в группу критичности, то необходимо целенаправленное уточнение по описанному выше алгоритму.

Такая методика позволяет повысить эффективность противодействия факторам риска в условиях плохо определенной исходной информации. При этом даже при изначальной высокой исходной неопределенности может возникать ситуация, когда выбор альтернатив очевиден из полученного стохастического профиля риска. Если же принятие решения по полученному профилю затруднительно, то неопределенность может быть снижена путем целенаправленного уточнения исходных данных.

6. Алгоритмы оценки конечной результативности средств противодействия рискам

Последние годы демонстрируют повышенное внимание к сфере безопасности на всех уровнях и в самых разнообразных предметных областях, начиная от глобальных вопросов международной и национальной безопасности, до вполне конкретных технических задач. Мотивы этого нет смысла обсуждать, они очевидны. В то же время нетрудно видеть, что немалые ресурсы, направляемые на обеспечение безопасности, усложнение и расширение применяемых средств защиты, отнюдь не приводит к повышению её уровня в системном смысле, если не учитываются возможные негативные последствия, и яркий пример тому катастрофа самолёта Germanwings в начале 2015 года. Вызвано это тем, что включение новых элементов в защищаемый объект приводит к его усложнению, создавая новые структуры факторов, внося дополнительную неопределённость, формируя новые уязвимости и риски, а средства защиты способны кроме противодействия одним угрозам одновременно усиливать другие или даже создавать новые.

В самом деле, дополнительные аппаратные средства, как и любое техническое оборудование, могут дать дополнительные отказы, программные средства неизбежно содержат ошибки, что делает их потенциальными источниками угроз, а сама система обеспечения безопасности становится наиболее критичным компонентом защищаемого объекта. Отдельно следует указать человеческий фактор, значение которого усиливается при усложнении объекта за счёт прямого или косвенного участия человека. Его поведение, как на этапе проектирования, так и в процессе эксплуатации может быть непредсказуемым и иррациональным или, что ещё хуже, злонамеренным, о чём справедливо говорится в [20] и предлагается «устранение человеческого фактора из систем управления катастрофосодержащих процессов». Но всегда ли это возможно? Современная цивилизация имеет ярко выраженный социотехнический характер, причём во многих случаях человек является уже не оператором, поведение которого может контролироваться, но целью функционирования [21], и его участие во взаимодействии с техническими системами становится неизбежным и плохо определённым. Впрочем, и полностью автоматическая система косвенно содержит человеческий фактор в виде конструкций, алгоритмов и т.д.

Отдельно следует остановиться на роли стандартов в обеспечении безопасности объектов различной природы. Бесспорна их необходимость для практической деятельности в силу обязательности следования и возможности контроля применения. Это, безусловно, обеспечивает некоторый уровень безопасности, а главное, может быть ответственности за нарушение их требований, и немало специалистов полагают вполне достаточным лишь следования стандартам. Однако стандарты, отражая некий усреднённый опыт, причём неизбежно отстающий, не в состоянии учесть все обстоятельства применения в реальных условиях, то есть можно говорить об их необходимости, но недостаточности и поэтому, скорее всего, невысокой относительно потенциально возможной результативности в конкретных применениях. Результативность согласно ГОСТ Р ИСО 9000-2008 определяется как «степень реализации запланированной деятельности и достижения запланированных результатов», но поскольку стандарты по своей природе имеют предписывающий характер, следовательно, результаты по умолчанию не требуют аналитического планирования.

Иными словами, в терминологии [22], можно поставить вопрос, в какой мере средства защиты, обеспечения безопасности дают шансы на повышение её уровня в некотором смысле, а в какой, в то же время, создают риски её снижения, в том же или другом смысле? При этом важно отметить, что они не аддитивны, и нельзя просто отсортировать плюсы и минусы, сложить и получить итог, поскольку все факторы, влияющие на безопасность, зависимы, взаимодействуют, как и противодействующие им меры и средства.

Развитие техники и технологий всегда демонстрировало противоречивый характер с точки зрения безопасности по отношению к человеку, отражая противоречия между техносферой и социосферой, особенно заметно и очевидно это проявляется на примере информационных технологий [21]. Причём, как ни парадоксально, меньше фактических угроз исходит от объективно наиболее опасных в физическом смысле объектов, где используются, к примеру, ядерные технологии, что объясняется, на наш взгляд, тем, что средства обеспечения безопасности на таких объектах изначально являлись имманентными, неразрывно связанными конструктивно со всеми технологическими процессами в них. В то время как в других сферах, и опять-таки это наиболее заметно в сфере ИКТ, средства обеспечения безопасности, в частности, информационной, часто являются внешними, вторичными по отношению к основным технологическим процессам, становясь дополнительными источниками угроз.

Негативное воздействие средств защиты (противодействия, контрмер) в терминах и нотации модели анализа рисков, описанной в отчете 2014 года, может выражаться следующим образом. Самый простой вариант, когда не происходит изменения структуры модели, то есть множество факторов риска M_0 и отношение на нём ρ_w остаются неизменными, а отрицательный эффект выражается лишь в оценках r_{ki} . Все остальные варианты возникают, если происходит модификация (в смысле добавления новых элементов) множеств M_0 или ρ_w до M_0^* и ρ_w^* , дополняющими множествами X^* и U^* , соответственно, пересечение которых с M_0 и ρ_w пусто.

Наиболее простой вариант из них представляется случаем, когда в отношении U^* не входят элементы из M_0 , что сводится к тому, что возникает изолированная структура факторов из элементов X^* . Тогда расчет r_z распадается на две независимые задачи – на исходной структуре и непересекающейся с ней, а, значит не взаимодействующей с ней дополняющей структурой с мультипликацией эффектов подобно расчёту элементов вектора \mathbf{r} . Можно выделить ещё некоторые частные случаи, но удобнее использовать общий алгоритм, который состоит в следующем.

M_0^* и ρ_w^* определяют матрицу \mathbf{W}^* порядка n^* , равного количеству факторов в модифицированной структуре, которая также арифметизируется, а её элементы w_{ij}^* оцениваются и при необходимости нормируются для выполнения условия $\sum_i w_{ij}^* = 1$.

Система защиты представляется в образе вектора \mathbf{r}^* , имеющего тот же смысл, что и \mathbf{r} , но по отношению к модифицированной структуре. Далее определяются вектора \mathbf{c} , \mathbf{c}_r и \mathbf{c}_c , i -ые компоненты которых равны 1, если i -ый фактор принадлежит, соответственно, исходному множеству M_0 , факторам, для которых, i -ые элементы $\mathbf{r}^* : r_i^* \neq 0$, и третий вектор - пересечению первых двух, остальные компоненты этих векторов равны 0.

Затем определяется матрица $\mathbf{W}_c = \mathbf{W}^* \text{diag}(\mathbf{c}_c)$, а также вектор $\mathbf{d}^* = \mathbf{d}_s^* + \mathbf{d}_c^*$, в котором $\mathbf{d}_c^* = \text{diag}(\mathbf{c}_r) \text{diag}(\mathbf{u}) \mathbf{W}_c \{\mathbf{c}_c \mathbf{W}_c\}^{-1}$ (все вектора в выражении порядка n^*), и \mathbf{d}_s^* - вектор, i -ые компоненты которого равны оценке суммарной значимости всех источников угроз в модифицированной структуре, и 0 в противном случае, а $\{\}^{-1}$ - операция над вектором, переводящая все его ненулевые компоненты в степень 1. Тогда $\mathbf{r}^* = -\mathbf{d}^*$, или $\mathbf{u}^* = \mathbf{e} + \mathbf{d}^*$ (здесь и далее \mathbf{e} - вектор согласованного порядка, все компоненты которого равны 1), и можно, определить \mathbf{r} , общий вектор воздействий системы защиты: $\mathbf{r} = \mathbf{e} - \mathbf{u}^* \text{diag}(\mathbf{u})$.

Наконец, откорректированная матрица \mathbf{W}^* задается в виде матрицы $\mathbf{\Omega} = \mathbf{W}^* + \text{diag}(\boldsymbol{\sigma}) \text{diag}(\mathbf{c}_r) \mathbf{W}_c$, где $\boldsymbol{\sigma} = \{\mathbf{u}\}^{-1} - \mathbf{e}$, которая в расчетном алгоритме рассматривается как эквивалент матрицы \mathbf{W} для случая модификации исходной системы, и все дальнейшие операции по определению r_z полностью для них совпадают. Тогда

искомый показатель результативности на модифицированной средствами защиты структуре факторов риска $r_z = \mathbf{v} \cdot \text{diag}(\mathbf{r})(\mathbf{v}_z + \mathbf{e}_z)$, где \mathbf{e}_z - единичный вектор с 1 в последней позиции.

Если кратко обобщить выше изложенное, то представленные методика и алгоритм позволяет учесть следующие базовые ситуации, при которых возникают негативные эффекты от применения средств защиты и оценить их конечную результативность:

без изменения исходной структуры факторов риска, то есть с сохранением множества M_0 и отношения на нём ρ_w , только за счёт негативного воздействия средств защиты на некоторые факторы и их усиление, выражающееся в отрицательных значениях r_{ki} ;

без изменения множества M_0 , но с модификацией структуры вследствие появления новых пар в отношении ρ_w , что, вообще говоря, даёт непредсказуемый результат, но, во всяком случае, приведет к изменению результативности;

дополнение множества факторов риска с неизбежным для сохранения связности структуры появлением новых пар и изменением ρ_w , что в отличие от предыдущего случая даст безусловно отрицательный эффект со снижением результативности, но не обязательно до отрицательного уровня.

Заключение

Задачи, определённые техническим заданием на 2015 год решены. Разработаны вычислительные алгоритмы для реализации разработанных на первом этапе математических моделей анализа процессов рискообразования и управления социотехническими рисками в условиях неопределённости, определены технологические требования к программному обеспечению, разработаны и протестированы его основные компоненты.

Разработан технологический процесс, основные программные модули и макет автоматизированной системы риск-анализа, на основе которых станет возможной на следующем этапе технологическая реализация моделей и методик риск-анализа как Веб-сервиса, так и в автономном исполнении, для решения конкретных задач анализа процессов рискообразования. В том числе, разработаны алгоритмы предобработки исходных данных, которые упрощают работы экспертов при межпредметном взаимодействии за счёт глубокого логического контроля вводимых данных, отображения многомерных объектов, интерактивного режима согласования и корректировки. Показана двойственность средств противодействия рискам и разработаны алгоритмы оценки их конечной результативности. Уточнены разработанные на первом этапе динамические модели взаимодействия социо-технических факторов и безопасности в условиях противоборства и доведены до макетов программных средств.

Подготовлен промежуточный научный отчет, по тематике выполненных исследований в 2015 году опубликовано 7 печатных работ [2, 6, 23-27] и сделаны доклады на 4 научных конференциях:

Международный симпозиум «Надежность и качество 2015», Пенза, 25-31 мая 2015 г.

I Международная научно-практическая конференция «Проблемы информационной безопасности», Гурзуф 26-28 февраля 2015 г.

Конгресс по интеллектуальным системам и информационным технологиям «IS&IT'14», Дивноморское, 2-9 сентября 2015 г

IX Международная школа-симпозиум «Анализ, Моделирование, Управление, Развитие экономических систем (АМУР-2014)», Севастополь, 12-21 сентября 2015 г.

Список использованных источников

1. Савков С.В., Шишкин В.М. Разработка системы интервального оценивания информационных рисков // Известия вузов. Приборостроение. 2011. №9. - С. 38-43.
2. Автоматизированная система риск-анализа «АСТРА» // Труды конгресса по интеллектуальным системам и информационным технологиям «IS&IT'15». Научное издание в 3-х томах. – Таганрог: Изд-во ЮФУ, 2015. – Т.2 - С.185-191.
3. Хованов Н.В. Анализ и синтез показателей при информационном дефиците — СПб.: Изд-во СПбГУ, 1996. — 196 с.
4. Шишкин В.М., Савков С.В. Веб-ориентированный комплекс оценки рисков в сложных системах // Труды конгресса по интеллектуальным системам и информационным технологиям «IS&IT'12». Научное издание в 4-х томах. – М.: Физматлит, 2012. - Т. 2. — С. 39-43.
5. Shishkin V., Savkov S. Use of cluster computing for solving the problem of multidimensional data randomization in risk analysis // Second International Conference "Cluster Computing" CC 2013 (Ukraine, Lviv, June 3-5, 2013). Collection of scientific papers. P.204-211.
6. Кувшинов И.В., Савков С.В., Шишкин В.М. Методика и алгоритм гомогенизации экспертных оценок. опыт применения в АС стохастического риск-анализа «АСТРА» // Труды конгресса по интеллектуальным системам и информационным технологиям «IS&IT'15». Научное издание в 3-х томах. – Таганрог: Изд-во ЮФУ, 2015. – Т.1 - С.215-221.
7. Шишкин В.М. Методика и технология идентификации стохастического профиля риска на причинно-обусловленных структурах факторов // Анализ, моделирование, управление, развитие экономических систем: сб. науч. трудов VI Междунар. школы-симпозиума АМУР-2012, Севастополь, 17-23 сентября 2012. Симферополь: ТНУ, 2012. С. 373-379.
8. Shishkin V., Savkov S. Use of cluster computing for solving the problem of multidimensional data randomization in risk analysis // Second International Conference "Cluster Computing" CC 2013 (Ukraine, Lviv, June 3-5, 2013). Collection of scientific papers. P. 204-211.
9. Ухинов С.А., Методы Монте-Карло для решения задач теории переноса поляризованного излучения: диссертация ... доктора физико-математических наук: 05.13.18. Новосибирск, 2010. – 235 с.
10. Симонов Н.А.. Стохастические алгоритмы решения первой краевой задачи и задачи Коши для уравнения конвективной диффузии Препринт 1053, ВЦ СО РАН, 1995. URL: <http://sab.sssc.ru/~nick/papers/granic95.pdf> (дата обращения: 19.06.2015).
11. Сакалаускас Л. Нелинейная стохастическая оптимизация методом Монте-Карло // Стохастическая оптимизация в информатике: Межвуз. сб. / Под ред. О. Н. Граничина. СПб.: Изд. СПбГУ, 2005. – С. 190-205.
12. Новоселов А.А. Математическое моделирование финансовых рисков: теория измерения. Новосибирск: Изд-во «Наука», 2001. 102 с.
13. Шишкин В.М. Стохастическое оценивание при дефиците и гетерогенности исходной информации // Анализ, моделирование, управление, развитие экономических систем: сб. научных трудов VII Международной школы-симпозиума АМУР-2013, Севастополь, 12-21 сентября 2013 / Под ред. доцента А.В.Сигала. Симферополь: ТНУ им. В.И.Вернадского, 2013. С. 344-352.
14. Шишкин В.М., Савков С.В., Кувшинов И.В. Методика гомогенизации экспертной информации в риск-анализе // Моделирование и анализ безопасности и риска в сложных системах: Труды Международной научной школы МАБР – 2014 (Санкт-Петербург, 18-20 ноября 2014 г.) / ГОУ ВПО «СПбГУАП». – СПб.: 2014. – С. 94-98.
15. Дёмин А.Ю., Кудинов А.В. Компьютерная графика [Электронный ресурс]: Томский политехнический университет, 2005. URL: <http://compgraph.tpu.ru/PolygonNet.htm> (дата обращения: 19.06.2015).

16. Шишкин В.М., Савков С.В. Методика арифметизации неполной гетерогенной исходной информации для идентификации профиля рисков // Моделирование и анализ безопасности и риска в сложных системах: Труды Международной научной школы МА БР – 2010 (Санкт-Петербург, 6-10 июля, 2010 г.) / СПб.: ГУАП. СПб., 2010. — С. 295-300.
17. Хан Г., Шапиро С. Статистические модели в инженерных задачах, М., Мир, 1969, 395с.
18. Шишкин В.М. О возможности получения стохастических оценок по неполной гетерогенной информации // Надёжность и качество 2013: труды Международного симпозиума: в 2 т./ под ред. Н.К.Юркова. Т.1. – Пенза: Изд-во ПГУ, 2013. – 1 т.- С.82-86.
19. Шишкин В.М. Стохастическое оценивание при дефиците и гетерогенности исходной информации // Анализ, моделирование, управление, развитие экономических систем: сб. научн. трудов VII Международной школы-симпозиума АМУР-2011, Севастополь, 12-21 сентября 2011. / Под ред. доцента А.В.Сигала. - Симферополь: ТНУ им. В.И.Вернадского, 2013. – С. 344-352.
20. Юрков Н.К. К проблеме обеспечения глобальной безопасности // Надежность и качество - 2012: Труды Международного симпозиума: в 2 т. / под ред. Н.К.Юркова. – Пенза: Изд-во ПГУ, 2012. – 1 т. - С. 6-8.
21. Юсупов Р.М., Шишкин В.М. О некоторых противоречиях в решении проблем информационной безопасности // Информатизация и связь, № 2, 2008. — С. 3-8.
22. Мадера А.Г. Риски и шансы: неопределенность, прогнозирование и оценка. М.: URSS, 2014. – 448 с.
23. Шишкин В.М., Марков В.С. Средства защиты против безопасности // Надежность и качество - 2015: Труды Международного симпозиума: в 2 т. / под ред. Н.К.Юркова. – Пенза: Изд-во ПГУ, 2015.
24. Шишкин В.М. Управления информационной безопасностью в условиях противоборства - динамическая модель // Материалы I Международная научно-практическая конференция «Проблемы информационной безопасности», Гурзуф 26-28, февраля 2015. – ТНУ им. В.И. Вернадского, 2015. – С.102-107.
25. Гатчин Ю.А., Савков С.В., Шишкин В.М. Оценка негативного влияния средств защиты информации на комплексную безопасность // Труды конгресса по интеллектуальным системам и информационным технологиям «IS&IT'15». Научное издание в 3-х томах. – Таганрог: Изд-во ЮФУ, 2015. – Т.2 - С.313-319.
26. Шишкин В.М. Двойственность средств обеспечения безопасности и оценка их конечной результативности // Анализ, моделирование, управление, развитие экономических систем: сборник научных трудов IX Международной школы-симпозиума АМУР-2015, Севастополь, 12-21 сентября 2015 / Под ред. доцента А.В. Сигала. – Симферополь: КФУ им. В.И. Вернадского, 2015. - С. 416-421.
27. Шишкин В.М., Петухов А.Н. Обобщение полигональной сетки для представления и анализа экспертной информации на стандартном симплексе // Анализ, моделирование, управление, развитие экономических систем: сборник научных трудов IX Международной школы-симпозиума АМУР-2015, Севастополь, 12-21 сентября 2015 / Под ред. доцента А.В. Сигала. – Симферополь: КФУ им. В.И. Вернадского, 2015. - С. 422-427.

Макеты ПО компьютерных моделей

П.1. Листинг макета ПО компьютерной модели динамики взаимодействия социотехнических факторов и безопасности

```
(* Динамическая модель ИКТНБ. *)
Clear["Global`*"]
ProbablyVariable = {
  y1[t], y2[t], y3[t], y4[t], y5[t],
  y6[t], y7[t]};
(* Входные данные *)
n = 7; (* Размерность системы. *)
P1 = Table[0, {i, n}, {j, n}];
P1[[1]][[1]] = 0.1;
P1[[5]][[5]] = 0.1;
P1[[7]][[7]] = 0.1;
P1 = Transpose[P1];
Q1 = Table[0, {i, n}, {j, n}];
Q1[[4]][[1]] = 0.05;
Q1[[1]][[2]] = 0.05;
Q1[[1]][[3]] = 0.1;
Q1[[2]][[3]] = 0.05;
Q1[[3]][[4]] = 0.05;
Q1[[6]][[4]] = 0.05;
Q1[[1]][[5]] = 0.005; (* Не увеличивать!
Противоречие реальности! *)
Q1[[7]][[5]] = -1; (* !!! *)
Q1[[2]][[6]] = 0.05; (* любой знак *) (* Не
увеличивать! Противоречие \ реальности! *)
Q1[[4]][[6]] = 0.05;
Q1[[5]][[6]] = -1; (* !!! *)
Q1[[7]][[6]] = -0.2;
Q1[[1]][[7]] = 0.05;
Q1 = Transpose[Q1];
(* Параметры моделирования и отображения *)
minVal = 0.8;
maxVal = 1.2;
tMax = 1;
timeBounds = {t, 0, tMax};
(* Анализ устойчивости системы *)
CharacteristicMatrix = Inverse[IdentityMatrix[n] -
Q1].P1;
CharacteristicPolynom =
  Det[CharacteristicMatrix - IdentityMatrix[n]*L];
(* В силу того, что критерий Гурвица требует
положительного знака старшего коэффициента
*)
isNegHighCoef = 0;
If[Coefficient[CharacteristicPolynom, L, n] < 0,
  isNegHighCoef = 1];
a = Table[0, {n + 1}];
For[i = 1, i <= n + 1, i++,
  If[isNegHighCoef == 0,
    a[[i]] = Coefficient[CharacteristicPolynom, L, i -
1],
    a[[i]] = -Coefficient[CharacteristicPolynom, L, i
- 1]];
H = Table[0, {i, n}, {j, n}];
For[i = 1, i <= n, i++,
  H[[i]][[i]] = n - i + 1];
For[i = 2, i <= n, i++,
  For[j = 1, j < i, j++,
    If[H[[i - 1]][[j]] > 0 &&
      H[[i - 1]][[j]] <= n,
      H[[i]][[j]] = H[[i - 1]][[j]] + 1]];
For[i = n - 1, i >= 1, i--,
  For[j = i + 1, j <= n, j++,
    If[H[[i + 1]][[j]] > 0 &&
      H[[i + 1]][[j]] <= n,
      H[[i]][[j]] = H[[i + 1]][[j]] - 1]];
For[i = 1, i <= n, i++,
  For[j = 1, j <= n, j++,
    If[H[[i]][[j]] > 0,
      H[[i]][[j]] = a[ [ H[[i]][[j]] ] ]
]];
detH = Table[0, {n - 1}];
detH[[1]] = H[[1, 1]];
For[i = 2, i <= n - 1, i++,
  detH[[i]] = Det[H[[1 ;; i, 1 ;; i]]];
(* Построение системы *)
Y = Table[0, {n}];
For[i = 1, i <= n, i++,
  Y[[i]] = ProbablyVariable[[i]];
variables = Y;
variables0 = variables /. {t -> 0}
Y = Transpose[{Y}];
DY = Table[0, {n}];
For[i = 1, i <= n, i++,
  DY[[i]] = D[Y[[i]], t];
DY = Transpose[{DY}];
P = P1;
Q = Q1;
left = DY - (P.Y + Q.DY)
(* Перенесли всё в левую часть *)
equations = Table[0, {2*n}];
(* Добавляем уравнения *)
For[i = 1, i <= n, i++,
  equations[[i]] = left[[i]][[1]][[1]] == 0];
(* Добавляем начальные условия *)
For[i = n + 1, i <= 2*n, i++,
  equations[[i]] = variables0[[i - n]] == 1];
result = NDSolve[equations, variables,
timeBounds];
(* Вывод результатов *)
```

```

Print["Характеристический полином системы: ",
CharacteristicPolynom];
Print["Корни ХП: ",
NSolve[CharacteristicPolynom == 0, L]];
Print["Угловые миноры системы: ", detH];
Print["Переменные: ", variables];
Print["Уравнения: ", MatrixForm[equations]];
Print["Ограничения: ", timeBounds, ", maxVal =
", maxVal,
", minVal = ", minVal];
For[i = 1, i <= n, i++,
Print[Plot[result[[1, i, 2]], {t, 0, tMax},
PlotRange -> {minVal, maxVal}]]]
(* Вывод трехмерного графика *)
data = {};
numberOfVariable = 6;
timeBegin = 0;
timeEnd = 1;
step = 0.1;
For[P[[1]][[1]] = -1, (* Цикл по управляющему
параметру *)
P[[1]][[1]] <= 1, P[[1]][[1]] = P[[1]][[1]] + step,

```

```

(* Обновляем систему *)
left = DY - (P.Y + Q.DY);
For[i = n + 1, i <= 2*n, i++,
equations[[i]] = variables0[[i - n]] == 1];
For[i = 1, i <= n, i++,
equations[[i]] = left[[i]][[1]][[1]] == 0];
data = Append[data,
Table[NDSolve[equations, variables,
timeBounds]
[[1]][[numberOfVariable]][[2]] /. {t -> i},
{i, timeBegin, timeEnd, step}]]]
(* Задаём плоскость, с которой будем
сравнивать уровень требуемой переменной *)
data2 = {{1, 1, 1}, {1, 1, 1}};
Print[
ListPlot3D[
{data, data2}, DataRange -> {{0, 1}, {-1, 1}},
PlotStyle -> {{Blue, Opacity[1]}, {Red,
Opacity[0.4]}},
PlotRange -> {minVal, maxVal}, ColorFunction -
> "BlueGreenYellow"];

```

**Статьи, опубликованные за 2015 год по теме № 0240-2014-0002
«Разработка моделей и технологий анализа динамики процессов
рискообразования и управления региональными социотехническими
рисками в условиях неопределённости».**

1. *Шишкин В.М., Марков В.С.* Средства защиты против безопасности // Надежность и качество-2015: Труды Международного симпозиума: в 2-х т. / под ред. Н.К. Юркова. Т. 2. Пенза: Изд-во ПГУ, 2015. С. 290-294.