

# ИНФОРМАЦИОННО- УПРАВЛЯЮЩИЕ СИСТЕМЫ

НАУЧНЫЙ ЖУРНАЛ

3(40)/2009

**Учредитель**

ОАО «Издательство «Политехника»»

**Главный редактор**

М. Б. Сергеев,  
доктор технических наук, профессор

**Зам. главного редактора**

Г. Ф. Мощенко

**Редакционный совет:**

**Председатель** А. А. Оводенко,  
доктор технических наук, профессор  
В. Н. Васильев,  
доктор технических наук, профессор  
В. Н. Козлов,  
доктор технических наук, профессор  
Ю. Ф. Подоплекин,  
доктор технических наук, профессор  
Д. В. Пузанков,  
доктор технических наук, профессор  
В. В. Симаков,  
доктор технических наук, профессор  
А. Л. Фрадков,  
доктор технических наук, профессор  
Л. И. Чубраева,  
доктор технических наук, профессор, чл.-корр. РАН  
Р. М. Юсупов,  
доктор технических наук, профессор, чл.-корр. РАН

**Редакционная коллегия:**

В. Г. Анисимов,  
доктор технических наук, профессор  
Е. А. Крук,  
доктор технических наук, профессор  
В. Ф. Мелехин,  
доктор технических наук, профессор  
А. В. Смирнов,  
доктор технических наук, профессор  
В. И. Хименко,  
доктор технических наук, профессор  
А. А. Шальто,  
доктор технических наук, профессор  
А. П. Шепета,  
доктор технических наук, профессор  
З. М. Юлдашев,  
доктор технических наук, профессор

**Редактор:** А. Г. Ларионова

**Корректор:** Т. В. Звертановская

**Дизайн:** А. Н. Колешко, М. Л. Черненко

**Компьютерная верстка:** С. В. Барашкова

**Ответственный секретарь:** О. В. Муравцова

**Адрес редакции:** 190000, Санкт-Петербург,

Б. Морская ул., д. 67, ГУАП, РИЦ

Тел.: (812) 494-70-44

Факс: (812) 494-70-18

E-mail: 80x@mail.ru; ius@aanet.ru

Сайт: www.i-us.ru

Журнал зарегистрирован в Министерстве РФ по делам печати, телерадиовещания и средств массовых коммуникаций. Свидетельство о регистрации ПИ № 77-12412 от 19 апреля 2002 г.

Журнал входит в «Перечень ведущих рецензируемых научных журналов и изданий, в которых должны быть опубликованы основные научные результаты диссертации на соискание ученой степени доктора и кандидата наук».

Журнал распространяется по подписке. Подписку можно оформить через редакцию, а также в любом отделении связи по каталогам: «Роспечать»: № 48060, № 15385; «Пресса России»: № 42476.

© Коллектив авторов, 2009

**ОБРАБОТКА ИНФОРМАЦИИ И УПРАВЛЕНИЕ**

- Костенко К. В., Шевцов В. Ф.** Классификация объектов в сейсмических системах охраны 2  
**Воробьев С. Н., Гирина Н. В.** Пересечение стационарных гауссовых последовательностей с неслучайными уровнями 7

**МОДЕЛИРОВАНИЕ СИСТЕМ И ПРОЦЕССОВ**

- Емельянов В. Ю., Лихолет Н. О., Шаров С. Н.** Возможности сокращения трудоемкости статистического моделирования корреляционно-экстремальных систем 13  
**Волосков М. А., Прокаев А. Н.** Модель принятия решения на поиск объекта в условиях неопределенности, основанная на нечеткой параметризации исходных данных 21  
**Смирнова Л. М.** Комплексное поэтапное моделирование биотехнической системы при оценке эффективности и настройке протеза нижней конечности 28

**ПРОГРАММНЫЕ И АППАРАТНЫЕ СРЕДСТВА**

- Моисеев М. Ю.** Итеративный алгоритм статического анализа для обнаружения дефектов в исходном коде программ 33  
**Кузин В. А., Бураков В. В.** Способ автоматизации процесса рефакторинга 40

**КОДИРОВАНИЕ И ПЕРЕДАЧА ИНФОРМАЦИИ**

- Санкин П. С., Литвинов М. Ю.** Особенности оценки содержимого сжатого видеопотока 45

**ИНФОРМАЦИОННЫЕ КАНАЛЫ И СРЕДЫ**

- Савищенко Н. В.** Помехоустойчивость когерентного приема сигналов двоичной амплитудно-фазовой модуляции при неидеальной синхронизации (Часть 1) 49

**УПРАВЛЕНИЕ В МЕДИЦИНЕ И БИОЛОГИИ**

- Струков Д. Р., Горохов В. Л.** Геоинформационные системы и многомерные статистические методы пространственного анализа для исследования заболеваемости 56

**УПРАВЛЕНИЕ В СОЦИАЛЬНО-ЭКОНОМИЧЕСКИХ СИСТЕМАХ**

- Орлов Р. А.** Некоторые особенности современной корпоративной борьбы 63

**КРАТКИЕ СООБЩЕНИЯ**

- Абу Сара М. Р., Ларистов А. И., Лячек Ю. Т.** Интегрированные базы данных в программных системах проектирования электронных схем 69  
**Балхарет А. А.** Модуль оценки напряженности деятельности оператора 72

**РЕЦЕНЗИИ**

- Сергеев М. Б.** Рецензия на книгу Н. Поликарповой, А. Шальто «Автоматное программирование» 75

**СВЕДЕНИЯ ОБ АВТОРАХ**

**АННОТАЦИИ**

Сдано в набор 21.04.09. Подписано в печать 10.06.09. Формат 60×84/8. Бумага офсетная. Гарнитура SchoolBook. Печать офсетная. Усл. печ. л. 9,8. Уч.-изд. л. 11,8. Тираж 1000 экз. Заказ 412.

Оригинал-макет изготовлен в редакционно-издательском центре ГУАП, 190000, Санкт-Петербург, Б. Морская ул., 67.

Отпечатано с готовых диапозитивов в редакционно-издательском центре ГУАП, 190000, Санкт-Петербург, Б. Морская ул., 67.

УДК 51-74

## КЛАССИФИКАЦИЯ ОБЪЕКТОВ В СЕЙСМИЧЕСКИХ СИСТЕМАХ ОХРАНЫ

**К. В. Костенко,**

аспирант

Международный университет природы, общества и человека «Дубна»

**В. Ф. Шевцов,**

канд. физ.-мат. наук, старший научный сотрудник

Объединенный институт ядерных исследований

Показано, что сигнал единичного сейсмического датчика содержит в себе классификационную информацию об объектах различных типов. Рассматриваемые информационные признаки позволяют производить классификацию объектов, относя каждый из них к одному из трех классов, которые являются типичными для данных систем охраны, — человек, группа людей и транспортное средство.

**Ключевые слова** — охранные системы, сейсмические датчики, сейсмический сигнал, обработка информации, классификация объектов, алгоритмы классификации.

### Введение

Системы охранной сигнализации, предназначенные для обнаружения нарушителей на открытом пространстве, являются основной частью комплексов автоматизированной физической защиты важных и особо важных объектов (граница, ядерно-опасные производства и т. д.). Без таких систем на современном этапе усиления глобальных угроз (терроризм, религиозный экстремизм, сепаратизм) невозможно обеспечить безопасность государства, населения и личности в конечном итоге.

Системы периметровой охранной сигнализации и соответствующие средства обнаружения можно подразделить на две большие категории — стационарные и быстроразвертываемые. Первые гораздо шире распространены и известны, доступно множество изделий отечественного и зарубежного производства, имеется техническая литература, их описывающая и классифицирующая, «закрытость» в недалеком прошлом этой тематики, по сути, отброшена. Вторые известны и распространены гораздо меньше в силу специфичности решаемых задач, их реальный рынок в нашей стране только складывается [1, 2].

### Классификация объектов

Рассмотрим вопрос классификации движущихся объектов в сейсмических системах, кото-

рый является актуальным в «военных» и «гражданских», стационарных и быстроразвертываемых охранных системах.

Классификация объектов уместна только тогда, когда произошло их обнаружение. Для устранения воздействия случайных помех и, соответственно, ложных срабатываний обычно применяется следующий принцип. Устройство первичной обработки сигнала (обнаружитель) следит за состоянием сигнально-помеховой ситуации и рассчитывает среднее значение шумности, которое меняется в течение суток, зависит от погодных условий и наличия других источников помех. Если накопленный порог будет превышен на определенный процент в течение некоторого времени, произойдет событие обнаружения цели. В этот момент накопление данных о средней шумности прекращается и начинается работу алгоритм классификации по рассматриваемым далее признакам.

При исследовании вопроса классификации авторами была использована программа имитации сигналов человека и группы людей, основанная на принципах, изложенных в работе [3].

### Классификационные признаки

*1. Коэффициент заполнения выборки полезным сигналом.*

Сигнал от человека, получаемый с сейсмического датчика, имеет импульсный характер.

Основными характеристиками импульсного сигнала являются длительность импульса, скважность (отношение периода следования импульсов к длительности) и амплитуда импульсов. Эти параметры зависят от индивидуальных особенностей человека (таких как скорость его движения, длина шагов, масса), а также от рельефа местности. Данный классификационный признак опирается на характеристики длительности и скважности.

Коэффициент заполнения выборки полезным сигналом показывает, какую долю времени во взятой выборке занимает полезный сигнал. Сигнал от помехи отделяется по пороговому значению. Рассмотрим алгоритм расчета данного коэффициента. Описываемая последовательность преобразований применяется к каждой отдельной реализации (выборке) временного сигнала.

**Шаг 1.** Для правильной работы алгоритма сигнал, получаемый с датчика (рис. 1), необходимо отцентрировать. Дело в том, что уровень сигнала при отсутствии возмущений может не быть равным нулю, а иметь какое-то положительное или отрицательное значение. Это связано как с исполнением электронной части датчика, так и с воздействием на датчик каких-либо постоянных источников излучений. Нужно отцентрировать сигнал, для этого вычислим среднее значение сигнала в выборке, а затем вычтем это значение из каждого отсчета (измерения).

Далее в формулах нижний индекс обозначает номер отсчета, верхний — номер преобразования, которому подвергается сигнал.

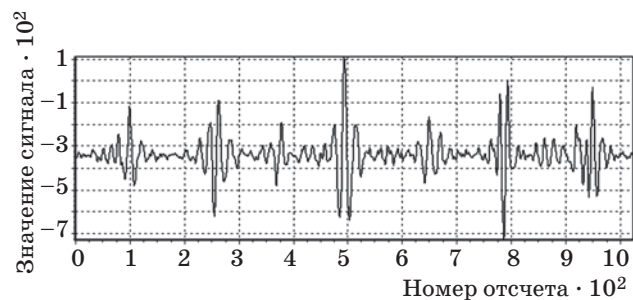
Таким образом, значение  $i$ -го отсчета определяется по формуле

$$S_i^1 = S_i^0 - \sum_{i=1}^N S_i^0 / N, \quad (1)$$

где  $S_i^0$  — значение отсчета, полученное с датчика;  $N$  — число отсчетов в выборке.

**Шаг 2.** Переводим сигнал в область положительных значений, взяв модуль каждого отсчета:

$$S_i^2 = |S_i^1|. \quad (2)$$



■ Рис. 1. Реализация сигнала человека

**Шаг 3.** Вычисляем значение шумового порога сигнала данной реализации как среднее квадратичное его отсчетов:

$$P = \sqrt{\sum_{i=1}^N (S_i^2)^2} / N. \quad (3)$$

**Шаг 4.** Производим сглаживание колебаний сигнала, разбивая реализацию на короткие отрезки и усредняя сигнал на этих отрезках.

**Шаг 5.** Обнуляем те отсчеты, которые не проходят шумовой порог, т. е. оставляем только полезный сигнал.

**Шаг 6.** Рассчитываем значение коэффициента заполнения как отношение количества отсчетов, больших нуля, к длине реализации:

$$F = \sum_{i=1}^N (S_i^2 > 0) / N. \quad (4)$$

По данному алгоритму были рассчитаны зависимости коэффициента заполнения от реализации для сигналов, создаваемых одним человеком, группами лиц численностью от 2 до 13 человек и трактором. В анализе использовались сигналы людей, полученные с помощью программы моделирования, и сигнал трактора, записанный в ходе натурального эксперимента. Возможные различия в масштабах амплитуд сигналов, полученных из разных источников, не оказывают влияния на полученный результат, так как данный классификационный признак не восприимчив к амплитуде сигнала. Под различием в масштабах амплитуд понимается то, что амплитуда сигнала от одного и того же объекта в модельной и реальной записях может значительно различаться.

Результаты представлены в графическом виде (рис. 2, см. с. 4 обложки), каждая кривая рассчитывалась по 10 записям сигнала с последующим усреднением.

Из данной картины можно сделать вывод, что значение коэффициента заполнения выборки является уверенным классификационным признаком, позволяющим разделить сигналы объектов всех рассматриваемых типов по пороговому значению.

### 2. Энергия сигнала в выборке.

Существенными характеристиками сигнала для данного классификационного признака являются амплитуда и скважность импульсов. Под энергией сигнала в выборке будем понимать сумму квадратов отсчетов в реализации. Данный признак не использует понятия шума, рассчитывается общая энергия сигнала. Рассмотрим алгоритм расчета энергии.

**Шаг 1.** Центрируем сигнал в соответствии с алгоритмом, рассмотренным выше.

*Шаг 2.* Рассчитываем значение энергии, взяв сумму квадратов отсчетов:

$$E = \sum_{i=1}^N (s_i^1)^2. \quad (5)$$

По данному алгоритму были рассчитаны зависимости энергии от реализации для сигналов, создаваемых одним человеком и группами лиц численностью от 2 до 14 человек (рис. 3, см. с. 4 обложки). Каждая кривая рассчитывалась по 10 записям сигнала с последующим усреднением. В анализе использовались сигналы людей, полученные с помощью программы моделирования, и не были использованы записи сигналов транспортных средств (ТС). Это связано с тем, что амплитуды сигналов в модельных и реальных записях могут значительно различаться, а так как амплитуда является основным понятием для данного признака, сравнивать сигналы из разных источников бессмысленно.

Ось ординат имеет масштаб, нормированный на максимальную энергию одного человека. Уровень энергии сигнала малых групп при увеличении численности членов возрастает практически линейно, с дальнейшим увеличением численности членов группы рост энергии замедляется (см. рис. 3, а).

Уровень энергии сигнала двух человек (т. е. группы) превышает энергию одного человека более чем в 1,5 раза (см. рис. 3, б). Это позволяет говорить о том, что по данному классификационному признаку можно уверенно различать одного человека и группу.

Ввиду большой массы энергия сигнала ТС значительно превышает энергию сигнала одного человека. Поэтому данные классы легко различимы по пороговому значению. Однако большие группы людей способны создавать возмущения, сравнимые с ТС, и в общем случае различить их сигналы по данному признаку невозможно.

### 3. Спектр огибающей сигнала.

Под огибающей сигнала понимается модуль  $N$  последовательных временных реализаций сигнала ( $N = 5 - 10$ ). Под спектром огибающей сигнала будем понимать разложение выборки сигнала на гармоники с помощью процедуры быстрого преобразования Фурье (БПФ). Нужно отметить, что подвергать анализу следует довольно продолжительные по времени выборки сигнала (длительностью несколько секунд, отсюда  $N = 5 - 10$ ). Это связано с низкой частотой шагов человека, который за 1 с делает не более трех шагов.

Рассмотрим алгоритм получения спектра сигнала с помощью процедуры БПФ.

*Шаг 1.* Аналогичен шагу 1 предшествующих алгоритмов.

*Шаг 2.* Переводим сигнал в область положительных значений, взяв модуль каждого отсчета:

$$s_i^2 = |s_i^1|. \quad (6)$$

*Шаг 3.* К сигналу  $S^2$  применяем процедуру БПФ.

В анализе были использованы записи модельных сигналов, создаваемых одним человеком и группами лиц, а также записи одного, двух человек и ТС, полученные в ходе натуральных испытаний.

Характер спектра у механических ТС и людей различен. В спектре сигнала человека основной дискретной составляющей является частота шагов. Помимо нее также наблюдаются гармоники, кратные основной частоте, но с убывающей амплитудой (рис. 4, а). Набор данных гармоник составляет «звукоряд» человека.

Спектр человека является довольно «низкочастотным», т. е. за пределами  $\sim 10...12$  Гц какая-либо полезная информация отсутствует. Поэтому на приведенных здесь графиках верхней частотой является 12 Гц.

Результирующий спектр группы будет состоять из набора «звукорядов» ее отдельных членов. Так, в спектре сигнала группы из двух человек хорошо различимы два звукоряда (рис. 4, б).

Если частота шагов членов группы различается несущественно, это будет приводить к тому, что звукоряды отдельных членов будут «сливаться», образуя более «широкие» дискретные составляющие. При увеличении численности членов группы выраженность, т. е. амплитуда, их звукорядов будет уменьшаться.

Характерной особенностью сигнала от ТС (рис. 4, в) является наличие в его спектре мощных дискретных составляющих, в какие-то моменты времени значительно превышающих уровень сплошной (шумовой) части спектра. Их появление носит случайный характер во времени и обусловлено режимами работы механизмов и дорожными условиями.

Важным обстоятельством является то, что частоты дискретных составляющих значительно превышают максимальную частоту в спектре людей.

В дополнение к изложенным характеристикам спектров рассмотрим величину отношения наиболее выраженной гармоники спектра к нулевой гармонике БПФ. Как показало проведенное исследование, эта величина различна для рассматриваемых классов объектов (рис. 5).

Кривая 1 построена по средним данным, полученным при анализе модельных записей. Для сравнения показаны кривые, построенные по нескольким натуральным записям каждая, иллюстрирующие возможный разброс значений в пределах класса.

При анализе графика можно заметить, что рассматриваемое отношение для одного человека превышает подобное для группы из двух человек

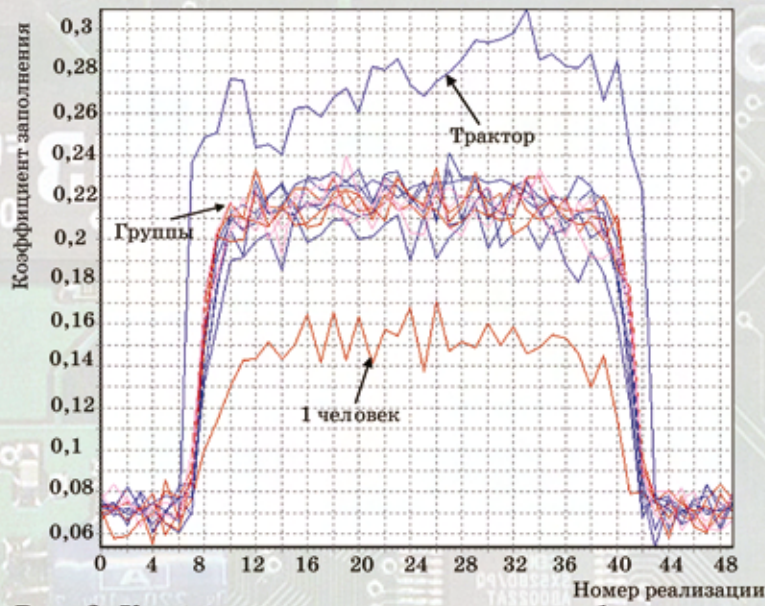


Рис. 2. Коэффициенты заполнения выборки для различных классов целей

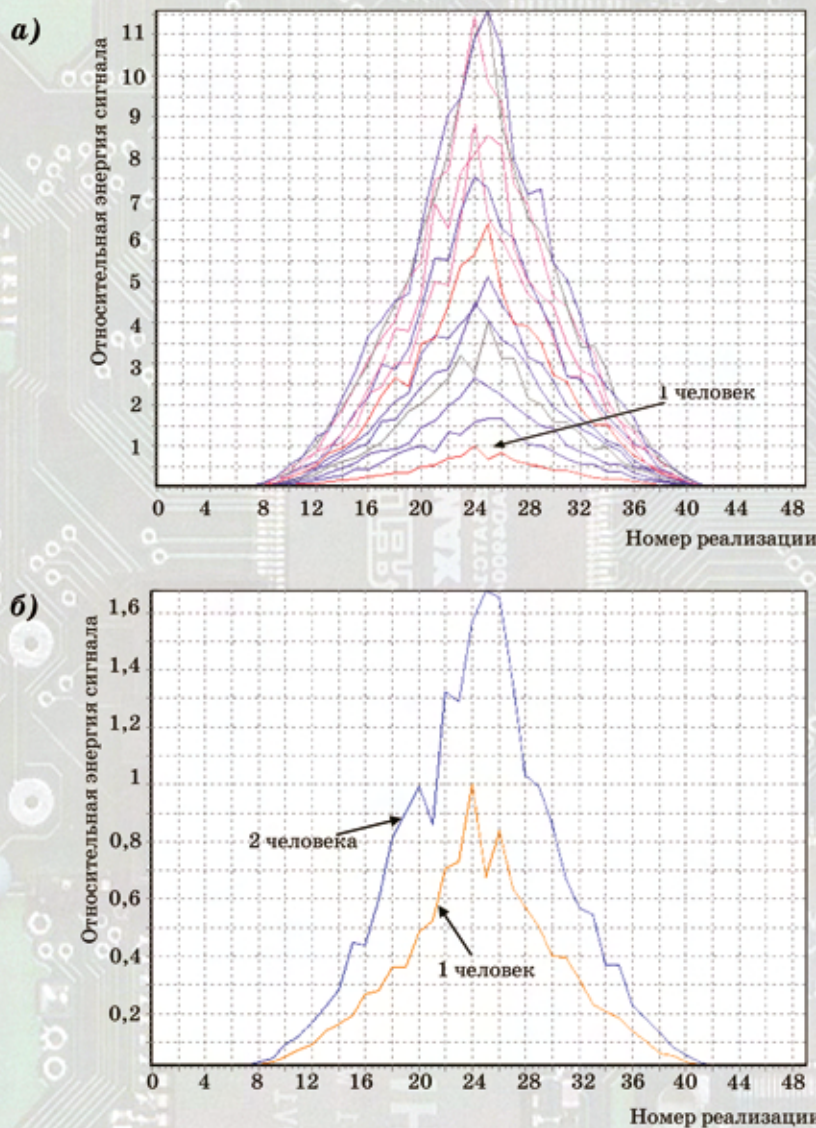
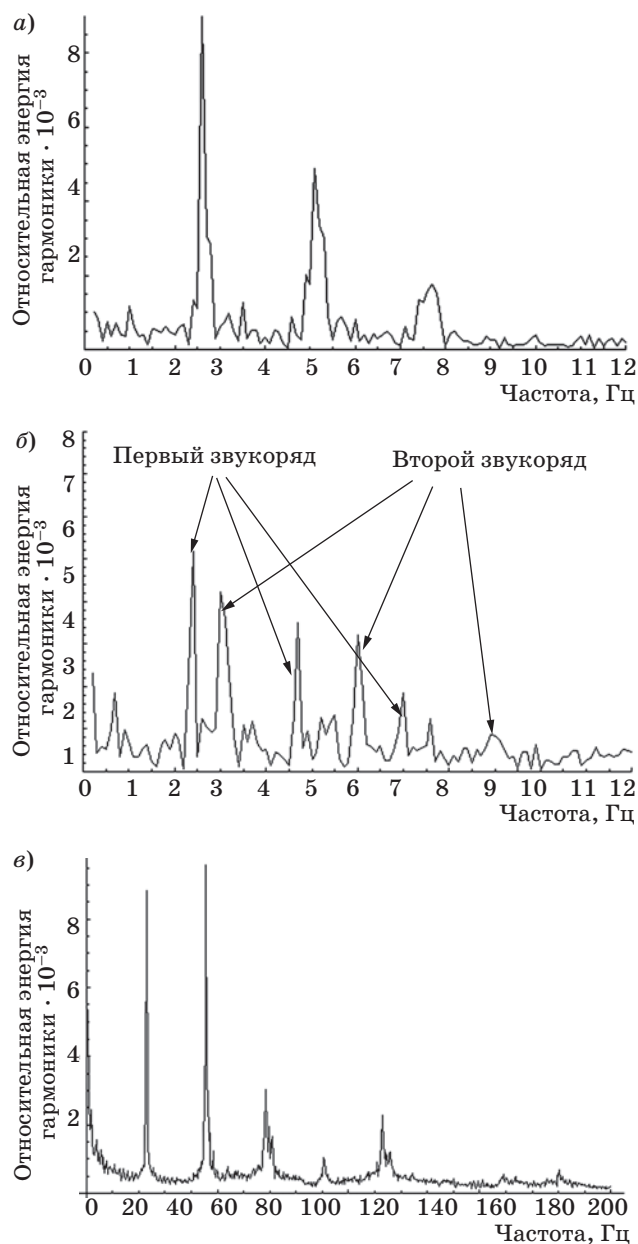


Рис. 3. Относительные энергии сигналов:  
а – для групп людей различной численности;  
б – для одного и двух человек

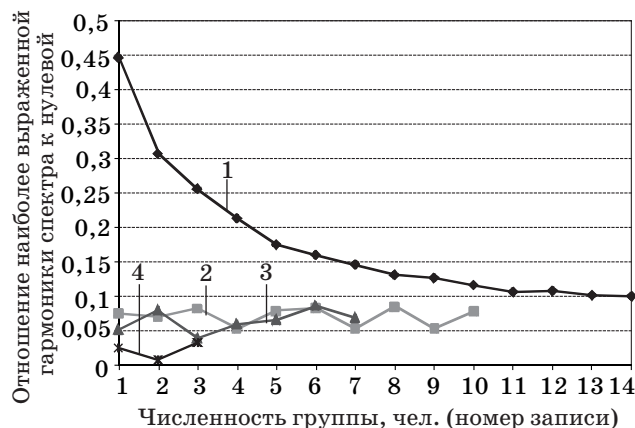


■ Рис. 4. Спектр сигнала: а — одного человека; б — группы из двух человек; в — транспортного средства

в полтора раза, что позволяет различать данные классы. Для групп небольшой численности данное отношение превышает подобное для ТС, и эти классы различимы по пороговому значению.

Опираясь на результаты, по данному признаку можно сделать следующие выводы:

- сигнал ТС отличается от сигнала людей по наличию в его спектре выраженных дискретных составляющих в области частот выше 20 Гц;
- спектр сигнала одного человека содержит один звукоряд из дискретных составляющих, кратных основной частоте (частоте шагов);



■ Рис. 5. Отношение наиболее выраженной гармоники спектра к нулевой для: 1 — группы; 2 — машины; 3 — трактора; 4 — шума

- при достаточном различии в частотах следования шагов у разных членов группы в спектре будут наблюдаться дискретные составляющие из разных звукорядов, а следовательно, не кратные какой-то одной частоте. По этому признаку различаются сигналы одного человека и группы людей;

- величина отношения наиболее выраженной гармоники спектра к нулевой гармонике БПФ для человека больше, чем для группы и ТС;
- величина отношения наиболее выраженной гармоники спектра к нулевой для групп небольшой численности больше, чем для ТС.

### Заключение

Было показано, что сигнал единичного сейсмического датчика содержит в себе классификационную информацию об объектах различных типов. Такая информация позволяет производить классификацию объектов по трем типичным для данных средств охраны классам: человек, группа людей и ТС.

Во временном сигнале были выявлены и рассмотрены три классификационных признака, каждый из которых позволяет разделять объекты разных типов (таблица).

Звездочками отмечены классификационные признаки, которые позволяют разделить соответствующие типы объектов. Использование данных признаков в программе реального датчика нуждается в некотором дополнении. Так, при наблюдении движущегося объекта отдельный классификационный признак может относить его к разным классам с течением времени. Это связано с неравномерностью движения объекта, изменением рельефа в зоне ответственности датчика, неоднородностью почвы и другими факторами.

Сравниваемые классы	Классификационный признак		
	Коэффициент заполнения выборки	Энергия сигнала в выборке	Спектр огибающей сигнала
Человек — группа	★	★	★
Человек — ТС	★	★	★
Группа — ТС	★		★

Поэтому необходимо обрабатывать сигнал одновременно по всем трем признакам, причем с выдчей по каждому из них количественной оценки, а затем на основе этих количественных оценок принимать окончательное решение об отнесении объекта к тому или иному типу.

Задача классификации движущихся объектов по сигналу единичного сейсмического датчика является решаемой. Предлагаемые классификационные признаки могут служить основой алго-

ритмов классификации, применяемых в реальных датчиках.

Авторы благодарны НИИ прикладной акустики и НИИ «Атолл» за предоставление записей натурных экспериментов.

### Литература

1. Звездинский С. С. Быстроразвертываемые средства обнаружения и охранные системы. Ч. 1. <http://www.dedal.ru/publication/texts/zvezhinsky-bystroSO&OS-1.doc>, 25.04.2007.
2. Звездинский С. С. Быстроразвертываемые средства обнаружения и охранные системы. Ч. 2. <http://www.dedal.ru/publication/texts/zvezhinsky-bystroSO&OS-2.doc>, 25.04.2007.
3. Дудкин В. А., Дудкин С. В. Синтез выходного сигнала сейсмоприемника при движении человека и группы людей. <http://www.pniei.penza.ru/conf/tom1/034/t3.htm>, 11.03.2006.

### ПАМЯТКА ДЛЯ АВТОРОВ

*Поступающие в редакцию статьи проходят обязательное рецензирование.*

При наличии положительной рецензии статья рассматривается редакционной коллегией. Принятая в печать статья направляется автору для согласования редакторских правок. После согласования автор представляет в редакцию окончательный вариант текста статьи.

Процедуры согласования текста статьи могут осуществляться как непосредственно в редакции, так и по e-mail (80x@mail.ru).

При отклонении статьи редакция представляет автору мотивированное заключение и рецензию, при необходимости доработать статью — рецензию. Рукописи не возвращаются.

*Редакция журнала напоминает, что ответственность за достоверность и точность рекламных материалов несут рекламодатели.*



УДК 519.2

# ПЕРЕСЕЧЕНИЕ СТАЦИОНАРНЫХ ГАУССОВЫХ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОСТЕЙ С НЕСЛУЧАЙНЫМИ УРОВНЯМИ

**С. Н. Воробьев,**

КАНД. ТЕХН. НАУК, ДОЦЕНТ

**Н. В. Гирина,**

аспирант

Санкт-Петербургский государственный университет аэрокосмического приборостроения

Пересечение случайного процесса с заданным уровнем рассматривается как пересечение последовательностей. Время первого пересечения уровня стационарной гауссовой последовательностью описывается обобщенным геометрическим распределением. В задаче измерения времени прихода импульсного сигнала случайная составляющая может аппроксимироваться марковской последовательностью конечного порядка или дискретным белым шумом с заменой пересекаемого уровня статистически эквивалентным.

**Ключевые слова** — пересечение, стационарная гауссова последовательность, неслучайный уровень, марковская последовательность.

## Введение

Задачи достижения границы или пересечения заданного уровня случайным процессом имеют множество приложений [1, 2], в том числе измерение времени прихода импульсного сигнала [3]. В классической постановке необходимо найти плотность распределения времени первого достижения (пересечения) заданной неслучайной границы. Общее решение задачи пересечения на базе теории рядов Райса трудно реализовать в инженерной практике. При условии дифференцируемости случайного процесса получены первые моменты времени пересечения [4], дифференцируемость пересекаемого уровня позволяет получить закон распределения времени пересечения марковским процессом первого порядка [5, 6].

При измерении времени прихода импульсного сигнала используются две основные модели пересекаемого уровня  $u(t)$ : относительно медленно изменяющийся уровень при временном дискриминировании и быстро изменяющийся при временной фиксации [7]. В первом случае  $u(t)$  — дискриминационная характеристика, во втором — фронт импульсного сигнала. Цель работы — показать, что принципиальное упрощение задачи пересечения достигается переходом к процессам дискретного времени (последовательностям отсчетов).

Пусть случайная последовательность  $X$  формируется дискретизацией процесса непрерывно-

го времени  $x(t)$  с интервалом  $\Delta$ ,  $M[x(t)] = 0$ . Пусть уровень  $u(t)$  задан на промежутке  $[0, T)$ ,  $u_0 = u(0) > 0$  — первое пересечение возможно снизу вверх (пересечение сверху вниз описывается симметрично). С вероятностью  $p_0 = p\{x_0 > u_0\}$  процесс превышает уровень в начальной точке  $t = 0$ . В противном случае первое пересечение может произойти в  $k$ -м интервале дискретизации с вероятностью

$$f(t_k) = p \left\{ (x_k > u_k) \bigcap_{i=0}^{k-1} (x_i < u_i) \right\},$$

$$k = 1, 2, \dots,$$

$$p_i = p\{x_i > u_i\}. \quad (1)$$

Если время первого пересечения  $t_0$  фиксировать как номер  $i = k$  первого выполнения неравенства  $x_k > u$ ,  $x_i < u$ ,  $i = 0, 1, \dots, k-1$  (интервал  $\Delta = 1$ ), значения  $f(t_k) = p(k)$  задают плотность распределения времени первого пересечения  $t_k = k\Delta = k$ . Вероятности (1) описывают общий случай пересечения: на последовательности отсчетов  $X$  и  $U$  накладывается единственное практически выполняющееся условие существования вероятности  $p_i = p\{x_i > u_i\}$ , функции  $x(t)$  и  $u(t)$  могут быть сходящимися в среднем или расходящимися.

Если последовательность  $\delta$  коррелирована (дискретный белый шум), вероятности (1) рассчитываются как произведения:

$$f(t_k) = p_k \prod_{i=0}^{k-1} (1 - p_i). \quad (2)$$

В случае коррелированной последовательности расчет вероятностей (1) становится громоздким, поэтому целесообразно ввести некоторые упрощающие допущения.

### Гауссовы последовательности

#### Марковская модель

Время первого пересечения постоянного уровня  $u$  дискретным белым шумом распределено по геометрическому закону

$f(t_k) = (1 - p_0)^k p_0$ ,  $p_0 = P\{x > u\} = 1 - \Phi(u/\sigma)$ , являющемуся произведением (2) при  $p_i = p_0$  и записывающемуся также в форме дискретного показательного распределения:

$$f(t_k) = (1 - p_0)^k p_0 = p_0 \exp(-\lambda_0 p_0 t_0) = p_0 \exp(-\lambda_0 k p_0), \quad k = 0, 1, \dots, \quad (3)$$

где  $\lambda_0 = -\ln(1 - p_0)/p_0$ ;  $\Phi(\lambda)$  — интеграл вероятности.

В соответствии с определением марковских процессов [1] дискретный белый шум есть стационарная гауссова марковская последовательность нулевого порядка. Плотность распределения (3) обобщается на слабокоррелированные марковские последовательности конечного порядка  $n$ , которые задаются из условия  $T \gg \tau_0$ ,  $\tau_0$  — интервал корреляции;  $T$  — длительность наблюдений (полоса пропускания системы превышает минимально достаточную  $F = 1/\Delta$ ). Рассчитываются вероятности пересечения уровня  $u$  первыми  $n$  значениями:

$$p_0 = 1 - \Phi(u/\sigma);$$

$$p_k = \int_{-\infty}^u \dots \int_{-\infty}^u \int_{-\infty}^u f(x_0, \dots, x_k) dx_0 \dots dx_k,$$

$$k = 1, 2, \dots, n - 1. \quad (4)$$

Начиная с  $k = n$ , нормированные значения геометрической плотности

$$f(t_k) \approx p_k(1 - P) = p_n(1 - P) \exp(-\lambda_n(k - n)p_n),$$

$$k = n, n + 1, \dots, \quad (5)$$

где  $P = \sum_{i=0}^{n-1} p_i$ ;  $\lambda_n = -\ln(1 - p_n) / p_n$

описывают время первого пересечения уровня  $u$  последовательностями отсчетов процессов с типовыми функциями корреляции [3] с погрешностями, незначимыми по критерию  $\chi^2$ . Эту методику в некоторых случаях можно распространить на

коррелированные последовательности ( $T \approx \tau_0$ , полоса частот минимальна): геометрическая плотность адекватно описывает вероятность пересечения.

**Пример 1.** Стационарные гауссовы процессы с функциями корреляции

$$R(\tau) = \exp(-\alpha\tau) \left( \cos\beta\tau + \frac{\alpha}{\beta} \sin\beta\tau \right); \quad (6)$$

$$R(\tau) = \exp(-\alpha\tau) \cos\beta\tau; \quad (7)$$

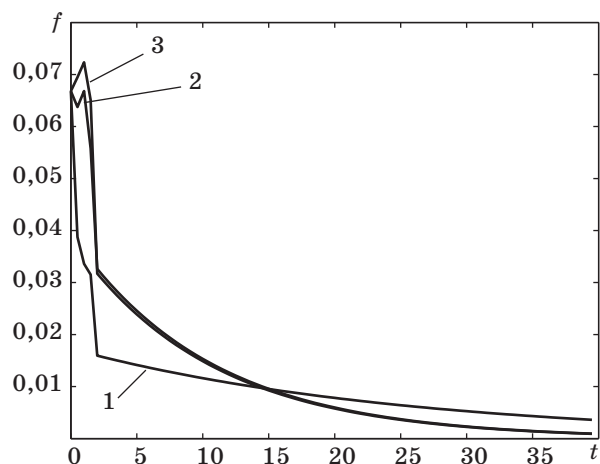
$$R(\tau) = \exp(-\alpha\tau) \left( \cos\beta\tau - \frac{\alpha}{\beta} \sin\beta\tau \right),$$

$$\alpha = 1/8, \beta = \pi \quad (8)$$

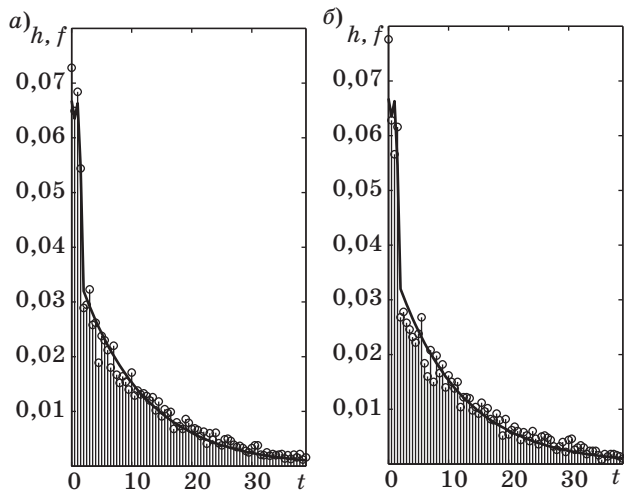
дискретизируются с интервалом  $\Delta = 1/2$  и аппроксимируются марковскими последовательностями четвертого порядка, длительность реализаций  $T = 40$ . Интервал корреляции, определяемый как время уменьшения корреляционных моментов на порядок, при  $\alpha = 1/8$  сопоставим с длительностью реализаций ( $\tau_0 \approx 20$ ), т. е. последовательности коррелированы. Вероятности пересечения (4) уровня  $u = 1,5$  в первые моменты времени оценивались статистическим моделированием. Значения геометрической плотности (5) показаны на рис. 1 [кривые 1, 2, 3 — для случаев (6), (7), (8) соответственно]. Алгоритмы генерирования марковских последовательностей приведены в работе [8].

Плотность распределения и гистограмма времени первого пересечения уровня  $u = 1,5$  последовательностью четвертого порядка, аппроксимирующей процесс с функцией корреляции (7), представлены на рис. 2, а; те же плотность и гистограмма для исходной неаппроксимированной последовательности — на рис. 2, б (для выборки размером  $N = 5000$ ).

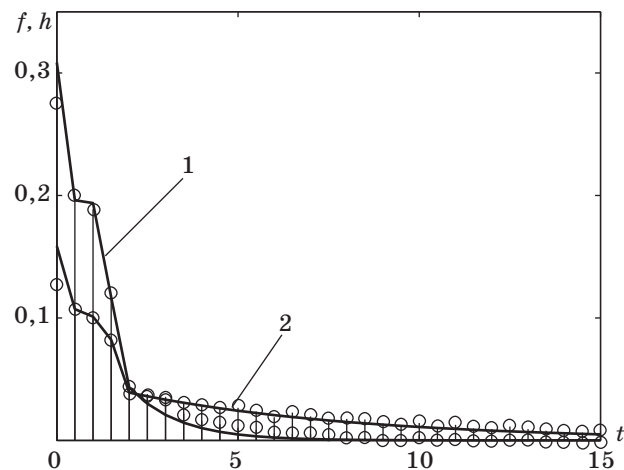
**Пример 2.** На рис. 3 показаны плотности распределения времени первого пересечения уров-



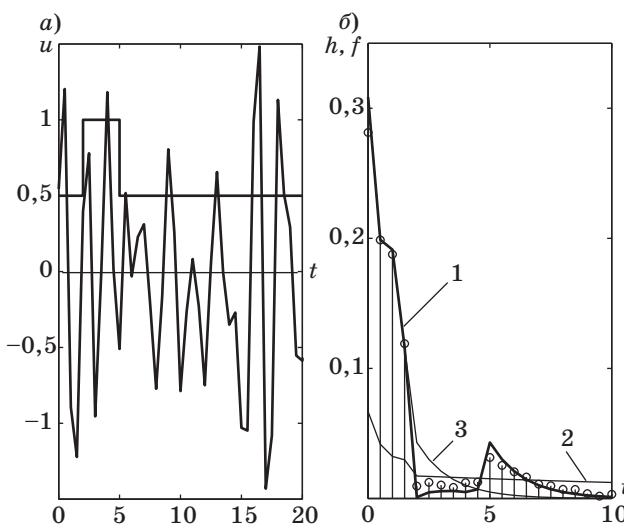
■ Рис. 1. Плотности распределения



■ Рис. 2. Гистограмма (а) и плотность распределения (б)



■ Рис. 3. Плотности распределения, марковская последовательность четвертого порядка ( $N = 10\ 000$ )



■ Рис. 4. Пересечение уровня, имитирующего прямоугольный сигнал (а); гистограмма и плотность распределения времени первого пересечения уровня (б)

ней  $u_1 = 0,5$  (кривая 1) и  $u_2 = 1,0$  (кривая 2) коррелированной последовательностью четвертого порядка ( $\Delta = 1/2$ ), аппроксимирующей процесс с функцией корреляции (6),  $\alpha = 1/8$ ,  $\beta = \pi$ . Комбинация уровней  $u_1$  и  $u_2$  дает уровень  $u(t)$ , имитирующий прямоугольный сигнал на интервале  $2 \leq t \leq 5$  (рис. 4, а). На рис. 4, б показаны гистограмма и плотность распределения времени (для  $N = 10\ 000$ ) первого пересечения уровня (кривая 1): на интервале  $t \leq 4,5$  — моделирование с усреднением по нескольким экспериментам, при  $t \geq 5$  — фрагмент плотности 3, сдвинутый на  $\Delta t = 3$ . Кривые 2 и 3 — плотности 1 и 2, показанные на рис. 3. Марковская аппроксимация последовательности может использоваться для описания пересечения кусочно-непрерывных уровней.

### Общий случай

Расчет вероятности первого пересечения уровня  $k$ -м отсчетом стационарной гауссовой последовательности требует определения условных дисперсии и математического ожидания и интегрирования для усреднения результатов. Задача в принципе решаемая, но весьма громоздкая. Одно из приближенных решений при аппроксимации процесса марковской последовательностью первого порядка приведено в работе [6]. Увеличение порядка марковской аппроксимации усложняет расчет плотности распределения и моделирование. Наиболее простым приемом представляется замена случайной последовательности дискретным белым шумом.

*Слабокоррелированные последовательности.*

**Пример 3.** Линейный уровень  $u(t) = 5 - t/4$  пересекается слабокоррелированными ( $\alpha = 1/8$ ,  $\beta = \pi$ ) последовательностями с функциями корреляции (6)–(8), интервал дискретизации  $\Delta = 1/2$  (рис. 5, а). Гистограммы времени первого пересечения (рис. 5, б, кривая 1), показанные оператором PLOT, близки друг к другу ( $N = 10\ 000$ ). Вероятности (рис. 5, б, кривая 2)

$$f(t_k) = p_k \prod_{i=0}^{k-1} (1 - p_i), \quad p_i = 1 - \Phi(u_i) \quad (9)$$

рассчитаны для независимых отсчетов  $x_i \in N(0, 1)$ . Оценки среднего времени пересечения  $\hat{t} = 16,15$ ,  $\hat{t} = 16,13$ ,  $\hat{t} = 16,11$ , среднее для белого шума  $t = 15,80$ .

Гистограммы времени первого пересечения уровня последовательностью с различными значениями параметра  $\alpha$  ( $\beta = \pi$ ) показаны на рис. 6, а кривыми: 1 — при  $\alpha = 1/16$  (коррелированная последовательность); 2 и 3 — при  $\alpha = 1/2$  и  $\alpha = 2$  (слабокоррелированные последовательности); 4 — плотность распределения в случае белого шума. Как и следовало ожидать, слабокоррелированная

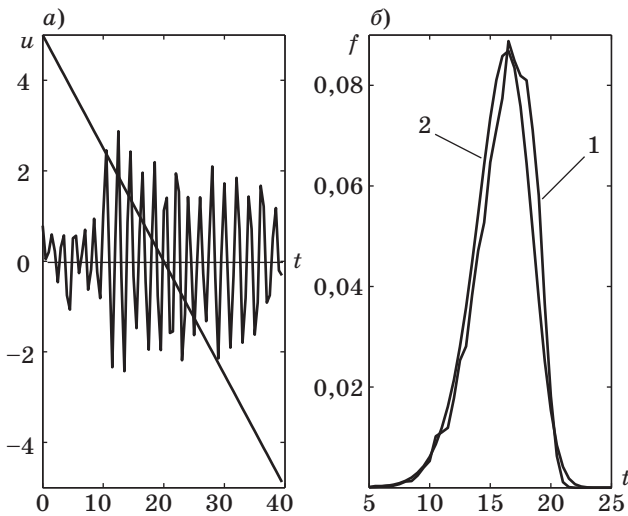


Рис. 5. Пересечение линейного уровня (а) и гистограммы времени первого пересечения (б)

модель близка к модели белого шума:  $\hat{t} = 15,76$ ,  $\hat{t} = 15,69$  при  $t_0 = 15,80$ ;  $\hat{\sigma}^2 = 5,49$ ,  $\hat{\sigma}^2 = 5,46$  при  $\sigma^2 = 5,66$ ; для коррелированной последовательности  $\hat{t} = 16,29$ ,  $\hat{\sigma}^2 = 6,00$ .

Гистограммы времени первого пересечения последовательностью с функцией корреляции (б) при  $\alpha = 1/4$  и различных значениях  $\beta$  представлены на рис. 6, б:  $\beta = \pi/2$  (кривая 1),  $\beta = \pi$  (кривая 2),  $\beta = 2\pi$  (кривая 3). Наиболее близким к случаю белого шума (кривая 4) оказывается задание  $\beta = \pi$ :  $\hat{t} = 15,96$ ,  $\hat{\sigma}^2 = 5,73$ ; в других случаях  $\hat{t} = 16,62$ ,  $\hat{t} = 16,44$ ;  $\hat{\sigma}^2 = 6,80$ ,  $\hat{\sigma}^2 = 5,46$ . Выбором параметров  $\alpha$  и  $\beta$  линейного преобразования входного сигнала случайную составляющую можно привести к слабокоррелированному виду, близкому к белому шуму. Плотность (9) описывает обоб-

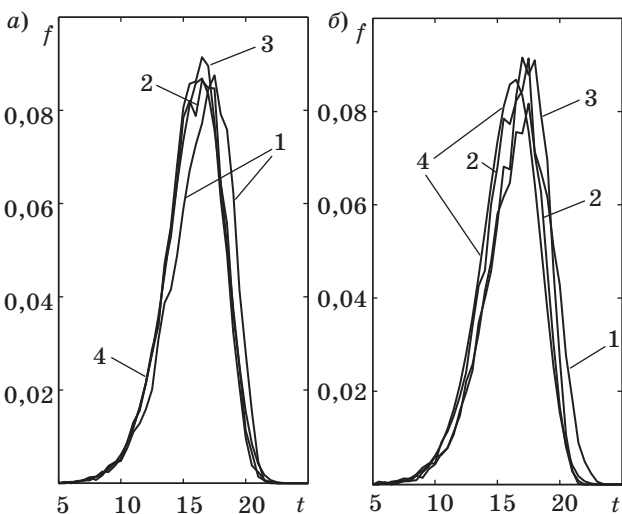


Рис. 6. Гистограммы времени пересечения линейного уровня с различными значениями  $\alpha$  (а) и  $\beta$  (б)

щенное геометрическое распределение — с переменной вероятностью  $p_i = \varphi(u_i)$ .

*Коррелированные последовательности.*

В одном из способов временного дискриминирования интервал между селективирующими импульсами задается равным нулю [7]. Пусть прямоугольный сигнал с амплитудой  $A$  в белом шуме преобразуется линейной системой с весовой функцией  $h(t) = \exp(-\alpha t)\sin\beta t$ . На выходе системы функция корреляции шума

$$R(\tau) = \int_0^{\infty} h(t)h(t+\tau)dt = \sigma^2 \exp(-\alpha\tau) \left( \cos\beta\tau + \frac{\alpha}{\beta} \sin\beta\tau \right), \quad (10)$$

сигнал [9]

$$s(t) = \begin{cases} U(1-R(t)), & 0 \leq t < T; \\ s(t) - s(t-T), & t \geq T, \end{cases}$$

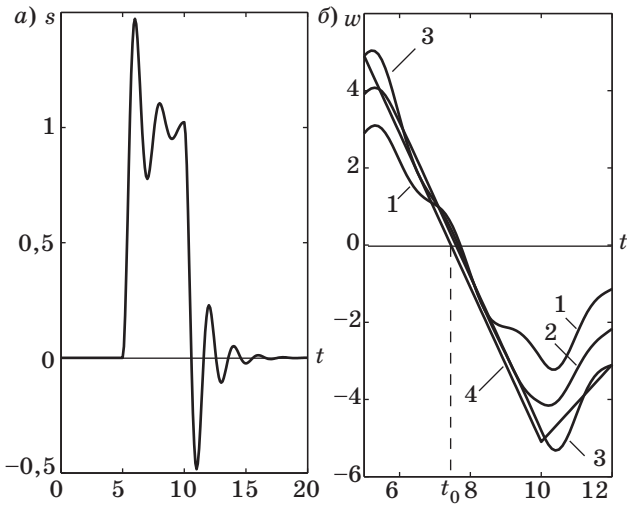
$T$  — длительность сигнала. При  $\beta^2 \gg \alpha^2$  дисперсия  $\sigma^2 \approx 1$ . На рис. 7, а показан сигнал с  $T = 5$ ,  $U = 1$  при  $\alpha = 3/4$ ,  $\beta = \pi$ , время прихода сигнала по переднему фронту  $t_0 = 5$ . Дискриминационные характеристики с прямоугольными селективирующими импульсами длительностью  $T_c$

$$w(t) = \int_t^{t+T_c} s(\tau)d\tau - \int_{t-T_c}^t s(\tau)d\tau. \quad (11)$$

Кривые 1, 2, 3 (рис. 7, б) соответствуют  $T_c = 3, 4, 5$ ; кривая 4 — дискриминационная характеристика прямоугольного сигнала с временем прихода (по средней точке)  $t_0 = 7,5$ . За счет асимметрии сигнала (см. рис. 7, а) наблюдается смещение оценки времени прихода  $t_0$ .

В первом приближении дискриминационную характеристику (11) на рабочем интервале можно считать линейной. Таким образом, в задаче измерения времени прихода уровень  $u(t)$  может задаваться как линейной функцией с относительно небольшой крутизной  $\eta_w(t) = |w'(t)|$ , так и функцией с  $\eta_s(t) = |s'(t)| \gg \eta_w(t)$ .

**Пример 4.** Уровень  $u(t) = 5 - 2t$  имитирует линейную дискриминационную характеристику (11), показанную на рис. 7, б, кривая 4, на интервале  $0 \leq t \leq 5$  (время прихода прямоугольного сигнала длительностью  $T = 5$  по переднему фронту  $t_0 = 0$ ). Оценка функции корреляции случайной составляющей дискриминационной характеристики при моделировании с интервалом  $\Delta = 1/8$  [шум  $X$  на входе дискриминатора описывается функцией (10),  $\sigma^2 = 1$ ] показана на рис. 8, а (последовательность коррелирована). Гистограмма и интерполированная плотность распределения

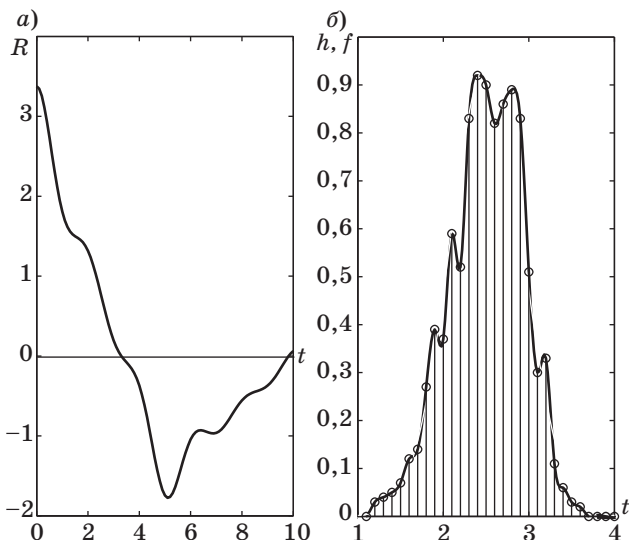


■ Рис. 7. Сигнал (а) и дискриминационные характеристики (б)

смещенной оценки времени прихода  $f(\hat{t}_0 + 2,5)$  получены дискриминированием (рис. 8, б) (MATLAB — функция SPLINE). Оценка среднего времени прихода  $m_{\hat{t}} = 2,5185$ , оценка среднеквадратического отклонения  $\sigma_{\hat{t}} = 0,4200$  (получены по  $N = 1000$ ).

Уровень  $u(t)$ , пересекаемый коррелированной последовательностью, можно заменить эквивалентным уровнем  $u_0(t)$ , пересекаемым дискретным белым шумом.

Пусть существует уровень  $u_0(t)$ , пересечение которого дискретным белым шумом  $\mathbf{X}_0$  статистически адекватно реальному пересечению. Вероятность пересечения  $p_k \approx h_k$  определяется отношением  $g(t) = u(t)/\sigma$  и может быть задана как значение обобщенной геометрической плотности (пересечение снизу вверх)



■ Рис. 8. Функция корреляции (а) и оценка плотности распределения (б)

$$p_k = \{1 - \Phi(g_0(t_k))\} \prod_{i=1}^{k-1} \Phi(g_0(t_i)) \approx h_k$$

или при пересечении сверху вниз

$$p_k = \Phi(g_0(t_k)) \prod_{i=1}^{k-1} \{1 - \Phi(g_0(t_i))\} \approx h_k.$$

Если в отношении  $g_0(t) = u_0(t)/\sigma(t)$  положить  $\sigma(t) = 1$  (замена коррелированной последовательности стандартным белым шумом  $\mathbf{X}_0$ ), пересекаемый уровень заменяется эквивалентным уровнем:

$$u_0(t_k) = \Phi^{-1} \left\{ 1 - h_k / \prod_{i=1}^{k-1} \Phi(g_0(t_i)) \right\}; \quad (12a)$$

$$u_0(t_k) = \Phi^{-1} \left\{ h_k / \prod_{i=1}^{k-1} \{1 - \Phi(g_0(t_i))\} \right\}, \quad (12б)$$

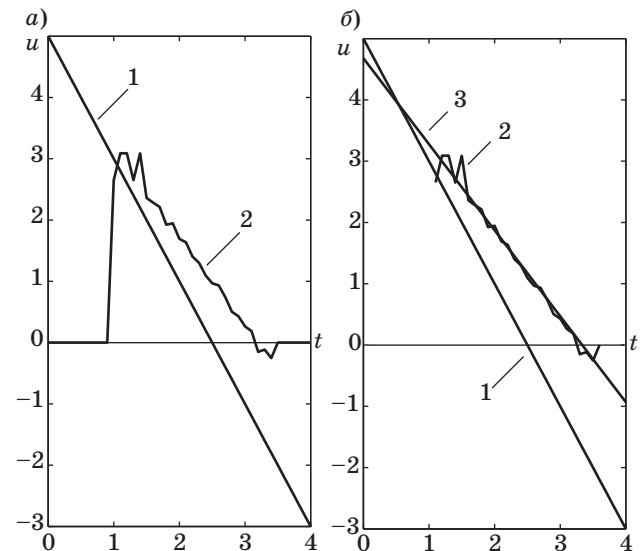
$$k=2, 3, \dots;$$

$u_0(t_1) = \Phi^{-1}(1 - h_1)$ ,  $u_0(t_1) = \Phi^{-1}(h_1)$  в соответствии с формулами (12а) и (12б).

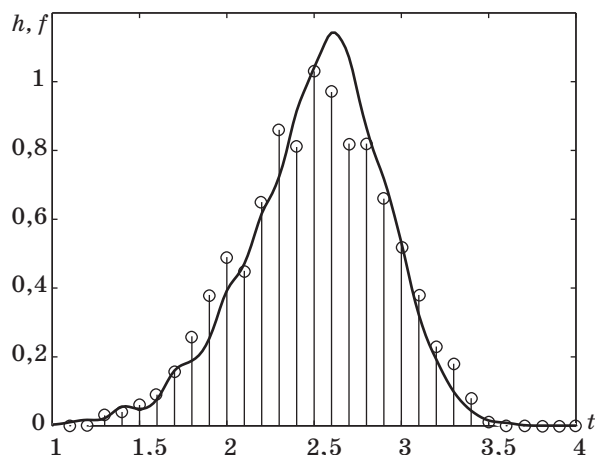
**Пример 5.** Протяженность уровня (12) (рис. 9, а, кривая 2), эквивалентного уровню  $u(t)$  из примера 4 (рис. 9, а, кривая 1), определяется последовательностью ненулевых значений гистограммы.

Линейная аппроксимация уровня  $u_0(t) \approx at + b$ ,  $a = -1,3630$ ,  $b = 4,5551$  (рис. 9, б, кривая 3) позволяет рассчитать плотность  $p_k$  времени первого пересечения (рис. 10) эквивалентного уровня.

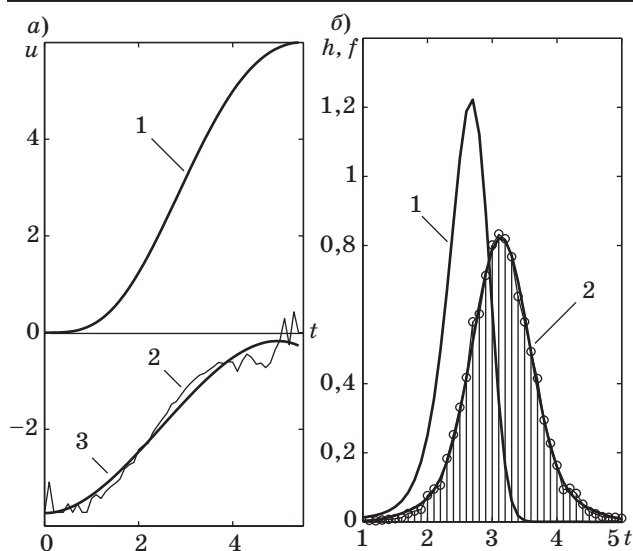
Методика расчета плотности распределения с использованием модели белого шума вписывается в общую марковскую модель аппроксимации. Она применима и к устройствам временной фиксации [3, 4, 7].



■ Рис. 9. Эквивалентный уровень (а) и его линейная аппроксимация (б)



■ Рис. 10. Расчетная плотность



■ Рис. 11. Пересечение фронта сигнала на выходе фильтра Баттлерворта: а — исходный и эквивалентный уровни; б — плотность распределения времени первого пересечения исходного и эквивалентного фронтов

**Пример 6.** Прямоугольный сигнал длительностью  $T = 5$  с амплитудой  $A = 6$  в белом шуме преобразуется фильтром нижних частот Баттлерворта четвертого порядка с частотой среза  $F = 1$  рад/с [6]. Передний фронт сигнала (рис. 11, а, кривая 1) пересекается коррелированной последовательностью с дисперсией  $\sigma^2 = 1$  и средним  $m = 3,1686$  (точка максимальной крутизны фронта  $t_0 = 2,8937$ ). Эквивалентный уровень (рис. 11, а, кривая 2), пересекаемый белым шумом с нулевым средним, аппроксимируется кривой третьего порядка (рис. 11, а, кривая 3)

$$g_0(t) = -0,0705t^3 + 0,5331t^2 - 0,1899t - 3,7330.$$

Плотность распределения времени пересечения исходного фронта дискретным белым шумом с  $m =$

$= 3,1686$  (рис. 11, б, кривая 1) имеет тот же характер, что и в примере 5. Пересечение эквивалентного фронта описывается плотностью, близкой к гистограмме наблюдений (рис. 11, б, кривая 2).

### Заключение

Дискретизация непрерывных процессов позволяет записать плотность распределения дискретного времени первого пересечения уровня в виде определенного  $n$ -мерного интеграла, вычисление которого затруднительно. Упрощения расчета плотности достигаются марковской аппроксимацией пересекающей последовательности. Время первого пересечения заданного уровня слабокоррелированной стационарной последовательностью может быть описано обобщенным геометрическим распределением, что является следствием ее близости к дискретному белому шуму. Дальнейшее упрощение расчета плотности и моделирования устройств измерения времени прихода импульсного сигнала достигается аппроксимацией нестационарной марковской последовательностью нулевого порядка с заменой пересекаемого уровня статистически эквивалентным.

### Литература

1. Тихонов В. И., Миронов М. А. Марковские процессы. М.: Сов. радио, 1977. 488 с.
2. Тихонов В. И., Хименко В. И. Проблема пересечений уровней случайными процессами. Радиотехнические приложения // Радиотехника и электроника. 1998. Т. 43. № 5. С. 501–523.
3. Тихонов В. И. Статистическая радиотехника. М.: Сов. радио, 1966. 678 с.
4. Тихонов В. И. Нелинейные преобразования случайных процессов. М.: Радио и связь, 1986. 296 с.
5. Воробьев С. Н. Пересечение гауссовым марковским процессом детерминированного уровня // Информационно-управляющие системы. 2004. № 2. С. 16–20.
6. Воробьев С. Н. Марковская модель пересечения стационарного гауссова процесса с детерминированным уровнем // Информационно-управляющие системы. 2004. № 3. С. 12–16.
7. Митяшев Б. Н. Определение временного положения импульсов при наличии помех. М.: Сов. радио, 1962. 199 с.
8. Осипов Л. А., Воробьева Ю. Г. Генерирование гауссовых марковских последовательностей // Информационно-управляющие системы. 2006. № 4. С. 4–9.
9. Воробьев С. Н. Эффективное обнаружение детерминированных сигналов / ГУАП. СПб., 2003. 139 с.

УДК 681.52

## ВОЗМОЖНОСТИ СОКРАЩЕНИЯ ТРУДОЕМКОСТИ СТАТИСТИЧЕСКОГО МОДЕЛИРОВАНИЯ КОРРЕЛЯЦИОННО-ЭКСТРЕМАЛЬНЫХ СИСТЕМ

**В. Ю. Емельянов,**

канд. техн. наук, профессор

**Н. О. Лихолет,**

старший преподаватель

Санкт-Петербургский Балтийский государственный технический университет  
«ВОЕНМЕХ» им. Д. Ф. Устинова

**С. Н. Шаров,**

доктор техн. наук, профессор

ОАО «Концерн «Гранит-Электрон»

*На примере корреляционно-экстремальной системы определения местоположения аппарата, осуществляющего посадку на лунную поверхность, показана возможность сокращения трудоемкости статистического моделирования при адаптивном комбинировании различных методов.*

**Ключевые слова** — статистическое моделирование, корреляционно-экстремальные системы.

### Введение

Для определения местоположения беспилотного летательного аппарата (БПЛА) относительно земной поверхности известны системы, которые объединены в литературе под общим названием «корреляционно-экстремальные» [1]. В таких системах локатор осматривает участок поверхности под ЛА (сбоку, спереди или сзади). Результаты осмотра сравниваются с эталонной радиолокационной картой (моделью местности) и по максимуму коэффициента взаимной корреляции Крл (или другого критерия сравнения, например, невязки Нвз ( $X, Z$ )) наблюдаемого изображения и эталонной карты определяются координаты истинного местоположения ЛА относительно заданного полетным заданием на момент измерения.

При соответствующей обработке отраженных сигналов можно определить координаты контрастных и неконтрастных объектов при наличии значительных флуктуаций сигнала и априорной неопределенности отражательных свойств объекта и фона. Допустимые значения флуктуаций и погрешностей измерителя, оптимальный размер сравниваемых массивов (измеряемых и эталонных) и ракурсы наблюдения, а также ограничения

на критерии сравнения и признаки сигналов, используемые для сравнения, определяются по результатам статистического моделирования.

Основным недостатком метода статистического моделирования являются необходимые на его реализацию временные затраты, которые могут существенно превышать допустимые для подготовки полетного задания.

В настоящей работе исследованы возможности сокращения трудоемкости (необходимого числа опытов) метода статистического моделирования при подготовке полетного задания для корреляционно-экстремальных систем определения местоположения ЛА по подстилающей поверхности [2, 3] в обзорном режиме бортового локатора. Приведена количественная оценка различных методов на примере определения координат и достоверности определения заданного участка лунной поверхности бортовым локатором космического аппарата.

### Моделирование

#### в обеспечение полетного задания

Во время подготовки полетного задания эталонное изображение определяется заранее и представляет двумерный массив  $A_0$  (размерностью  $M \times N$ )

нормированных значений признака  $a$  отраженного сигнала (интенсивности, поляризации и др.), распределенных по координатам, например  $x$  и  $z$ .

Размерности  $M$  и  $N$  определяются ошибками  $\Delta x$  и  $\Delta z$  предварительного выведения БПЛА в зону осмотра бортовым локатором головки самонаведения поверхности Земли.

Радиолокационные модели [2] на различных дистанциях определяются из «идеальной» радиолокационной карты. Топографическая карта (или другая модель местности) в районе, где может находиться искомый объект (цель или ориентир), разбивается равномерной сеткой на элементы с линейными размерами, равными или меньшими, чем линейная разрешающая способность локатора с учетом его углового разрешения  $\theta$ , дистанции  $L$  и углов визирования в вертикальной  $\psi$  и горизонтальной  $\Psi$  плоскостях. При неоднородной поверхности в одном элементе ее отражательная способность  $S_{отр}$  находится как суммарное по площади значение:

$$S_{отр} = \sum_{i=1}^n S_i \sigma_i,$$

где  $S_i$  — площадь одного элемента разрешения;  $n$  — число поверхностей площадью  $S_i$  с удельной эффективной отражательной способностью  $\sigma_i$ .

Таким образом, каждому элементу разрешения карты присваивается числовое значение эффективной отражательной способности. При постоянных параметрах локатора на одинаковой дистанции изменение амплитуды отраженного сигнала пропорционально величине эффективной отражающей поверхности зондируемого участка местности. При этом коэффициент пропорциональности существенно зависит от дистанции наблюдения и затухания излучения в атмосфере.

Показатель качества  $\Pi$  — достоверность (или запас достоверности) определения глобального экстремума критерия сравнения [2]:

$$\Pi = \frac{C_2 - C_1}{C_{cp}} \text{ или } \Pi = \frac{C_1 - C_2}{C_1},$$

где  $C_1$  — значение критерия  $C$  в окрестности искомой точки, соответствующей глобальному экстремуму (минимуму);  $C_2$  — значение критерия  $C$  в точке локального экстремума (минимума), ближайшего по величине к  $C_1$ ;  $C_{cp}$  — среднее значение критерия на всем анализируемом участке эталонной карты.

Отметим, что все используемые методы сравнения результатов измерения и эталонного массива исключают непосредственное использование абсолютной величины измерений (используют только относительную величину наблюдаемого контраста по всему массиву измерений).

Основные критерии оценки качества определения местоположения ЛА относительно наблюдаемой местности следующие.

Суммарная ошибка  $\Delta_\Sigma$  в единицах разрешения  $\Delta_\Sigma = \sqrt{(\Delta_i + \Delta_j)^2}$  или  $\Delta_\Sigma = \sqrt{(\Delta_x \Delta_i)^2 + (\Delta_z \Delta_j)^2}$  [м], где  $\Delta_x$  и  $\Delta_z$  — величина разрешения по осям  $x$  и  $z$ , м.

Если известна допустимая ошибка  $\Delta R$  в определении координат местоположения осмотренной локатором зоны на карте местности, то критерием качества может служить вероятность правильного определения координат, т. е. вероятность выполнения условия  $\Delta_\Sigma \leq \Delta R$ .

Наличие локальных экстремумов является причиной грубых ошибок в определении местонахождения ЛА относительно наблюдаемого сюжета.

Отметим, что при необходимости учета корреляционных свойств распределения отраженного сигнала по поверхности наблюдаемого участка земной поверхности используется также статистическое моделирование. Наиболее полно методы учета корреляционных свойств изложены в работе [4].

### Существующие методы снижения трудоемкости статистического моделирования

Теоретические основы метода статистического моделирования сводятся к одному базовому положению математической статистики — теореме Хинчина.

Сам принцип статистического моделирования заключается в том, чтобы нивелировать случайность (как категорию чисто статистическую) за счет проведения большого количества опытов и определить таким образом искомую величину с той или иной степенью уверенности.

Для определения количественных характеристик следует опираться на центральную предельную теорему, согласно которой случайная величина

$$\bar{x}_n = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{n}$$

распределена по нормальному закону с математическим ожиданием, равным математическому ожиданию величины  $x$ , и дисперсией  $D_{\bar{x}_n} = \frac{\sigma_x^2}{n}$ .

Количество опытов, необходимое для достижения заданной погрешности с заданной вероятностью при прямом статистическом моделировании:

$$N_{\text{треб}} = \frac{\alpha_{\text{дов}}^2 D_x}{\epsilon_{\text{доп}}^2},$$

где  $\alpha_{\text{дов}}$  — доверительный интервал;  $\epsilon_{\text{доп}}$  — допустимая погрешность.



Модель исследуемой системы задается в виде системы уравнений

$$X_i = X(\mathbf{V}), i = 1, 2, \dots, n, \quad (1)$$

где  $\mathbf{V} = (V_1, V_2, \dots, V_m)$  — вектор случайных параметров;  $m$  — их количество;  $n$  — число опытов при статистическом моделировании.

Таким образом, задача статистического моделирования сводится к оценке математического ожидания  $m_x = M[X(\mathbf{V})]$ .

Для сокращения количества проводимых экспериментов применяются различные методы [5–7]. Мы рассмотрим метод выделения главной части [5, 6], метод выборки по группам [5, 6] и комбинированный метод [7].

Помимо перечисленных используют метод существенной выборки, метод критических реализаций [8], метод нестохастического моделирования и др. Предлагаемый [9] адаптивный алгоритм имеет то преимущество, что позволяет автоматизировать процесс сокращения трудоемкости и таким образом избавляет от необходимости привлекать эксперта.

**Метод выделения главной части.**

Решение системы  $X(\mathbf{V})$ , которое, возможно, не может быть найдено аналитически, заменяют приближенным выражением  $Y(\mathbf{V})$ , удобным для аналитических преобразований.

Вводится новая переменная  $Z(\mathbf{V}) = X(\mathbf{V}) - Y(\mathbf{V})$ , и в системе уравнений (1) выполняется замена переменной  $X$  на  $Z$  путем подстановки:  $X(\mathbf{V}) = Z(\mathbf{V}) + Y(\mathbf{V})$ . Оценка искомого математического ожидания определяется в виде  $m_x = M[Y(\mathbf{V})] + M[Z(\mathbf{V})]$ , где первое слагаемое может быть найдено аналитически, а второе определяется по методу статистического моделирования. При удачном выборе функции  $Y(\mathbf{V})$  дисперсия случайной величины  $Z(\mathbf{V})$  может оказаться существенно меньше, чем дисперсия  $X(\mathbf{V})$ , что и приведет к сокращению требуемого количества опытов.

**Метод выборки по группам.**

В соответствии с данным методом область  $G$  возможных значений случайного вектора разбивается на  $K$  непересекающихся областей  $G_k$ :  $G = G_1 \cup G_2 \cup \dots \cup G_k \cup \dots \cup G_K$ . Метод предполагает проведение статистического моделирования для каждой из областей  $G_k$  с использованием вектора случайных параметров плотностей распределения вероятностей:

$$f_{\mathbf{V}^{(k)}}(\mathbf{V}) = \frac{f_{\mathbf{V}}(\mathbf{V})}{p_k},$$

где  $f_{\mathbf{V}}(\mathbf{V})$  — плотность распределения вероятности на всей области определения вектора  $\mathbf{V}$ ;  $f_{\mathbf{V}^{(k)}}(\mathbf{V})$  — плотности распределения для отдельных слоев;  $p_k$  — вероятность попадания случайного вектора  $\mathbf{V}$  в область  $G_k$ .

Если для области  $G_k$  выполнено  $N_k$  опытов, получим оценку математического ожидания искомого показателя для данной области

$$m_x^{*(k)} = \frac{1}{N_k} \sum_{i=1}^{N_k} X(\mathbf{V}^{(i,k)}),$$

где  $\mathbf{V}^{(i,k)}$  —  $i$ -я реализация вектора  $\mathbf{V}$  внутри  $k$ -го слоя.

Результирующая оценка  $m_x^*$  должна рассматриваться как дискретная случайная величина, значения которой  $m_x^{*(k)}$  наблюдаются с вероятностями  $p_k$ . Тогда она определяется усреднением:

$$m_x^* = \sum_{k=1}^K p_k m_x^{*(k)} = \sum_{k=1}^K \frac{p_k}{N_k} \sum_{i=1}^{N_k} X(\mathbf{V}^{(i,k)}). \quad (2)$$

Общее количество опытов  $N = N_1 + N_2 + \dots + N_K$ .

Определим дисперсию оценки (2), имея в виду, что все слагаемые  $N_1 + N_2 + \dots + N_K$  — независимые случайные величины:

$$\begin{aligned} D[m_x^*] &= \sum_{k=1}^K \left( \frac{p_k}{N_k} \right)^2 \sum_{i=1}^{N_k} D[X(\mathbf{V}^{(i,k)})] = \\ &= \sum_{k=1}^K \frac{p_k^2}{N_k} D[X(\mathbf{V}^{(i,k)})]. \end{aligned} \quad (3)$$

Дисперсия случайной величины  $X(\mathbf{V}^{(i,k)})$  может быть оценена по результатам статистического моделирования или определена аналитически следующим образом:

$$\begin{aligned} D[X(\mathbf{V}^{(i,k)})] &= M^{(k)}[X^2(\mathbf{V}^{(i,k)})] - \\ &- M^{(k)}[X(\mathbf{V}^{(i,k)})]^2. \end{aligned}$$

Введя в рассмотрение доли от общего количества опытов, соответствующие областям  $G_k$ :  $q_k = \frac{N_k}{N}$ , на основе (3) получим соотношение для определения количества опытов, необходимого для получения результата с погрешностью не выше  $\epsilon_{\text{доп}}$ :

$$\begin{aligned} D[m_x^*] &= \frac{1}{N} \sum_{k=1}^K \frac{p_k^2}{q_k} D[X(\mathbf{V}^{(i,k)})]; \\ N_{\text{треб}} &= \frac{\alpha_{\text{дов}}^2}{\epsilon_{\text{доп}}^2} \sum_{k=1}^K \frac{p_k^2}{q_k} D[X(\mathbf{V}^{(i,k)})]. \end{aligned}$$

При удачных разбиении области  $G$  и выборе соотношения количества опытов для отдельных областей  $G_k$  дисперсия оценки (2) может быть существенно снижена.

**Комбинированный метод В. Н. Пугачева.**

Метод, разработанный В. Н. Пугачевым [7], преследует цель повысить точность (или соответственно снизить трудоемкость) статистического

эксперимента за счет проведения параллельного исследования упрощенной модели и совместной обработки результатов. Метод предусматривает проведение статистических экспериментов объемом  $N$  для основной и упрощенной моделей, а также определение рассматриваемых статистических характеристик упрощенной модели аналитически.

Определяемый по основной модели показатель качества исследуемой системы  $R$  в общем случае представляет собой некоторую функцию от  $X$ :  $R = R(X(\mathbf{V}))$ .

В качестве статистической характеристики основной модели будем рассматривать  $\lambda = M[R_i]$ . В результате проведения серии опытов получим выборку значений показателя качества  $R_1, R_2, \dots, R_N$  и определим оценку  $\lambda$  стандартным способом:

$$\lambda^* = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N R_i.$$

Для упрощенной системы в частном случае рассматривается статистическая характеристика  $\mu = M[S]$  и ее оценка

$$\mu^* = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N S_i,$$

где  $S$  также является некоторой функцией переменных состояния упрощенной модели.

В этом случае уточненная оценка  $\lambda$

$$\lambda_0 = \lambda^* - \frac{\theta_{RS}}{D_S} (\mu^* - \mu), \quad (4)$$

где  $\theta_{RS}$  — корреляционный момент связи  $R$  и  $S$ .

Дисперсия оценки (4)

$$\begin{aligned} D[\lambda_0] &= \frac{1}{N} \left( D_R - \frac{2\theta_{RS}^2}{D_S} + \frac{\theta_{RS}^2}{D_S^2} D_S \right) = \\ &= \frac{D_R}{N} \left( 1 - \frac{\theta_{RS}^2}{D_R D_S} \right) = \frac{D_R}{N} (1 - \rho_{RS}^2), \end{aligned}$$

где  $\rho_{RS}$  в рассматриваемом одномерном случае совпадает с коэффициентом корреляции случайных величин  $R$  и  $S$   $\rho_{RS} = \frac{\theta_{RS}}{\sqrt{D_R D_S}}$ ,  $|\rho_{RS}| \leq 1$ .

Требуемое для получения результата с погрешностью не выше  $\varepsilon_{\text{доп}}$  количество опытов

$$N_{\text{треб}} = \frac{\alpha_{\text{дов}}^2 D_R}{\varepsilon_{\text{доп}}^2} (1 - \rho_{RS}^2).$$

### Мультиметоды

Под мультиметодом понимается применение сразу двух (совместимых) методов сокращения

трудоемкости. В контексте рассматриваемого адаптивного алгоритма речь идет о двух мультиметодах:

а) выборка по группам и выделение главной части;

б) выборка по группам и комбинированный метод.

Состоят они в том, что помимо разбиения всей области на слои, для каждого слоя моделирование проводится не напрямую, а с использованием метода выделения главной части и комбинированного метода соответственно.

В варианте «а» для каждого слоя находится соответствующая ему главная часть  $Y_k(\mathbf{V})$ , где  $k$  — номер слоя. В этом случае

$$m_x = \sum_{k=1}^K p_k (M[Y_k(\mathbf{V})] + M[Z_k(\mathbf{V})]),$$

где  $Z_k(\mathbf{V}) = X_k(\mathbf{V}) - Y_k(\mathbf{V})$ .

Таким образом, задача моделирования сводится к нахождению математического ожидания  $Z_k(\mathbf{V})$  для каждого слоя, причем дисперсия будет меньше, чем дисперсия  $X_k(\mathbf{V})$ , благодаря чему достигается выигрыш в трудоемкости.

Базовые соотношения для такого мультиметода опираются на базовые соотношения для метода выборки по группам:

$$m_x^* = \sum_{k=1}^K p_k m_x^{*(k)} = \sum_{k=1}^K \frac{p_k}{N_k} \sum_{i=1}^{N_k} Z_k(\mathbf{V}^{(i,k)}) + M[Y_k(\mathbf{V})],$$

где  $M[Y_k(\mathbf{V})]$  находятся численным интегрированием.

Поскольку  $M[Y_k(\mathbf{V})]$  не зависят от количества проведенных опытов и схемы их проведения, то дисперсия  $D(Z_k)$  зависит только от соответствующей выборки внутри  $k$ -го слоя, и, как следствие, требуемое количество опытов и их оптимальная раскладка по слоям определяются соотношениями

$$D[z_x^*] = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^K \frac{p_k^2}{q_k} D[Z_k(\mathbf{V}^{(i,k)})];$$

$$N_{\text{треб}} = \frac{\alpha_{\text{дов}}^2}{\varepsilon_{\text{доп}}^2} \sum_{k=1}^K \frac{p_k^2}{q_k} D[X(\mathbf{V}^{(i,k)})].$$

В варианте «б» для каждого слоя находится упрощенная функция отклика. В этом случае

$$m_x = \sum_{k=1}^K p_k m_{x_k},$$

где  $m_{x_k} = m_{x_k}^* - \frac{\theta_{XY_k}}{D_{Y_k}} (m_{Y_k}^* - M[Y_k(\mathbf{V})])$ .

Формула для требуемого количества опытов приобретает вид

$$N_{\text{треб}} = \frac{\alpha_{\text{дов}}^2}{\varepsilon_{\text{доп}}^2} \sum_{k=1}^K \frac{p_k^2}{q_k} D_{X_k} (1 - \rho_{X_k}^{*2}).$$

Принципы работы и реализация адаптивных алгоритмов статистического моделирования изложены в работе [9].

### Сравнительный анализ различных способов статистического моделирования

Сравнение эффективности различных способов моделирования проводилось по карте участка лунной поверхности (рис. 1).

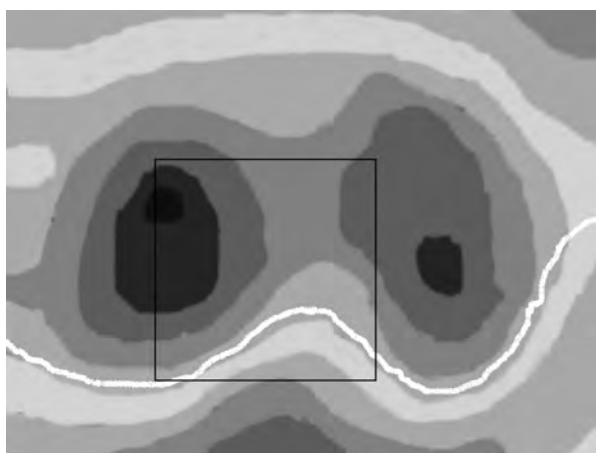
Параметры карты:

- размеры карты — 4000 × 3000 м;
- элемент разрешения карты — 10 × 10 м;
- размеры зоны поиска (квадрат) — 1500 × 1500 м;
- 1 шаг контраста соответствует 5 дБ;
- размеры осматриваемой локатором зоны — 500 × 500 м.

Для моделирования стояла задача оценки качества определения координат зоны, осматриваемой бортовым локатором космического аппарата, путем сравнения массива данных измерителя и эталонного массива той же размерности, сформированного из приведенной карты. При этом использовались два критерия сравнения: коэффициент взаимной корреляции Крл и невязка Нвз.

В рассматриваемых примерах принята допустимая ошибка определения координат до 50 м (4–5 элементов разрешения) и до 15 м (1–2 элемента разрешения), доверительный интервал для вероятности — 2 %, доверительная вероятность — 0,95 («две сигмы»).

В исходных данных для каждого примера задавались следующие случайные изменения параметров элемента разрешения:



■ Рис. 1. Радиолокационная карта

$\Delta x$  — смещения элемента карты по оси  $x$ , распределенные по равномерному закону;

$\Delta z$  — смещения элемента карты по оси  $z$ , распределенные по равномерному закону;

$\sigma_A$  — среднеквадратическая ошибка флуктуации амплитуды (интенсивности) отраженного сигнала, распределенная по нормальному закону;

$\sigma_\alpha$  — среднеквадратическая ошибка угла ориентации, распределенная по нормальному закону.

Результаты оценки качества определения координат в различных условиях (5 примеров) приведены в табл. 1.

Сведения о необходимом числе опытов для получения требуемого качества определения координат в условиях пяти примеров различными методами моделирования приведены в табл. 2. Значения вероятности правильного определения координат осматриваемой зоны (с ошибкой менее допустимой  $\Delta R$ ) представлены в табл. 3.

Для наглядности результаты моделирования проиллюстрированы на рис. 2, где серый квадрат с кружком в центре (почти совпадает с черным квадратом с жирными границами) — сканируемый участок местности. Справа — полученная при сканировании картинка (с учетом влияния всех случайных параметров). Белые и черные квадраты — участки, соответствующие экстре-

■ Таблица 1

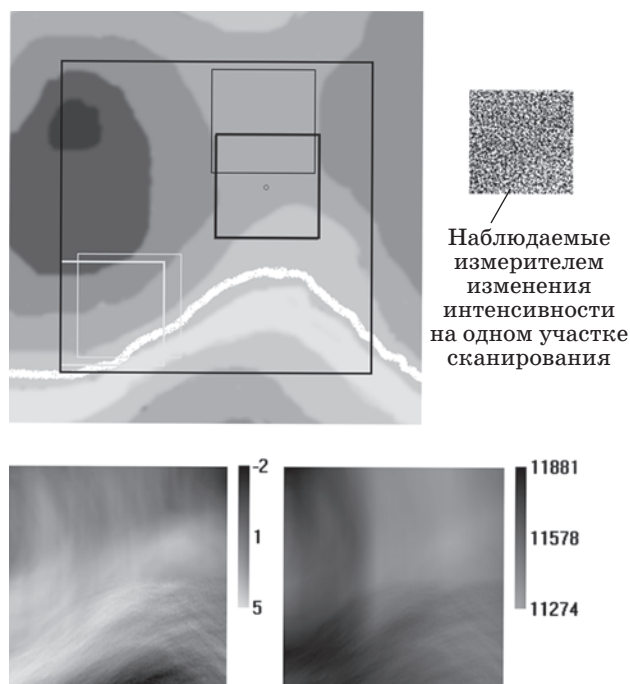
Показатель	Пример				
	1	2	3	4	5
Исходные параметры					
$\Delta x$ , м	± 20	± 30	± 20	± 20	± 20
$\Delta z$ , м	± 20	± 30	± 20	± 20	± 20
$\sigma_A$ , дБ	10	10	15	20	10
$\sigma_\alpha$ , град	0	0	0	0	0,1
Результаты оценки					
Максимум Крл	11,9	11,9	12,1	11,7	12,2
Второй максимум Крл	11,6	11,4	11,7	11,3	11,9
Запас достоверности П по Крл, %	2,7	3,5	3,2	4,0	2,5
Минимум Нвз	10365	10670	10407	10838	10753
Второй минимум Нвз	10092	10407	10130	10568	10483
Среднее значение Нвз	10118	10430	10157	10613	10514
Запас достоверности П по Нвз, %	0,25	2,07	0,26	0,41	0,29

■ Таблица 2

Метод моделирования	1			2			3			4			5							
	Допустимая ошибка $\Delta R$ , м																			
	50		15		50		15		50		15		50		15					
Крл	Нвз	Крл	Нвз	Крл	Нвз	Крл	Нвз	Крл	Нвз	Крл	Нвз	Крл	Нвз	Крл	Нвз					
Прямое моделирование	2361	2507	2473	866	1780	2381	2508	1682	2230	2504	2486	1088	2247	2503	2501	1113	1680	2267	2488	2168
Выборка по группам	1440	2440	972	1011	1263	2314	1220	1365	1525	2469	1144	856	1461	2516	1135	1051	1284	2282	1390	1874
Выделение главной части	1878	2355	1512	888	1517	2206	1716	1485	1791	2357	1587	1001	1785	2399	1571	1068	1534	2277	1744	1939
Комбинированный метод	1721	2200	1472	632	1464	2032	1540	1356	1666	2292	1448	847	1706	2310	1439	797	1259	1994	1563	1693
Мультиметод: выборка по группам + выделение главной части	1370	2403	746	874	1181	2282	966	1387	1556	2450	944	822	1372	2417	897	1028	1841	2299	1703	1874
Мультиметод: выборка по группам + комбинированный метод	1242	2364	713	960	1076	2261	945	1332	1325	2372	832	812	1271	2337	841	931	1146	2162	1016	1645

■ Таблица 3

Метод моделирования	1			2			3			4			5							
	Допустимая ошибка $\Delta R$ , м																			
	50		15		50		15		50		15		50		15					
Крл	Нвз	Крл	Нвз	Крл	Нвз	Крл	Нвз	Крл	Нвз	Крл	Нвз	Крл	Нвз	Крл	Нвз					
Прямое моделирование	34,9	54,1	58,9	93,1	20,2	35,8	46,9	81,6	30,4	50,8	57,7	90,3	31,9	49,4	55,7	90,0	18,4	31,5	42,5	71,4
Выборка по группам	32,3	54,7	57,6	92,2	20,9	35,8	47,7	83,2	30,5	50,8	57,0	91,1	30,0	49,5	55,4	90,5	18,1	31,0	41,9	73,3
Выделение главной части	33,0	53,8	58,0	91,7	20,2	34,6	47,4	83,0	31,6	50,6	58,0	90,5	29,9	49,3	54,4	89,0	18,1	30,5	44,1	73,7
Комбинированный метод	32,2	52,9	58,0	92,7	21,7	34,9	48,2	82,4	31,5	51,6	56,5	89,9	31,4	48,2	56,2	90,1	17,3	31,0	44,4	72,2
Мультиметод: выборка по группам + выделение главной части	33,4	53,3	58,2	92,6	19,4	36,2	47,9	83,4	31,3	51,7	56,7	90,8	30,0	49,5	56,6	89,2	18,2	30,0	43,7	72,8
Мультиметод: выборка по группам + комбинированный метод	31,2	53,4	58,2	91,9	19,2	36,0	47,8	84,0	30,5	51,1	58,2	91,2	30,3	48,7	55,4	90,9	17,6	31,1	42,8	74,0



■ Рис. 2. Экстремумы при сравнении эталонной и полученной при сканировании карт

мумам значений коэффициента корреляции и невязки соответственно. Квадраты с жирными границами — глобальные экстремумы, с одинарными границами — вторые экстремумы.

В нижней части рис. 2 — карты, показывающие относительные значения нормированного коэффициента корреляции (слева) и невязки (справа). Максимум яркости соответствует максимуму нормированного коэффициента корреляции в первом случае и минимуму невязки во втором. Справа от карт — шкалы, показывающие численные значения коэффициента корреляции и невязки для соответствующих яркостей.

## Заключение

1. Результаты моделирования, независимо от используемого метода, подтвердили известные ранее положения. На точность определения координат зоны обзора наибольшее влияние оказывают ошибки угловой ориентации ЛА или зоны обзора наблюдаемой локатором отражающей поверхности. Меньше всего влияют центрированные случайные флуктуации амплитуды, и большее влияние оказывает смещение наблюдаемых элементов разрешения по поверхности (смещение по  $x$  и  $z$ ).

2. Благодаря оптимизации схемы проведения опытов в соответствии с адаптивным алгоритмом многомерного статистического моделирования

удается сократить трудоемкость в 1,5–2 раза для стандартных методов сокращения трудоемкости. Использование предложенных мультиметодов, объединяющих выборку по группам с методом выделения главной части или комбинированный метод В. Н. Пугачева, позволяет в 2–3 раза сократить число опытов и соответственно время, затрачиваемое на статистическое моделирование, необходимое для оценки точности и запаса достоверности определения местоположения осматриваемой зоны.

3. Разработанное программное обеспечение позволяет оценить точность и вероятность правильного определения координат осматриваемой зоны. Входными данными для программы являются:

- двумерный массив эталонной карты  $[X(1, \dots, M) Z(1, \dots, N) A(1, \dots, 16)]$ ;
- дискретность эталонной карты  $\Delta_x, \Delta_z, \Delta_A$  [м];
- размеры зоны, осматриваемой локатором,  $x_{л}, z_{л}$ ;
- допустимая круговая ошибка определения местоположения центра или другой заданной точки зоны осмотра  $\Delta R$ ;
- доверительный интервал для вероятности правильного определения координат  $(0,1-10)$ ;
- доверительная вероятность  $(0,7-0,999)$ ;
- $\Delta x, \Delta z, \sigma_A, \sigma_\alpha$ .

Выходными параметрами программы будут оценки качества определения местоположения осматриваемой зоны: точность по оси  $x$  и  $z$ , вероятность правильного определения координат с заданной точностью и запас достоверности.

Исследуя с ее помощью различные участки поверхности, можно определить наилучшие параметры зоны осмотра (координаты и размеры) при априорно задаваемых погрешностях локатора и отражательных свойствах поверхности, а также выбрать алгоритм сравнения результатов измерений и эталонной карты. В частности, для приведенных примеров невязка на данном участке карты дает существенно большую вероятность правильного определения координат, чем коэффициент корреляции.

4. Для создания программы оптимизации параметров полетного задания целесообразно согласовать точность статистических оценок с точностью статистических характеристик исходных данных.

Такая задача может оптимально решаться для ограниченного числа типовых сюжетов фоновой обстановки; на их основе имеется возможность быстро уточнять требуемые оценки при изменении сюжета (карты) и априорные данные об отражательных свойствах объектов и покровов.

**Литература**

1. Белецкий В. К., Юрьев А. Н. Корреляционно-экстремальные методы навигации. М.: Радио и связь, 1982. 256 с.
2. Шаров С. Н. Информационные управляющие системы беспилотных летательных аппаратов. СПб.: Балт. гос. техн. ун-т, 2007. 255 с.
3. Подоплёкин Ю. Ф., Шаров С. Н. Некоторые особенности использования бортового радиолокатора для увеличения точности определения местоположения беспилотного летательного аппарата // Изв. РАН. 2004. Вып. 1. С. 66–73.
4. Шалыгин А. С., Палагин Ю. И. Моделирование случайных процессов и полей. СПб.: Балт. гос. техн. ун-т, 1997. 129 с.
5. Васильев Д. В., Сабинин О. Ю. Ускоренное статистическое моделирование систем управления. Л.: Энергоатомиздат, 1987. 132 с.
6. Ермаков С. М., Михайлов Г. А. Статистическое моделирование. М.: Наука, 1982. 296 с.
7. Пугачев В. Н. Комбинированные методы определения вероятностных характеристик. М.: Сов. радио, 1973. 256 с.
8. Подоплёкин Ю. Ф., Зимин С. Н. Выбор критических реализаций как метода ускорения статистического моделирования // Изв. РАН. 2007. Вып. 3 (53). С. 3–5.
9. Емельянов В. Ю., Лихолет Н. О. Повышение эффективности методов сокращения трудоемкости статистического моделирования на основе адаптивного подхода // Мехатроника, автоматизация, управление. 2007. № 5. С. 25–27.

**Н. И. Поликарпова, А. А. Шалыто**  
**Автоматное программирование.** — СПб.: Питер, 2009. — 177 с.: ил.

ISBN 978-5-388-00692-9

В книге рассматривается автоматное программирование — подход к разработке программных систем со сложным поведением, основанный на модели автоматизированного объекта управления (расширении конечного автомата). Предлагаемый подход позволяет создавать качественное программное обеспечение для ответственных систем, охватывая все этапы его жизненного цикла и поддерживая его спецификацию, проектирование, реализацию, тестирование, верификацию и документирование.

Книга предназначена для специалистов в области программирования, информатики, вычислительной техники и систем управления, а также аспирантов и студентов, обучающихся по специальностям «Прикладная математика и информатика», «Управление и информатика в технических системах» и «Вычислительные машины, системы, комплексы и сети».



УДК 681.1

## МОДЕЛЬ ПРИНЯТИЯ РЕШЕНИЯ НА ПОИСК ОБЪЕКТА В УСЛОВИЯХ НЕОПРЕДЕЛЕННОСТИ, ОСНОВАННАЯ НА НЕЧЕТКОЙ ПАРАМЕТРИЗАЦИИ ИСХОДНЫХ ДАННЫХ

**М. А. Волосков,**

адъюнкт

**А. Н. Прокаев,**

канд. техн. наук, доцент

Военно-морская академия им. Н. Г. Кузнецова

*Рассмотрена задача принятия решения на поиск подвижного объекта в условиях неопределенности с применением методов теории нечетких множеств, рассчитано изменение плотности распределения координат объекта поиска в процессе его движения с нечеткой параметризацией исходных данных.*

**Ключевые слова** — поиск подвижного объекта, теория нечетких множеств.

Процесс принятия решения, ориентированно на учет специфики внешней среды, на успех, является важнейшим элементом деятельности человека в любой сфере приложения его усилий. В общем виде процесс принятия решения включает определение целей, формирование задачи принятия решения и, наконец, принятие решения (выбор альтернатив). Задача принятия решения в неопределенных условиях содержательно может быть сформулирована следующим образом: имеется множество вариантов (альтернатив) решения; реализация каждой альтернативы приводит к наступлению некоторых последствий (исходов), являющихся случайной величиной, закон распределения которой неизвестен; анализ и оценивание исходов по набору показателей эффективности (критериев) однозначно характеризует альтернативы. Требуется, учитывая предпочтения лица, принимающего решение (в том числе цели, стоящие перед ним, степень его отношения к риску и др.), построить модель выбора альтернативы, лучшей в некотором конкретном смысле.

Среди разнообразных подходов к моделированию в условиях неопределенности к основным следует отнести вероятностный, нечетко-множественный и экспертный. Эффективность применения подходов на основе вероятностных, нечетко-множественных и экспертных описаний к решению различных задач зависит от уровня и характера неопределенности, связанной с конкрет-

ной задачей [1–7]. Действительно, по мере увеличения неопределенности классические вероятностные описания уступают место, с одной стороны, субъективным (аксиологическим) вероятностям, основанным на экспертной оценке, а с другой стороны, нечетко-интервальным описаниям, выраженным в виде функций принадлежности нечетких чисел или, в частном случае, в виде четкого интервала. Субъективные вероятности — это вероятностные формализмы, не имеющие частотного смысла, а представляющие собой, к примеру, результат виртуального пари по Сэвиджу, точечную оценку, основанную на принципе максимума энтропии Гиббса—Джейнса. При этом возникает серьезная проблема обоснования выбора этих оценок.

Обширный опыт отечественных и зарубежных исследователей убедительно свидетельствует о том, что вероятностный подход не может быть признан надежным и адекватным инструментом решения слабоструктурированных задач [6–11], с которыми постоянно сталкивается человек. В принципе, любая попытка использовать статистические методы для решения такого рода задач есть не что иное, как редукция к хорошо структурированным (хорошо формализованным) задачам, при этом такого рода редукция существенно искажает исходную постановку задачи. Поэтому многими исследователями в настоящее время разрабатываются методы оценки эффективности на основе аппарата теории нечетких

множеств (ТНМ) [3, 6, 8]. В данных методах вместо распределения вероятности применяется распределение возможности, описываемое функцией принадлежности нечеткого числа.

Модель управления действиями наблюдателя (поисковой системой), которая является развитием соответствующего класса задач теории поиска, используемых при разработке математического и программного обеспечения информационно-управляющих систем, уже рассматривалась в работе [12].

Однако в задачах принятия решений на поиск объектов, характеризующихся неопределенностью текущих координат в пространстве, прежде чем распределить поисковые усилия, необходимо получить априорную информацию о местонахождении объекта, что в реальных условиях обстановки затруднено, а зачастую просто невозможно, особенно если объект уклоняется от обнаружения.

Рассмотрим случай изменения плотности распределения координат объекта в процессе его движения [13] (рис. 1). Были приняты следующие ограничения и дополнения.

1. Координаты объекта поиска в момент начала расчета характеризуются нормальным законом распределения:

$$f_0(x, y) = \frac{1}{2\pi\sigma_x\sigma_y} e^{-\frac{(x-x_0)^2}{2\sigma_x^2} - \frac{(y-y_0)^2}{2\sigma_y^2}},$$

где  $\sigma_x, \sigma_y$  — среднеквадратическая ошибка (СКО) начальных координат центра рассеивания.

2. В течение любого заданного интервала времени  $\Delta t_i$  объект поиска движется прямолинейно и равномерно.

3. Направление движения объекта может быть распределено по нормальному закону с математическим ожиданием величины курса, равной  $\varphi$ , и величиной СКО  $\sigma_\varphi$  или по равномерному закону в интервале  $\varphi_{\min} \dots \varphi_{\max}$ .

4. Скорость объекта определяется величиной  $u$  или величиной математического ожидания скорости  $\bar{u}$  с погрешностью, определяемой величиной СКО  $\sigma$ .

Для задачи принятия решения на поиск объекта, который в большинстве случаев является уникальным, единичным событием, характерна ситуация недостатка исходной информации и/или отсутствия статистических данных, поэтому для получения прогнозных значений входных параметров наиболее часто применяется метод экспертных оценок. Однако для формализации экспертных оценок в основном используется аппарат теории вероятностей, базирующейся на системе аксиом, которые часто не адекватны поставленным задачам. Для этой теории характерна частотная интерпретация вероятности события, т. е. мы не знаем, каков будет исход данного конкретного эксперимента, но знаем, какова доля того или иного исхода во множестве всех возможных исходов эксперимента, многократно поставленного при неизменных начальных условиях.

Очевидно, что если внешние условия постоянно изменяются, а эксперимент проводится однократно, данный подход сталкивается с существенными трудностями. Поэтому требование к эксперту оценить вероятность того или иного события в принципе некорректно. Недостаток исходной статистической информации приводит к тому, что не удается обосновать достоверность построенных экспертами субъективных функций распределения вероятностей, поэтому довольно часто предполагается, что случайные величины распределены по нормальному закону распределения. Такое допущение не лишено оснований, к примеру, при моделировании физических процессов в соответствии с существующими теоремами, но может быть совершенно не обосновано в других случаях [14].



■ Рис. 1. Изменение плотности распределения координат объекта поиска в процессе его движения



Множество альтернатив (рис. 2, блок 1), представляющих собой варианты действий поисковых сил, лицо, принимающее решение (ЛПР), определяет на этапе выработки замысла на предстоящие действия. При этом ЛПР на данном этапе, как правило, пока не в состоянии сказать, какая альтернатива будет удовлетворять ограничениям задачи и являться способом достижения поставленной цели. Для этого ему необходимо произвести расчеты определенного показателя, чтобы сравнить альтернативы.

Перспективным инструментом для формализации экспертной информации является аппарат ТНМ. Эксперту предлагается определить не функцию распределения, а функцию принадлежности данной величины (см. рис. 2, блок 2). Задача построения функций принадлежности не является уникальной для ТНМ, а возникает всегда, когда речь идет о формализации неопределенных параметров на основе малых статистических данных или экспертной оценке. Теоретические принципы и специальные методы построения функций принадлежности обсуждаются во многих работах [1, 2, 7, 8, 11].

В случае поиска уклоняющегося объекта ЛПР, как правило, способно систематизировать всю обрывочную информацию о возможных вариантах действий объекта, свой опыт и интуицию и от-

разить это в функции принадлежности. Так, направление и скорость движения объекта могут быть определены в виде треугольного или трапециевидного числа (линейный тип функции), в виде нечеткого числа с нелинейной функцией принадлежности. Кроме того, функция принадлежности данных параметров может иметь не один экстремум, а несколько, если ЛПР предполагает наиболее возможными несколько значений (рис. 3).

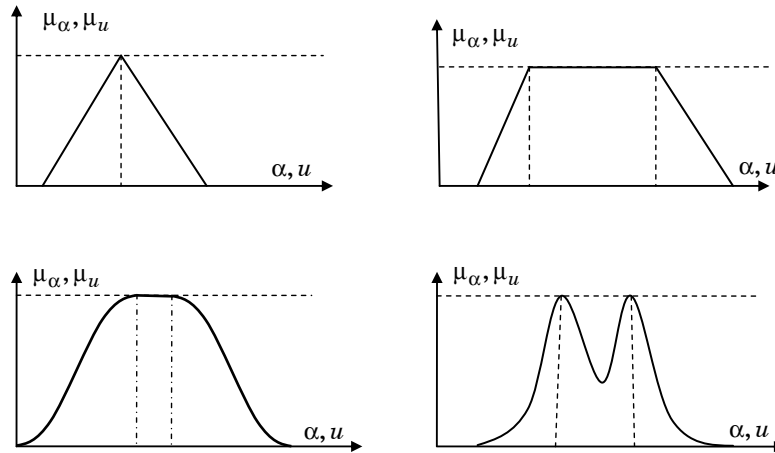
Функцию принадлежности координат объекта поиска в момент начала расчета можно задать в виде нормального закона распределения, что не противоречит ТНМ и делает ее универсальным инструментом для преодоления неопределенности.

После формализации входных данных в нечетком виде ЛПР производит расчет выбранного показателя варианта принятия решения (см. рис. 2, блок 3). В настоящее время для решения практических задач с использованием нечетких интервалов (чисел) применяются правила нечеткой математики, которая основана на «принципе обобщения Заде» или на « $\alpha$ -уровневом принципе обобщения». Не вдаваясь в подробности, рассмотрим их основные положения.

Принцип обобщения, как одна из основных идей ТНМ, позволяет расширить область опреде-



■ Рис. 2. Модель принятия решения в условиях неопределенности, основанная на нечеткой параметризации исходных данных



■ Рис. 3. Варианты построения функций принадлежности направления и скорости движения объекта

ления исходного отображения на класс нечетких множеств [15]:

$$\mu_{\tilde{Y}}(y) = \sup \left\{ T(\mu_{\tilde{X}_1}(x_1), \dots, \mu_{\tilde{X}_n}(x_n)) : (x_1, \dots, x_n) \in R^n \wedge y = f(x_1, \dots, x_n) \right\},$$

где  $T$  — произвольная  $t$ -норма. В большинстве книг и статей, посвященных ТНМ и ее приложениям, в качестве классической формы принципа обобщения используется  $t$ -норма  $\min$ :

$$\begin{aligned} T_{\min}(\mu_{\tilde{X}_1}(x_1), \dots, \mu_{\tilde{X}_n}(x_n)) &= \\ &= \min \left\{ \mu_{\tilde{X}_1}(x_1), \dots, \mu_{\tilde{X}_n}(x_n) \right\}. \end{aligned}$$

Принцип обобщения, основанный на применении  $t$ -нормы  $\min$ , получил название «принцип обобщения Заде». Если задана функция от  $n$  переменных  $y = f(x_1, x_2, \dots, x_n)$  и аргументы  $x_i$  заданы нечеткими числами  $\tilde{X}_i$  с носителями  $\text{supp}(\tilde{X}_i) = [x_i, \bar{x}_i]$ ,  $i = 1, n$ , где  $x_i(\bar{x}_i)$  — нижняя (верхняя) граница носителя нечеткого числа  $\tilde{X}_i$ , то нечеткое число  $\tilde{Y} = f(\tilde{X}_1, \tilde{X}_2, \dots, \tilde{X}_n)$  определяется следующим образом [15]:

$$\begin{aligned} \mu_{\tilde{Y}}(y^*) &= \sup_{\substack{f(x_1^*, x_2^*, \dots, x_n^*) = y^* \\ x_i^* \in \text{supp}(\tilde{X}_i), i=1, n}} \times \\ &\times \left\{ \min \left\{ \mu_{\tilde{X}_1}(x_1^*), \mu_{\tilde{X}_2}(x_2^*), \dots, \mu_{\tilde{X}_n}(x_n^*) \right\} \right\}. \end{aligned}$$

Результат выполнения арифметических операций, обозначаемых  $* \in \{+, -, \cdot, /\}$ , над двумя заданными нечеткими интервалами  $\tilde{A}$  и  $\tilde{B}$  с функциями принадлежности  $\mu_{\tilde{A}}(a)$ ,  $\mu_{\tilde{B}}(b)$  и носителями  $S_A = (a_1, a_2)$  и  $S_B = (b_1, b_2)$  соответственно,  $a_2 > a_1$ ,  $b_2 > b_1 \forall a, b \in R$ , на основе «принципа обобщения Заде» есть нечеткое число  $\tilde{C}$  с функцией принадлежности  $\mu_{\tilde{C}}(c)$ , которая определяется следующим образом [15]:

$$\begin{aligned} \tilde{C} &= \tilde{A} * \tilde{B}, \mu_{\tilde{C}}(c) = \\ &= \sup_{c=a*b} \left\{ \min \left\{ \mu_{\tilde{A}}(a), \mu_{\tilde{B}}(b) \right\} \right\}. \end{aligned}$$

Для расширенных арифметических операций над нечеткими числовыми величинами используется также « $\alpha$ -уровневый принцип обобщения», при котором арифметические операции выполняются на замкнутых интервалах действительных чисел на каждом  $\alpha$ -уровне. « $\alpha$ -уровневый принцип обобщения» представляет собой наиболее универсальную технику нечетко-интервальных вычислений, которая основана на разложении исходных нечетких интервалов на  $\alpha$ -уровни ( $\alpha$ -уровневые множества).  $\alpha$ -уровневым множеством ( $\alpha$ -уровнем) нечеткого множества  $\tilde{X}$  называется четкое подмножество  $\tilde{X}^\alpha$  универсального множества  $X$ , определяемое следующим образом [1, 7]:

$$\tilde{X}^\alpha = \left\{ x \in X \mid \mu_{\tilde{X}}(x) \geq \alpha \right\},$$

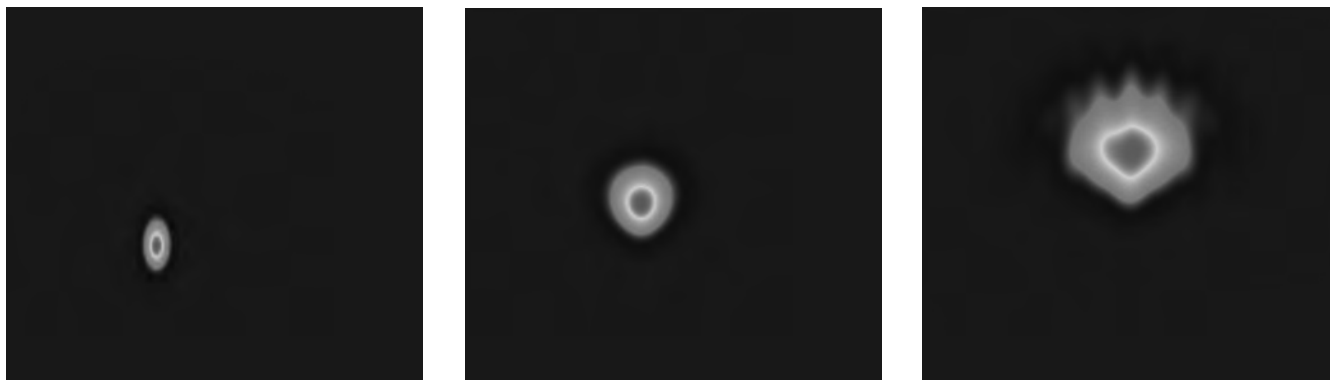
где  $\mu_{\tilde{X}}(x)$  — функция принадлежности  $x$  множеству  $\tilde{X}$ ;  $\alpha \in [0, 1]$ .

Если задана функция от  $n$  нечетких аргументов  $\tilde{Y} = f(\tilde{X}_1, \tilde{X}_2, \dots, \tilde{X}_n)$ , в которой нечеткие числа представлены в виде разложения по  $\alpha$ -уровневым множествам:

$$\tilde{Y} = \bigcup_{\alpha \in [0,1]} \left[ \underline{y}^\alpha, \overline{y}^\alpha \right], \tilde{X}_i = \bigcup_{\alpha \in [0,1]} \left[ \underline{x}_i^\alpha, \overline{x}_i^\alpha \right],$$

то для любого  $\alpha$ -уровня значение функции вычисляется по формулам:

$$\begin{aligned} \underline{y}^\alpha &= \inf \left( f(x_1, x_2, \dots, x_n) \right); \\ \overline{y}^\alpha &= \sup \left( f(x_1, x_2, \dots, x_n) \right); \end{aligned}$$



■ Рис. 4. Изменение плотности распределения координат объекта поиска в процессе его движения с нечеткой параметризацией исходных данных

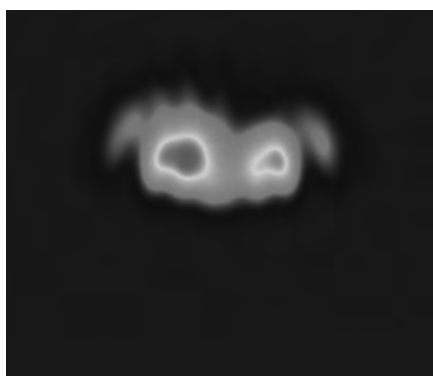
$$x_i \in [x_i^\alpha, \overline{x_i^\alpha}], (i = \overline{1, n}),$$

где  $x_i^\alpha$  и  $\overline{x_i^\alpha}$  ( $y^\alpha$  и  $\overline{y^\alpha}$ ) — соответственно нижняя и верхняя границы нечеткого числа  $\tilde{X}_i$  ( $\tilde{Y}$ ) на уровне  $\alpha \in [0, 1]$ .

Пример проведения расчетов для определения координат движущейся цели со значениями направления и скорости движения объекта, заданными в виде треугольного нечеткого числа, представлен на рис. 4.

Если ЛПР, например, определит функцию принадлежности направления движения объекта как функцию, имеющую два максимума (см. рис. 3), то плотность распределения координат объекта поиска может выглядеть следующим образом (рис. 5).

Определив возможные местонахождения объекта, ЛПР может выбрать из возможных способов действий поисковых сил наиболее приемлемый. Для этого ему надо воспользоваться стандартной процедурой расчета эффективности поиска с ограничениями по имеющимся у него ре-



■ Рис. 5. Плотность распределения координат объекта поиска в процессе его движения с нечеткой параметризацией исходных данных в виде функции с двумя максимумами

сурсам (временным, материальным и т. д.). Однако если в исходных данных для расчета показателей эффективности присутствует неопределенность, которую трудно выразить в понятиях теории вероятностей, необходимо вновь обращаться к ТНМ, как было указано выше.

В теории поиска часто возникает ситуация, когда поисковую операцию необходимо провести в максимально сжатые сроки, не снижая, по возможности, эффективности поиска. Результат расчетов в модели принятия решения в нечеткой среде (интегральная оценка альтернативы), как правило, является нечетким числом. Поэтому необходимо определить операцию сравнения полученных продолжительностей поисковых операций, представленных в виде нечетких чисел  $\tilde{A}$  и  $\tilde{B}$  (см. рис. 2, блок б), которая приобретает сложный характер в силу особенностей самих нечетких чисел, а также специфики предметной области исследования, так как она находится на стыке современной прикладной математики и психологии.

Действительно, оценка риска и принятие решения во многом зависят от ЛПР. Одна и та же рискованная ситуация характеризуется разными руководителями неодинаково, поскольку риск воспринимается индивидуально (субъективно) каждым. Кроме индивидуальных черт характера ЛПР, обусловленных природными особенностями, большую роль играют и ресурсы, которыми он располагает, стоящие перед ним цели, прошлый опыт.

В соответствии с вышеизложенным очевидно, что в задачах принятия решений в условиях неопределенности необходим учет и формализация отношения ЛПР к риску. Под риском в данном случае понимается сокращение времени поисковой операции при возможном снижении эффективности.

В настоящее время имеется большое количество методов дефазификации (приведения к чет-

кому виду) [16] и сравнения нечетких чисел, однако наиболее целесообразными представляются следующие.

1. На основе расстояния Хэмминга:

$$\xi_{\tilde{A}\tilde{B}}^\lambda = \frac{\lambda d(\tilde{B}_L, \tilde{A}_L \wedge \tilde{B}_L) + (1-\lambda)d(\tilde{B}_R, \tilde{A}_R \wedge \tilde{B}_R) + d(\tilde{M}, \tilde{O})}{\lambda d(\tilde{A}_L, \tilde{B}_L) + (1-\lambda)d(\tilde{A}_R, \tilde{B}_R) + 2d(\tilde{M}, \tilde{O})}, \quad (1)$$

где  $\tilde{A}_L, \tilde{B}_L$  ( $\tilde{A}_R, \tilde{B}_R$ ) — левая (правая) сторона функции принадлежности нечеткого числа  $\tilde{A}$  и  $\tilde{B}$  соответственно;  $\tilde{M} = \tilde{A} \cap \tilde{B}$  — мин-пересечение нечетких чисел  $\tilde{A}$  и  $\tilde{B}$ ;  $\tilde{A}_L \wedge \tilde{B}_L$  ( $\tilde{A}_R \wedge \tilde{B}_R$ ) — расширенный минимум левой (правой) стороны функции принадлежности нечеткого числа  $\tilde{A}$  и  $\tilde{B}$  по принципу обобщения Заде;

$d(\tilde{A}, \tilde{B}) = \int_{x \in \mathfrak{R}} |\mu_{\tilde{A}}(x) - \mu_{\tilde{B}}(x)| dx$  — расстояние Хэмминга между  $\tilde{A}$  и  $\tilde{B}$ ;  $\tilde{O}$  — множество с  $\mu(x) = 0$  для  $\forall x \in \mathfrak{R}$ ;  $\lambda$  — учет степени отношения ЛПР к риску (см. рис. 2, блок 4); предлагается использовать индекс пессимизма-оптимизма Гурвица  $\lambda$ , например: если ЛПР не склонно к риску, то  $\lambda = 0$ , если ЛПР склонно к риску, то  $\lambda = 1$ , если ЛПР нейтрален к риску, то может быть выбран  $\lambda = 0,5$ .

2. На основе взвешивания по  $\alpha$ -уровням:

$$\xi_{\tilde{A}\tilde{B}}^\lambda = \frac{\lambda \delta_3 + (1-\lambda)\delta_4 + \delta_5}{\lambda(\delta_1 + \delta_3) + (1-\lambda)(\delta_2 + \delta_4) + 2\delta_5},$$

$$\delta_1 = \int_{\alpha: (A_L^\alpha - B_L^\alpha) > 0} \alpha |A_L^\alpha - B_L^\alpha| d\alpha,$$

$$\delta_2 = \int_{\alpha: (A_R^\alpha - B_R^\alpha) > 0} \alpha |A_R^\alpha - B_R^\alpha| d\alpha,$$

$$\delta_3 = \int_{\alpha: (A_L^\alpha - B_L^\alpha) < 0} \alpha |A_L^\alpha - B_L^\alpha| d\alpha,$$

$$\delta_4 = \int_{\alpha: (A_R^\alpha - B_R^\alpha) < 0} \alpha |A_R^\alpha - B_R^\alpha| d\alpha,$$

$$\delta_5 = \int_{\alpha: (M_R^\alpha - M_L^\alpha) \geq 0} \alpha |M_R^\alpha - M_L^\alpha| d\alpha, \quad (2)$$

где  $\tilde{A}_L^\alpha, \tilde{B}_L^\alpha, \tilde{M}_L^\alpha$  ( $\tilde{A}_R^\alpha, \tilde{B}_R^\alpha, \tilde{M}_R^\alpha$ ) — значение аргумента левой (правой) стороны функции принадлежности нечеткого числа  $\tilde{A}, \tilde{B}$  соответственно на определенном  $\alpha$ -уровне;  $\tilde{M} = \tilde{A} \cap \tilde{B}$  — мин-пересечение нечетких чисел  $\tilde{A}$  и  $\tilde{B}$ ; обозна-

чение  $\int_{\alpha: \text{условие}} f(X^\alpha) d\alpha$  (для непрерывного вари-

анта) или  $\sum_{\alpha: \text{условие}} f(X^\alpha)$  (для дискретного вари-

анта) означает сумму всех значений  $f(X^\alpha)$ , получаемых на каждом уровне  $\alpha \in [0, 1]$ , если на нем выполняется условие.

Кроме того, предлагаются следующие правила, в соответствии с которыми делается определенный вывод по результатам вычисления  $\xi_{\tilde{A}\tilde{B}}^\lambda$ .

1. Если  $\xi_{\tilde{A}\tilde{B}}^\lambda = 1$ , то альтернатива  $A$  строго предпочтительна по сравнению с альтернативой  $B$ .

2. Если  $0,5 < \xi_{\tilde{A}\tilde{B}}^\lambda < 1$ , то альтернатива  $A$  более предпочтительна по сравнению с альтернативой  $B$ .

3. Если  $\xi_{\tilde{A}\tilde{B}}^\lambda \approx 0,5$ , то альтернативы  $A$  и  $B$  равнозначны.

4. Если  $0 < \xi_{\tilde{A}\tilde{B}}^\lambda < 0,5$ , то альтернатива  $B$  более предпочтительна по сравнению с альтернативой  $A$ .

5. Если  $\xi_{\tilde{A}\tilde{B}}^\lambda = 0$ , то альтернатива  $B$  строго предпочтительна по сравнению с альтернативой  $A$ .

Для дефаззификации (приведения к четкому виду) нечеткого числа  $\tilde{X}$  с учетом отношения ЛПР к риску (см. рис. 2, блок 5) предлагается следующий подход:

$$F_{\tilde{X}}^\alpha = \frac{\int_0^1 \alpha (\lambda \underline{X}^\alpha + (1-\lambda) \overline{X}^\alpha) d\alpha}{\int_0^1 \alpha d\alpha};$$

$$F_{\tilde{X}}^\alpha = \left[ \frac{\sum_{\alpha \in [0, 1]} \alpha (\lambda \underline{X}^\alpha + (1-\lambda) \overline{X}^\alpha)}{\sum_{\alpha \in [0, 1]} \alpha} \right], \quad (3)$$

где обозначение  $\int_0^1 f(X^\alpha) d\alpha$  (для непрерывного

варианта) или  $\sum_{\alpha \in [0, 1]} f(X^\alpha)$  (для дискретного ва-

рианта) означает сумму всех значений  $f(X^\alpha)$ , по-

лучаемых на каждом  $\alpha \in [0, 1]$ ;  $\underline{X}^\alpha$  и  $\overline{X}^\alpha$  — соответственно нижняя и верхняя граница нечеткого числа  $\tilde{X}$  на уровне  $\alpha \in [0, 1]$ ;  $\lambda$  — индекс пессимизма-оптимизма Гурвица.

Необходимо заметить, что формулы (3) также позволяют дать интерпретацию известному методу дефаззификации по центру тяжести — данный метод является частным случаем предложенного метода дефаззификации при  $\lambda = 0,5$ , т. е. при нейтральном отношении ЛПР к риску.

После расчетов по формулам (1)–(3) ЛПР производит анализ полученных результатов и выбирает тот вариант действий поисковых сил, который удовлетворяет ограничениям задачи и явля-

ется способом достижения поставленной цели (см. рис. 2, блок 7).

Представленная в статье модель позволяет принимать решения на поиск подвижного объекта в условиях неопределенности, когда недоста-

ток исходной статистической информации или невозможность ее получения приводит к тому, что не удается обосновать достоверность построенных экспертами субъективных функций распределения вероятностей.

## Литература

1. Борисов А. Н., Алексеев А. В., Меркурьева Г. В. и др. Обработка нечеткой информации в системах принятия решений. М.: Радио и связь, 1989. 304 с.
2. Алтунин А. Е., Семухин М. В. Модели и алгоритмы принятия решений в нечетких условиях. Тюмень: Изд-во ТГУ, 2000. 352 с.
3. Бочарников В. П. Fuzzy-технология: Математические основы. Практика моделирования в экономике. СПб.: Наука, 2001. 328 с.
4. Воцинин А. П. Задачи анализа с неопределенными данными — интервальность и/или случайность? // Интервальная математика и распространение ограничений: Рабочие совещания / МКВМ, 2004. С. 147–158.
5. Воцинин А. П., Сотиров Г. Р. Оптимизация в условиях неопределенности. М.: Изд-во МЭИ (СССР); Техника (НРБ), 1989. 224 с.
6. Дилигенский Н. В., Дымова Л. Г., Севастьянов П. В. Нечеткое моделирование и многокритериальная оптимизация производственных систем в условиях неопределенности: технология, экономика, экология. М.: Машиностроение — 1, 2004. 401 с.
7. Дюбуа Д., Прад А. Теория возможностей. Приложения к представлению знаний в информатике: Пер. с фр. М.: Радио и связь, 1990. 288 с.
8. Кофман А., Хил Алуха Х. Введение теории нечетких множеств в управлении предприятиями: Пер. с исп. Минск: Вышэйш. шк., 1992. 224 с.
9. Негойце К. Применение теории систем к проблемам управления. М.: Мир, 1981. 180 с.
10. Птускин А. С. Решение стратегических задач в условиях размытой информации. М.: Дашков и К°, 2003. 240 с.
11. Ярушкина Н. Г. Основы теории нечетких и гибридных систем: Учеб. пособие. М.: Финансы и статистика, 2004. 320 с.
12. Прокаев А. Н. Модель управления действиями наблюдателя при вторичном поиске // Информационно-управляющие системы. 2003. № 6. С. 2–6.
13. Прокаев А. Н. Интеграция информации в задачах поиска объектов с использованием интеллектуальных геоинформационных систем // Интеграция информации и геоинформационные системы: Тр. междунар. семинара, Санкт-Петербург, 25–27 сентября 2005 г. С. 54–64, 170–181.
14. Количественные методы в экономических исследованиях / Под ред. М. В. Грачевой и др. М.: ЮНИТИ — ДАНА, 2004. 791 с.
15. Заде Л. Понятие лингвистической переменной и его применение к принятию приближенных решений: Пер. с англ. М.: Мир, 1976. 165 с.
16. Леоненков А. В. Нечеткое моделирование в среде MATLAB и fuzzyTECH. СПб.: БХВ—Петербург, 2003. 736 с.

УДК 681.2(61) : 338 : 617.58

# КОМПЛЕКСНОЕ ПОЭТАПНОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ БИОТЕХНИЧЕСКОЙ СИСТЕМЫ ПРИ ОЦЕНКЕ ЭФФЕКТИВНОСТИ И НАСТРОЙКЕ ПРОТЕЗА НИЖНЕЙ КОНЕЧНОСТИ

**Л. М. Смирнова,**

канд. техн. наук, ведущий научный сотрудник  
ФГУ «Санкт-Петербургский научно-практический центр медико-социальной экспертизы,  
протезирования и реабилитации инвалидов им. Г. А. Альбрехта»

Представлен анализ свойств и характеристик биотехнической системы «пациент — протез — среда», которые необходимо учитывать при оценке эффективности и индивидуальной настройке протеза нижней конечности. Рассмотрены различные методы анализа движения человека и определены их возможности для моделирования биотехнических систем данного класса. Обоснована необходимость поэтапного комплексного моделирования таких систем с использованием этих методов.

**Ключевые слова** — биотехническая система, оценка эффективности, моделирование, протезирование нижней конечности.

## Введение

Объективизация оценки состояния и индивидуальная настройка биотехнической системы (БТС) «пациент—протез—среда» является одним из необходимых шагов на пути повышения качества протезирования после ампутации нижней конечности и залогом успешной реабилитации данного контингента инвалидов.

В технологическом процессе протезирования основным способом управления качеством БТС служит изменение параметров протеза на основе зависимостей между характеристиками БТС и показателями ее функциональной эффективности — параметрами локомоций и связанными с их выполнением параметрами состояния пациента [1–4]. Одним из первых этапов решения этой задачи является анализ возможностей выделяемых в биомеханике движения «механического» («механистического»), анатомо-функционального и физиологического методов [5] и обоснование метода моделирования БТС «пациент—протез—среда», пригодного для практического использования при оценке эффективности и индивидуальной настройке протеза в технологическом процессе протезирования.

## Структура и свойства БТС

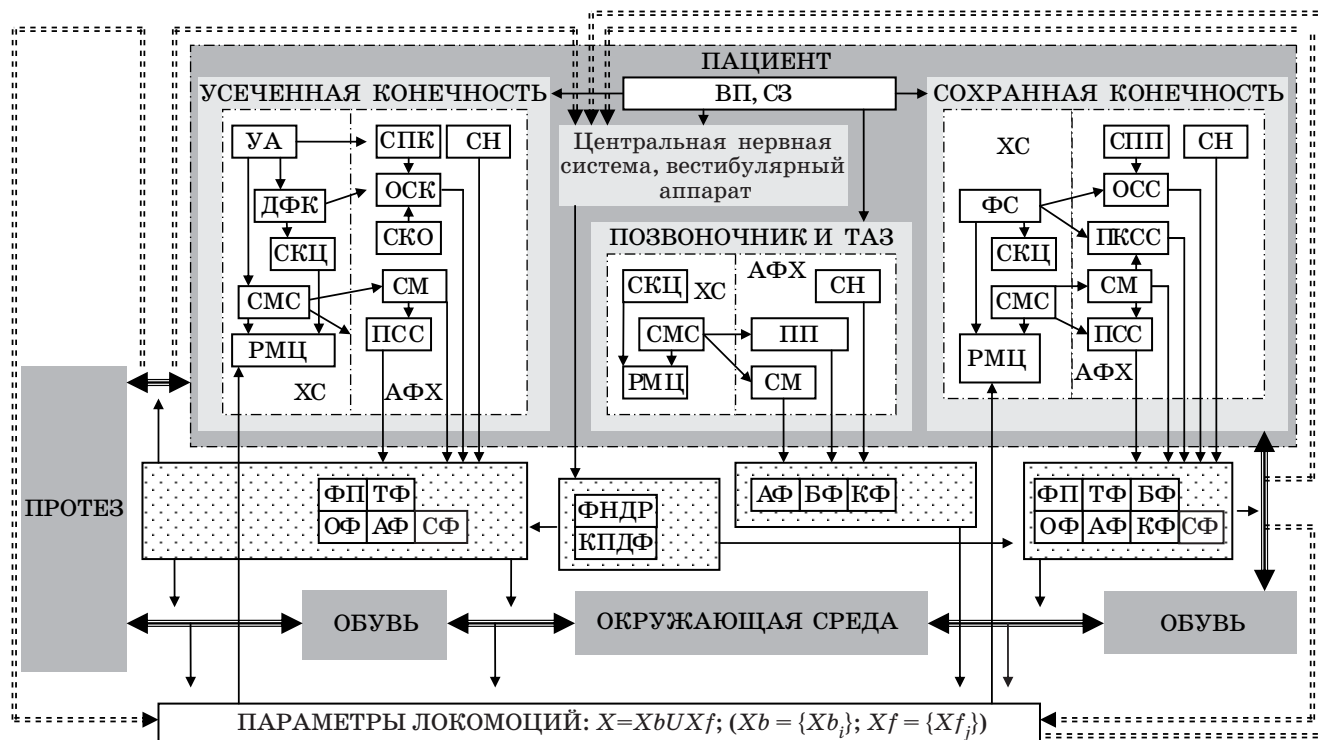
Функциональная эффективность ( $E = \{E_j\}$ ) БТС «пациент—протез—среда» определяется через результат взаимодействия входящих в нее подсистем: пациента ( $\Pi = \{\Pi_j\}$ ), технического средства реабилитации — протеза ( $T = \{T_k\}$ ), обуви ( $O = \{O_l\}$ ), среды передвижения ( $C = \{C_m\}$ ) (и средств дополнительной опоры, если передвижение без них невозможно). Объединенные в структуре БТС общей целевой функцией, эти подсистемы имеют принципиально различные свойства и законы функционирования: детерминированные — для технической части системы (ТС) и недетерминированные — для биологической системы (БС). При этом особенностью рассматриваемой БТС по отношению ко многим видам систем эргатического типа является то, что, с одной стороны, между БС и ТС имеется выраженное физическое взаимодействие, а с другой стороны, оператор ТС — это инвалид с ограниченными физическими возможностями и нарушенными механизмами сенсорной коррекции локомоций вследствие ампутации, что часто сопровождается также психофизиологическими отклонениями. Это требует особого подхода к моделированию БТС данного типа.

■ Основные характеристики БС, влияющие на качество локомоций

Характеристики		Системы и элементы БС			
		Конечность		Позвоночник и таз	Центральная нервная система и вестибулярный аппарат
Тип	Наименование	усеченная	сохранная		
ХС — характеристики структуры	Уровень Ампутации	УА			
	Длина и Форма Культы	ДФК			
	Форма/деформация Стопы		ФС		
	Структура Кинематической Цепи	СКЦ	СКЦ	СКЦ	
	Структура Мышечно-Связочного аппарата	СМС	СМС	СМС	
	Распределение Масс в кинематической цепи	РМЦ	РМЦ	РМЦ	
АФХ — анатомо-функциональные характеристики и функции	Состояние опорной Поверхности Культы	СПК			
	Состояние Костного Опила культы	СКО			
	ОпороСпособность Культы	ОСК			
	Состояние Плантарной Поверхности стопы		СПП		
	ОпороСпособность Стопы		ОСС		
	Подвижность Костей (объем и свобода движения) и Состояние Связок стопы		ПКСС		
	Подвижность и Стабильность Суставов	ПСС	ПСС		
	Подвижность (объем и свобода движения) Позвоночника			ПП	
	Состояние Мышц — сила, тонус и выносливость	СМ	СМ	СМ	
	Состояние Нейрорецепторного аппарата	СН	СН	СН	
	Сенсорная Функция	СФ	СФ		
	Опорная Функция	ОФ	ОФ		
	Амортизационная Функция	АФ	АФ	АФ	
	Толчковая Функция	ТФ	ТФ		
	Балансировочная Функция		БФ	БФ	
	Функция Переноса конечности над опорой	ФП	ФП		
Компенсаторная Функция		КФ	КФ		
ФХ — физиологические характеристики и функции	Функции Непроизвольной Двигательной Реакции — непроизвольных сокращений больших мышц или всего тела, вызванных положением тела, равновесием и угрожающими стимулами				ФНДР
	Контроль Произвольных Двигательных Функций — функции, связанные с контролем и координацией простых и сложных произвольных движений				КПДФ
	Сопутствующие Заболевания				СЗ
	Возраст Пациента				ВП

В рассматриваемой БТС следует различать влияющие на качество выполнения локомоций механические характеристики ТС и характеристики различных свойств БС: антропометрические — структурные, анатомо-функциональные, физиологические, а также функции, участвующие

в исполнении и организации локомоций и относящиеся к организму в целом или к отдельным его подсистемам и элементам: центральной нервной системе и вестибулярному аппарату, усеченной и сохранной конечностям, комплексу позвоночника и таза (см. таблицу и рисунок).



■ Основные характеристики БТС «пациент—протез—обувь—среда»:  $\longleftrightarrow$  — физические связи;  $\dashrightarrow$  — информационные связи;  $\longrightarrow$  — причинно-следственные связи (обозначения см. в таблице)

**Методы моделирования БТС**

Движение сегментов БТС можно рассматривать с позиций «механического» направления — на базе законов механики, представляя их как «абсолютно» твердые тела с сосредоточенной массой. С этой целью могут использоваться системы уравнений Лагранжа, Эйлера—Ньютона или Гамильтона [5], в частности:

$$x''(t) = f(x(t), x'(t)) + Q(t),$$

где  $x(t)$ ,  $x'(t)$ ,  $x''(t)$  —  $m$ -мерные векторы угловых координат, скоростей и ускорений в суставах-шарнирах модели БТС;  $Q(t)$  —  $m$ -мерный вектор моментов, управляющих движением и действующих относительно каждой степени свободы в БТС.

В этом случае модель движения может быть представлена в математическом виде, определяющем зависимости между механическими характеристиками ТС, характеристиками структуры (ХС) БС (см. таблицу и рисунок) и биомеханическими параметрами движения  $Xb = \{Xb_i\}$  — критериями оценки  $Ke = \{Ke_m\}$  функциональной эффективности протеза  $E$  по соответствующим показателям  $\{E_j\}$ :

$$Ke = f(\{T_k\}, \{O_j\}, \{C_m\}, \{P_j\}); \{Ke_m\} \rightarrow \{E_j\}.$$

Однако подобные модели не затрагивают анатомических и функциональных особенностей БС, определяющих параметры локомоций, и не учитывают миграцию центров масс в кинематической цепи при движении.

Частично это решается методами анатомо-функционального направления, учитывающими, в частности, характеристики состояния мышц и суставов, определяющие векторы моментов  $Q(t)$ , за счет которых осуществляется движение:

$$Q(t) = D(x(t))F(t) + P(x(t)),$$

где  $D(x(t))$  — матрица  $m \times n$  преобразования сил мышц в управляющий момент в суставе (элементы матрицы представляют собой плечи тяги мышц относительно осей вращения суставов и определяются по расположению мышц относительно суставов);  $P(x(t))$  —  $m$ -мерный вектор моментов пассивного сопротивления в суставах, элементы которого отражают действия связок, хрящей и костных ограничителей движения в суставах;  $F(t)$  —  $n$ -мерный вектор всех мышечных сил.

Следует заметить, что система включает  $m$  уравнений (по числу степеней свободы) и  $n$  неизвестных (характеризующих силу мышц), и  $n > m$ . То есть, если использовать моменты в суставах, то это приведет к неопределенности результатов,



так как двигательная единица может быть выполнена бесчисленным количеством вариантов мышечных усилий. Если использовать данные о силе мышц, то система уравнений усложняется и, кроме того, определение этих сил, например измерением потенциала мышц, на практике не представляется реальным. Тем более сложно учесть нелинейность изменения физических свойств мышц и перераспределение напряжения мышечного массива при движении, обмен энергии между сегментами опорно-двигательного аппарата (ОДА). Но основной проблемой является то, что данные методы позволяют учесть только роль исполнительного механизма в формировании движения, но не процессов управления им, так как не касаются свойств БТС, зависящих от состояния центральной нервной системы, вестибулярного аппарата, проприоцептивных и сенсорных анализаторов пациента и информационных связей в БТС [6, 7].

Рассмотрение этих аспектов возможно с позиций физиологического направления анализа движения. Однако построенные при этом модели являются вербальными, так как многие из физиологических характеристик БС не могут быть измерены и верифицированы: реакции на внешние воздействия, измененные нарушениями проприоцептивных рецепторов; функции произвольных движений, зависящие как от состояния центральной нервной системы, вестибулярного аппарата и нервно-мышечного комплекса, так и от навыков пользования протезом и целевой установки пациента на качественное выполнение двигательной задачи, объективности оценки им результатов протезирования. Поведение такой стохастической саморегулирующейся системы, какой является организм человека, возможно по множеству вариантов решения, ее отклик на изменение внутренних и внешних факторов ( $Y = \{Y_1, \dots, Y_i, \dots, Y_n, t_n\}$ ) можно предположить только вероятностно. Поэтому модели БТС существенно отличаются как для разных классов этих систем, определяемых, в частности, уровнем утраты при ампутации структур ОДА и используемым типом протеза, так и внутри этих классов. Это свойство обуславливает необходимость уточнять модель БТС для каждого пациента экспериментально по принципу «черного ящика», определяя зависимости между входными и выходными факторами БТС без рассмотрения происходящих в ней физических процессов.

Модель может быть представлена в виде полинома различной степени:

$$X_j = b_0 + \sum_{i=1}^k b_i y_i, \quad X_j = b_0 + \sum_{i=1}^k b_i y_i + \sum_{i \leq j}^k b_{ij} y_i y_j,$$

$$X_j = b_0 + \sum_{i=1}^k b_i y_i + \sum_{i=1}^k b_{ii} y_i^2 + \sum_{i \leq j}^k b_{ij} y_i y_j,$$

где  $X_j$  — прогнозируемое значение параметра;  $i$  — порядковый номер фактора,  $i = 1, 2, \dots, k$ ;  $k$  — число факторов;  $y_i, y_j$  — кодированные значения факторов  $Y_i, Y_j$ ;  $b_0$  — свободный член;  $b_i, b_{ii}, b_{ij}$  — коэффициенты линейных эффектов, квадратичных эффектов и эффектов взаимодействия факторов  $Y_i$  и  $Y_j$ .

Однако такое построение модели БТС требует большого количества реализаций из-за нелинейности зависимостей между ее характеристиками и их влиянием на показатели эффективности системы, а также их многосвязности — изменение одного из параметров может оказывать воздействие сразу на несколько критериев оценки показателей и наоборот — один критерий может зависеть от многих параметров. На практике реализовать такие исследования сложно ввиду наличия ограничений возможности передвижения, быстро нарастающей усталости, утомления и, часто, болевых ощущений при ходьбе на протезе.

### Комплексное поэтапное моделирование БТС

Таким образом, присущие БТС «пациент—протез—среда» свойства являются причиной того, что ни одно из направлений, классически выделяемых в биомеханике движения человека, не является достаточным для оценки функциональной эффективности и индивидуальной настройки протеза на этапе пробной носки изделия. Решением может быть комплексное поэтапное моделирование БТС. По сравнению с известным методом поэтапного комплексного моделирования БТС «оператор—ЭВМ» [8], предлагаемый метод отличается, прежде всего, тем, что ввиду специфики состояния оператора рассматриваемой БТС — инвалида, наряду с учетом его психологических и физиологических особенностей превалирующее значение отдается анализу его анатомо-функционального состояния, а этапы построения модели и использования методов соответствующих направлений анализа состояния системы (анализа движения) определяются технологическим процессом изготовления протеза. Результатом использования методов механического, анатомо-функционального и физиологического направлений должна явиться предварительная «заочная» модель БТС, учитывающая ее структурные, анатомо-функциональные и физиологические характеристики и определяющая наиболее устойчивые связи между ними и показателями эффективности протезирования. Цель использования кибернетических методов — уточ-

нение зависимостей между регулируемыми параметрами протеза и показателями эффективности для конкретной БТС и определение направления в сторону ее оптимизации. При этом эффективное использование кибернетических методов может быть достигнуто только при автоматизации обработки данных результатов реализаций. К сожалению, в протезировании такие технологии не отработаны и не применяются.

## Выводы

Особенности системы «пациент—протез—среда» обуславливают недостаточность отдельного использования методов механического, анатомо-функционального, физиологического или кибернетического направлений для ее моделирования при оценке функциональной эффективности протезирования и настройки протеза. В этих целях необходимо объединение возможностей методов в виде комплексного поэтапного моделирования БТС, которое должно быть направлено на достижение компромисса между необходимостью увеличивать объем информации о настрой-

ваемой БТС, с одной стороны, и требованием уменьшать продолжительность обследования для предупреждения дрейфа параметров ее состояния из-за нарастания усталости пациента, с другой стороны.

Применением методов первых трех из перечисленных направлений достигается разработка «заочных» моделей классов БТС этого типа с учетом их структурных, анатомо-функциональных и физиологических свойств и определение наиболее устойчивых связей между их параметрами и показателями эффективности БТС. На этапе настройки протеза требуется индивидуализация модели по экспериментальным данным и определение тенденции движения к оптимуму ее состояния по выбранным показателям, для чего следует использовать кибернетические методы.

Для эффективного применения кибернетических методов при настройке протеза в настоящее время является актуальным решение вопросов, связанных с автоматизацией съема и обработки параметров состояния БТС и расчета требуемых корректирующих воздействий для движения к оптимуму ее состояния.

## Литература

1. Морейнис И. Ш. Биомеханика построения протезов и ортезов нижних конечностей. Оценка результатов протезирования // Руководство по протезированию. М.: Медицина, 1988. С. 104–109.
2. Уваров П. Н. Метод и аппаратно-программные средства управления в биотехнической системе «человек — протезно-ортопедическое изделие»: Автореф. дис. ... канд. техн. наук / ГЭТУ «ЛЭТИ». СПб., 1989. 20 с.
3. Гриценко Г. П., Витензон А. С., Жилин Л. А., Славуцкий Я. Л. Комплексный биомеханический и физиологический анализ ходьбы в норме и на протезах бедра и голени: Метод, рекомендации / ЦНИИ протезирования и протезостроения. М., 1992. 34 с.
4. Попов Г. И. Биомеханика. М.: Издательский центр «Академия», 2005. 256 с.
5. Бернштейн Н. А. О построении движений. М.: Медгиз, 1947. 255 с.
6. Витензон А. С. Закономерности нормальной и патологической ходьбы человека. М.: ЦНИИПП; Зеркало-М, 1998. С. 8–27.
7. Биотехнические системы: Теория и проектирование / Под ред. В. М. Ахутина. Л.: Изд-во ЛГУ, 1981. 220 с.

УДК 004.052.42

## ИТЕРАТИВНЫЙ АЛГОРИТМ СТАТИЧЕСКОГО АНАЛИЗА ДЛЯ ОБНАРУЖЕНИЯ ДЕФЕКТОВ В ИСХОДНОМ КОДЕ ПРОГРАММ

**М. Ю. Моисеев,**

старший преподаватель

Санкт-Петербургский государственный политехнический университет

Предлагается способ организации совместной работы алгоритмов статического анализа для обнаружения широкого класса дефектов в программах на языке С на основе итеративного алгоритма, многократно выполняющего отдельные алгоритмы анализа с уточнением результатов, получаемых на каждой итерации. Рассматриваются свойства предложенного подхода в сравнении с другими вариантами организации комплексного анализа.

**Ключевые слова** — надежность программного обеспечения, обнаружение программных дефектов, статический анализ, интервальный анализ, анализ указателей.

### Введение

Одной из важных составляющих качества программного обеспечения является надежность программной системы. Основной причиной недостаточной надежности программных систем являются ошибки, сделанные разработчиками на разных стадиях проектирования. Большинство нефункциональных программных ошибок вносятся на стадии кодирования, будем называть такие ошибки программными дефектами. Каждый из дефектов может приводить к серьезным последствиям — аварийным завершениям программы, выдаче некорректных результатов, нарушению конфиденциальности хранимой информации.

Среди существующих подходов к обнаружению программных дефектов наибольшее распространение получили:

- аудит исходного кода программ;
- различные виды тестирования;
- анализ трасс выполнения программ;
- верификация программ на основе моделей;
- методы статического анализа.

Обнаружение дефектов является трудоемкой задачей и может занимать значительную часть от всего времени разработки, поэтому автоматизация ее решения является актуальной. Среди перечисленных подходов наиболее перспективными с точки зрения автоматизации представляются методы статического анализа (СА).

*Статический анализ* — группа методов, которые используют исходный код для определения требуемых свойств программы; применяются для обнаружения программных дефектов с 70-х гг. прошлого века.

Рассматриваемые в литературе подходы зачастую предлагают решение узкой задачи — поиска одного или нескольких типов дефектов для определенного класса программ [1, 2]. Анализ потока управления выполняется приближенно: точный анализ выражений условий не проводится, межпроцедурный анализ либо не выполняется, либо является контекстно-нечувствительным. Автор статьи [3] считает возможным выполнение универсального высокоточного СА для программ, размер которых не превышает несколько тысяч строк. Обзор предлагаемых в настоящее время подходов свидетельствует о высокой сложности организации и ресурсоемкости выполнения полноценного СА, обеспечивающего анализ всего множества конструкций реального языка программирования для обнаружения широкого набора дефектов.

Рассмотрим основные проблемы обнаружения дефектов с помощью методов СА в программах на языке С. Для обнаружения дефектов в реальных программных системах необходимо выполнить:

- интервальный анализ объектов;
- анализ указателей с учетом возможности перекрытия объектов в памяти, цепочек указателей и циклических ссылок;

— анализ указателей на функции и вызовов функций через указатели;

— анализ объектов, имеющих сложный тип;

— контекстно-чувствительный межпроцедурный анализ с учетом возможных рекурсий.

В настоящее время известны алгоритмы анализа, обеспечивающие решение отдельных задач с тем или иным уровнем качества [4, 5]. При совместном использовании нескольких алгоритмов анализа необходимо учитывать наличие зависимостей между отдельными алгоритмами. Так, например, при проведении интервального анализа используется граф потока управления. Построение полного графа потока управления, в свою очередь, требует анализа выражений в операторах ветвления, для чего необходимы результаты интервального анализа. В общем случае каждый из алгоритмов анализа использует результаты остальных алгоритмов.

Одним из важных свойств любого алгоритма СА является *полнота* получаемого решения. Полное решение включает в себя всю информацию, возможную для анализируемой программы, что позволяет обнаружить все дефекты. Другим важным свойством алгоритмов СА является *точность*. Точное решение не содержит избыточной информации, а его использование для обнаружения дефектов гарантирует отсутствие ложных обнаружений.

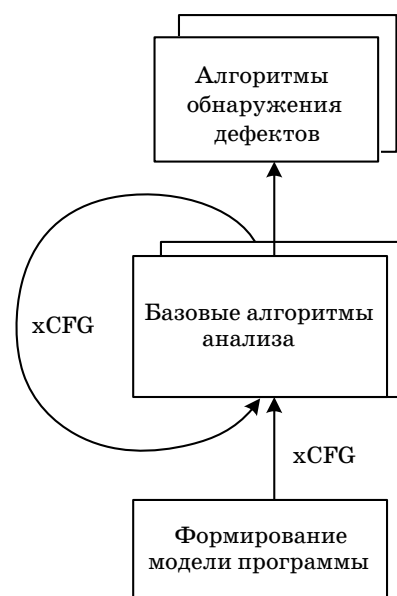
В данной статье предлагается способ организации *комплексного статического анализа*, предназначенного для обнаружения дефектов в программах на языке С. Данный подход должен обеспечивать совместное выполнение алгоритмов анализа с учетом взаимных зависимостей между отдельными алгоритмами. Полученное решение должно быть полным, но может не быть точным.

Рассмотрим этапы алгоритма комплексного анализа:

- формирование модели программы;
- извлечение необходимой информации об объектах программы;
- проверка выполнения условий наличия дефекта.

Будем называть алгоритмы, обеспечивающие извлечение необходимой информации об объектах программы, *базовыми алгоритмами анализа*. В качестве базовых выделим алгоритмы анализа указателей на функции, анализа указателей на объекты и интервального анализа.

Для совместного использования базовых алгоритмов предлагается *итеративный алгоритм*, представляющий собой многократное выполнение базовых алгоритмов анализа с уточнением получаемых результатов на каждой итерации. Порядок выполнения базовых алгоритмов на



■ Рис. 1. Структура алгоритма комплексного анализа

каждой итерации будет соответствовать порядку, в котором перечислены эти алгоритмы.

Структура предлагаемого алгоритма комплексного анализа представлена на рис. 1.

### Формирование модели программы

Для выполнения СА используется одно из представлений исходного кода программы. Обзор существующих представлений приведен в работе [6].

В качестве исходных данных для базовых алгоритмов анализа предлагается использовать расширенный граф потока управления — *extended Control Flow Graph (xCFG)*. Основой для построения xCFG является SSA-представление (*Static Single Assignment*, статическое однократное присваивание) программы, дополненное информацией об областях видимости переменных и типах данных.

Рассмотрим основные свойства xCFG. Обычный CFG представляет собой граф, вершинами которого являются операторы программы, дуги соединяют вершины CFG, определяя возможные последовательности выполнения операторов в вершинах CFG. Вершинами xCFG являются конструкции SSA, которые содержат следующую дополнительную информацию: зависимости по данным (версии переменных в SSA),  $\phi$ -функции SSA в местах объединения нескольких дуг, другую информацию.

При построении xCFG выполняется формирование вершин и дуг для конструкций SSA, а также производится замена вызовов функций на

тела функций. Замена осуществляется только для явных вызовов функций, вызовы функций через указатель раскрываются на следующем этапе алгоритма. В месте вызова функции фактические параметры сохраняются во временных переменных, значения которых присваиваются формальным параметрам функции. Добавляется дуга от вызова функции к первой конструкции в теле вызываемой функции. При выходе из функции возвращаемое значение сохраняется во временной переменной, которая может использоваться в месте вызова; добавляется дуга к месту вызова функции. Предложенный подход позволяет проводить контекстно-чувствительный межпроцедурный анализ.

В реальных программах вложенность вызываемых функций может оказаться достаточно велика, что приведет к существенному увеличению xCFG и в результате потребует больших вычислительных затрат для получения решения. Дополнительной проблемой является обнаружение и анализ рекурсивных функций. Для решения этих проблем предлагается ограничить вложенность раскрываемых вызовов функций (как рекурсивных, так и не рекурсивных) некоторым значением, при достижении которого вызовы функций не раскрываются.

Результатом этапа формирования модели является xCFG анализируемой программы, который будет уточняться и дополняться необходимой информацией базовыми алгоритмами анализа.

### Базовые алгоритмы анализа

Алгоритмы интервального анализа, анализа указателей на объекты и указателей на функции описываются в виде правил для конструкций анализируемой программы. Базовые алгоритмы анализа формируют с помощью этих правил по одному уравнению для каждой вершины xCFG. Неизвестными в составленных уравнениях являются множества кортежей, описывающие состояние программы. Для алгоритма анализа указателей на функции состояние программы  $X_{FT}$  содержит кортежи «указатель-функция», для анализа указателей на объекты  $X_{PT}$  — кортежи «указатель-объект», для интервального анализа  $X_{INT}$  — кортежи «объект-интервал значений». Состояния программы  $X_{FT}$ ,  $X_{PT}$  и  $X_{INT}$  можно разделить на подмножества состояний в отдельных вершинах xCFG:  $X_{FT} = \{X_{FT} \}_{l=1..n}$ ,  $X_{PT} = \{X_{PT} \}_{l=1..n}$  и  $X_{INT} = \{X_{INT} \}_{l=1..n}$ . Будем использовать  $X_l$  для обозначения состояния в  $l$ -й вершине xCFG,  $X = \{X \}_{l=1..n}$  — для обозначения состояния всей программы в любом базовом алгоритме анализа.

Из полученных уравнений составляется система уравнений, отдельно для каждого базового алгоритма анализа. Построенные системы уравнений решаются с использованием теории решеток [7]. Для каждой системы уравнений используется решетка, состоящая из подмножеств множества всех соответствующих кортежей. Отношением порядка на решетке является отношение включения подмножеств:

$$X \subseteq Y \Leftrightarrow \forall x \in X \Rightarrow x \in Y,$$

где  $x$  — кортеж соответствующего базового алгоритма.

Система уравнений  $S$  состоит из уравнений вида  $X_l = f_l(X_1, \dots, X_n)$  и представляется с помощью функции  $F(X) = (f_1(X), \dots, f_n(X))$ . Поиск решения начинается с пустого множества и расширяется до достижения наименьшей неподвижной точки — *Least Fixed Point* (LFP). LFP функции  $F(X)$  на некоторой решетке — это наименьший элемент решетки, удовлетворяющий условию  $F(LFP) = LFP$ . LFP функции  $F(X)$  является минимально возможным решением системы уравнений  $S$ .

Для получения LFP требуется обеспечить монотонность функции  $F(X)$ . Функция  $F(X)$  является монотонной, если справедливо

$$\forall X, Y : X \subseteq Y \Rightarrow F(X) \subseteq F(Y).$$

Функция  $F(X)$  монотонна, если все функции  $f_l(X_1, \dots, X_n)$  являются монотонными. Монотонность функций  $f_l(X_1, \dots, X_n)$  обеспечивается правилами базовых алгоритмов анализа. Алгоритмы поиска LFP описаны в работе [4].

Базовые алгоритмы должны обеспечивать нахождение полного решения. Для этого, при наличии неопределенности, необходимо всегда выбирать наибольшее возможное решение. Например, в вершине, соответствующей  $\phi$ -функции, нужно объединять состояния, полученные со всех входных дуг. Использование такого подхода не гарантирует получение точного решения.

Рассмотрим базовые алгоритмы анализа более подробно. Алгоритм анализа указателей на функции определяет возможные значения указателей в каждой точке программы. На основе полученного решения производится модификация xCFG — выполняется добавление и удаление дуг к телам функций в местах их вызова через указатель. Алгоритм анализа указателей на функции использует информацию от интервального анализа и анализа указателей на объекты. Эта информация позволяет анализировать массивы указателей на функции и структуры, поля которых являются указателями на функции. Алгоритм анализа указателей на объекты определяет взаимосвязи между указателями и объектами, на которые они

указывают. Алгоритм анализа указателей использует результаты интервального анализа, что позволяет анализировать объекты сложных типов с точностью до отдельных элементов. Алгоритм интервального анализа определяет возможные интервалы значений объектов. Интервальный анализ использует результаты анализа указателей для идентификации объектов, операции над которыми выполняются через указатели.

## Итеративный алгоритм

### Первая итерация.

При выполнении алгоритма анализа указателей на функции на первой итерации результаты анализа указателей на объекты и интервального анализа еще не получены. При решении системы уравнений считается, что неизвестные  $X_{PT}$  и  $X_{INT}$  содержат все возможные кортежи «указатель-объект» и «объект-интервал значений» соответственно. В процессе анализа указателей на функции в вершинах xCFG, где происходит вызов функций через указатели, добавляются соответствующие дуги. Такой подход позволяет существенно сократить xCFG по сравнению с xCFG, в котором для вызовов функции через указатели имеются дуги к телам всех функций с подходящей сигнатурой. Выполнение остальных базовых алгоритмов на сокращенном xCFG позволяет уменьшить ресурсоемкость и повысить точность результатов на первой итерации. Эти соображения явились определяющими при выборе порядка выполнения базовых алгоритмов внутри итерации.

### Последующие итерации.

Рассмотрим работу базовых алгоритмов анализа на последующих итерациях. Обозначим решения, получаемые этими алгоритмами на  $i$ -й итерации:

$FT(i)$  — результаты алгоритма анализа указателей на функции;

$PT(i)$  — результаты алгоритма анализа указателя на объекты;

$INT(i)$  — результаты алгоритма интервального анализа.

Начиная со второй итерации, алгоритм анализа указателей на функции использует результаты интервального анализа и анализа указателей на объекты с предыдущей итерации, получается уточненное решение  $FT(i + 1) \subseteq FT(i)$ . В результате выполнения алгоритма анализа указателей на функции происходит сокращение xCFG, что позволяет уточнить результаты всех базовых алгоритмов.

Анализ указателей на объекты использует результаты интервального анализа для получения более точного решения:  $PT(i + 1) \subseteq PT(i)$ . На второй и последующих итерациях алгоритм интер-

вального анализа уточняет набор возможных интервалов за счет более точных результатов алгоритма анализа указателей на объекты:  $INT(i + 1) \subseteq INT(i)$ .

### Завершение алгоритма.

Признаком завершения итеративного алгоритма является отсутствие изменений результатов всех базовых алгоритмов на очередной итерации. Результат любого базового алгоритма на  $(i + 1)$ -й итерации зависит от результатов всех алгоритмов на предыдущей итерации, например:  $FT(i + 1) = F(PT(i), INT(i))$ . Если на некоторой итерации результаты всех базовых алгоритмов не изменились, то они также не изменятся на последующих итерациях.

### Доказательство сходимости.

Будем называть алгоритм, совместно выполняющий правила всех базовых алгоритмов анализа для построения и решения общей системы уравнений, *комбинированным алгоритмом*. При решении общей системы уравнений одновременно определяются неизвестные всех базовых алгоритмов —  $X_{FT}$ ,  $X_{PT}$  и  $X_{INT}$ . Результатом решения этой системы уравнений является LFP.

Рассматриваемый итеративный алгоритм завершается за конечное число итераций и позволяет получить решение, включающее в себя LFP комбинированного алгоритма.

Для доказательства этих утверждений воспользуемся методом индукции. Выделим LFP для базовых алгоритмов анализа:  $LFP = \{FT_{LFP}, PT_{LFP}, INT_{LFP}\}$ . Докажем, что на первой итерации LFP содержится в полученных решениях:  $FT_{LFP} \subseteq FT(1)$ ,  $PT_{LFP} \subseteq PT(1)$  и  $INT_{LFP} \subseteq INT(1)$ . Алгоритм анализа указателей на функции строит систему уравнений, где неизвестными в левой части являются состояния программы  $X_{FT}$ . Неизвестными в правой части могут быть также состояния программы  $X_{PT}$  и  $X_{INT}$ . Значения  $X_{PT}$  и  $X_{INT}$  на данный момент еще не определены; они заменяются всеми возможными кортежами  $PT_{ALL}$  и  $INT_{ALL}$ , которые включают в себя LFP:  $PT_{LFP} \subseteq PT_{ALL}$  и  $INT_{LFP} \subseteq INT_{ALL}$ . Уравнения для алгоритма анализа указателей на первой итерации имеют вид  $X_{FT} = F(X_{FT}, PT_{ALL}, INT_{ALL})$ . В силу монотонности функции  $F(X)$  утверждение  $FT_{LFP} \subseteq FT(1)$  верно. Таким же образом доказывается утверждение  $PT_{LFP} \subseteq PT(1)$ ; здесь вместо  $FT_{ALL}$  используется  $FT(1)$ , система уравнений имеет вид  $X_{PT} = F(FT(1), X_{PT}, INT_{ALL})$ . При доказательстве  $INT_{LFP} \subseteq INT(1)$  рассматривается система уравнений  $X_{INT} = F(FT(1), PT(1), X_{INT})$ .

Докажем, что для решений, полученных на второй итерации, выполняются условия:  $FT(2) \subseteq FT(1)$ ,  $PT(2) \subseteq PT(1)$  и  $INT(2) \subseteq INT(1)$ . Рассмотрим системы уравнений для анализа указателей на функции на первой и второй итерациях:

$$X_{FT} = F(X_{FT}, PT_{ALL}, INT_{ALL});$$

$$X_{FT} = F(X_{FT}, PT(1), INT(1)).$$

Отметим, что функция  $F(X)$  является монотонной и выполняются условия  $PT(1) \subseteq PT_{ALL}$  и  $INT(1) \subseteq INT_{ALL}$ . Используя эту информацию, можно доказать, что  $FT(2) \subseteq FT(1)$ . При доказательстве этого факта необходимо учитывать, что функция  $F(X)$  может меняться от итерации к итерации за счет сокращения  $xCFG$ . Из-за ограниченного объема статьи доказательство не приводится.

Докажем, что если утверждения верны для  $i$ -й итерации, то они также верны и для  $(i + 1)$ -й итерации. Рассмотрим уравнения одного из базовых алгоритмов на  $(i + 1)$ -й итерации, например уравнения алгоритма анализа указателей на функции:

$$X_{FT} = F(X_{FT}, PT(i), INT(i)).$$

В силу монотонности функции  $F(X)$  и условий  $PT_{LFP} \subseteq PT(i)$ ,  $INT_{LFP} \subseteq INT(i)$  верно, что  $FT_{LFP} \subseteq FT(i + 1)$ . Для алгоритмов анализа указателей на объекты и алгоритма интервального анализа утверждение доказывается аналогично.

Доказательство утверждений  $FT(i + 1) \subseteq FT(i)$ ,  $PT(i + 1) \subseteq PT(i)$  и  $INT(i + 1) \subseteq INT(i)$  выполняется так же, как доказательство для второй итерации, с учетом  $FT(i) \subseteq FT(i - 1)$ ,  $PT(i) \subseteq PT(i - 1)$ ,  $INT(i) \subseteq INT(i - 1)$ . В силу конечности числа состояний любой реальной программы решения базовых алгоритмов на первой итерации состоят из конечного числа кортежей. На каждой последующей итерации эти решения, по крайней мере, не возрастают. Из этих утверждений следует, что наступит итерация, на которой ни одно из решений не изменится — итеративный алгоритм завершится. Доказательство закончено.

### Сравнение итеративного алгоритма с другими способами комплексного анализа

Будем рассматривать свойства итеративного алгоритма, сравнивая его с другими способами реализации комплексного анализа. В качестве критериев сравнения используем полноту и точность получаемого решения, а также вычислительную сложность алгоритма анализа.

Одной из возможных реализаций алгоритма комплексного анализа является раздельное выполнение базовых алгоритмов с объединением полученных результатов. Этот подход отличается простотой, но не учитывает взаимное влияние алгоритмов анализа друг на друга. Нужно отметить, что экспериментальные исследования ряда существующих средств обнаружения дефектов

позволяют сделать вывод об использовании такого подхода. Решение, полученное при раздельном выполнении базовых алгоритмов, будет менее точным, чем решение итеративного алгоритма при выполнении одной итерации. Вычислительная сложность этих алгоритмов примерно одинакова.

Другим вариантом реализации комплексного анализа является комбинированный алгоритм, рассмотренный выше. Поиск решения для комбинированного алгоритма начинается с пустого множества и выполняется до нахождения LFP. Этот процесс не может быть прерван, так как любое промежуточное решение не гарантирует никаких определенных свойств. Преимуществом итеративного алгоритма является то, что решение, полученное на любой итерации, является полным (включает LFP) и может быть использовано для обнаружения дефектов. Недостатком итеративного алгоритма является более низкая точность результатов — решение, получаемое на любой итерации, по крайней мере, не меньше, чем LFP комбинированного алгоритма.

Применение итеративного алгоритма позволяет контролировать вычислительную сложность анализа за счет ограничения числа итераций. Существует класс программ, для которых верно, что большая часть уравнений каждого базового алгоритма не зависит от неизвестных других алгоритмов. Применение итеративного алгоритма для таких программ является эффективным с точки зрения вычислительной сложности за счет независимого решения трех слабосвязанных систем уравнений. При анализе таких программ вычислительная сложность итеративного алгоритма соизмерима со сложностью комбинированного алгоритма, использующего *Strong Components* алгоритм [4] для поиска LFP.

Дополнительным преимуществом итеративного алгоритма является возможность использования эвристик. Под эвристиками будем понимать различные способы увеличения точности и уменьшения вычислительной сложности итеративного алгоритма. Применение эвристик возможно на всех итерациях между выполнением базовых алгоритмов. Для реализации некоторых эвристик необходимо выполнять сложные действия, которые описываются с помощью нетривиальных алгоритмов. Представление алгоритмических аспектов в виде уравнений для решетки не является естественным и может оказаться затруднительным или нереализуемым в составе комбинированного алгоритма. Рассмотрим примеры эвристик для уточнения итеративного алгоритма: *алгоритм уточнения xCFG* и *алгоритм восстановления путей*.

**Способы улучшения итеративного алгоритма**

В основе предлагаемых способов уточнения итеративного алгоритма лежит анализ возможных дуг xCFG и анализ отдельных путей выполнения программы. При использовании этих эвристик решение, полученное итеративным алгоритмом, может быть более точным, чем решение комбинированного алгоритма. Применение предлагаемых эвристик не нарушает свойство сходимости итеративного алгоритма за конечное число итераций.

**Алгоритм уточнения xCFG**

Дуги xCFG соединяют между собой пары вершин. Каждая дуга описывает возможную последовательность выполнения конструкций программы. Может существовать один или несколько путей выполнения программы, проходящих через эту дугу. Дуги, для которых нет ни одного пути выполнения программы, будем называть *нереализуемыми переходами*. Алгоритм уточнения xCFG выполняет поиск и удаление нереализуемых переходов, использует результаты базовых алгоритмов анализа.

Определение возможных путей производится с помощью анализа условных выражений в операторах ветвления. Для каждой исходящей дуги оператора ветвления определяется подмножество кортежей из входного состояния, для которых выполняется условие перехода по этой дуге. В случае, если подмножество кортежей для одной из дуг пусто, такая дуга считается нереализуемым переходом и удаляется из xCFG.

Использование рассмотренного алгоритма обеспечивает получение сокращенного xCFG, что, в свою очередь, позволяет повысить общую точность итеративного алгоритма.

**Алгоритм восстановления путей**

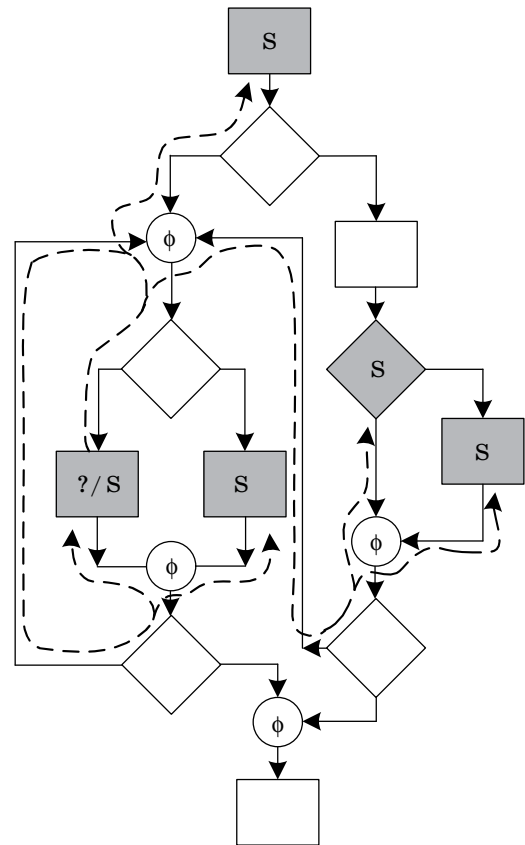
Базовые алгоритмы анализа не учитывают отдельные пути выполнения программы. Производится объединение путей после операторов ветвления и в вершинах, на которые есть безусловный переход, что приводит к потере точности анализа. Такая реализация базовых алгоритмов обусловлена тем, что отдельный анализ всех возможных путей выполнения для больших программных систем обладает неприемлемой ресурсоемкостью [3]. Для уточнения получаемых результатов предлагается учитывать отдельные пути выполнения только для некоторых частей программы. Выбор анализируемой конструкции, для которой выполняется восстановление путей, осуществляется с учетом влияния решения, получаемого в этой конструкции, на точность общего решения. Исходными данными для алгоритма восстановления пу-

тей являются результаты базовых алгоритмов анализа.

Алгоритм состоит из двух стадий — на первой стадии производится построение обратных путей из анализируемой конструкции до всех достижимых точек в рассматриваемой части программы с учетом *ограничивающих условий*. Ограничивающие условия определяют момент завершения стадии построения путей. Примерами таких условий являются: ограничение общей длины путей, ограничение на длину каждого пути, построение путей только внутри анализируемой функции.

Упрощенный xCFG программы, для которой уточняется решение в анализируемой конструкции, помеченной «?», представлен на рис. 2. Строятся все обратные пути от этой конструкции длиной не более 5. Достигнутые вершины помечены «S» — будем называть их начальными вершинами. В данном примере анализируемая конструкция за счет наличия цикла одновременно является начальной вершиной.

На второй стадии от каждой начальной вершины восстанавливаются пути до анализируемой конструкции. Алгоритм восстановления путей начинается с решения, имеющегося в началь-



■ Рис. 2. Поиск начальных вершин



ной вершине, и уточняет это решение, проходя по конструкциям программы. Для каждой конструкции выполняются те же правила, что и в базовых алгоритмах анализа. При прохождении пути через вершину с  $\phi$ -функцией множество решений не меняется.

В результате для целевой вершины вместо одного общего решения  $X_l$  получается несколько отдельных решений  $X_{l,i}$ :

$$X_l = \bigcup_i X_{l,i}.$$

Использование отдельных решений позволяет повысить точность итеративного алгоритма.

### Заключение

В данной статье рассмотрены вопросы организации комплексного анализа для обнаружения дефектов в исходном коде программ на языке С. Предложен итеративный алгоритм, который многократно выполняет базовые алгоритмы анализа с уточнением результатов на каждой итерации. Выделены базовые алгоритмы анализа; предъявлены требования к этим алгоритмам. Доказано, что итеративный алгоритм завершается за конечное число итераций, а полученное решение является полным.

Среди достоинств итеративного алгоритма отметим возможность управлять точностью и вычислительной сложностью анализа за счет ограничения числа итераций. Показано, что решение, полученное на любой итерации алгоритма, также является полным и может использоваться для обнаружения дефектов.

Рассмотрены способы улучшения свойств итеративного алгоритма за счет использования дополнительных эвристик. Приводятся примеры эвристик, уточняющих решение итеративного алгоритма за счет удаления нереализуемых пере-

ходов и восстановления путей выполнения программы.

Предложенный подход к организации комплексного анализа применим для различных языков программирования. Представленный итеративный алгоритм является основой разрабатываемой системы автоматического обнаружения дефектов в программах на языках С/С++.

Исследование выполнено в рамках работ по государственному контракту № 02.514.11.4081 «Исследование и разработка системы автоматического обнаружения дефектов в исходном коде программного обеспечения» Федерального агентства по науке и инновациям.

### Литература

1. Blanchet B., Cousot P., Cousot R. et al. A Static Analyzer for Large Safety Critical Software // Proc. of the ACM SIGPLAN 2003 conf. on Programming language design and implementation. 2003. P. 196–207.
2. Steensgaard B. Points-to Analysis in Almost Linear Time // Proc. of the 23<sup>rd</sup> ACM SIGPLAN-SIGACT symp. on Principles of programming languages. 1996. P. 32–41.
3. Venet A. A Practical Approach to Formal Software Verification by Static Analysis // ACM SIGAda Ada Letters. 2008. Vol. XXVIII. Issue 1. P. 92–95.
4. Nielson F., Nielson H. R., Hankin C. Principles of Program Analysis. Corr. 2<sup>nd</sup> printing. Berlin: Springer, 2005. 452 p.
5. Schwartzbach M. Lecture Notes on Static Analysis. 58 p. [www.brics.dk/~mis/static.pdf](http://www.brics.dk/~mis/static.pdf)
6. Ицыксон В. М., Глухих М. И., Зозуля А. В., Власовских А. С. Исследование средств построения моделей исходного кода на языках С и С++ // Научно-технические ведомости СПбГПУ. 2009. № 1. С. 122–130.
7. Биркгоф Г. Теория решеток. М.: Наука, 1984. 568 с.

УДК 519.681.2

## СПОСОБ АВТОМАТИЗАЦИИ ПРОЦЕССА РЕФАКТОРИНГА

**В. А. Кузин,**  
аспирант

**В. В. Бураков,**

канд. техн. наук, доцент

Санкт-Петербургский государственный университет аэрокосмического приборостроения

Представлен способ автоматизации рефакторинга кода программы на языке Java при помощи языка спецификаций Maude, позволяющий проводить автоматическое доказательство корректности преобразованного рефакторингом кода, основываясь на семантике Java; создавать пользовательские рефакторинги на базе уже имеющихся.

**Ключевые слова** — рефакторинг, формализация ПО, корректность ПО, Java, семантика.

### Введение

Рефакторинг — это изменение во внутренней структуре программного обеспечения (ПО) с целью облегчить понимание работы ПО и упростить его модификацию, не затрагивая наблюдаемого поведения ПО [1]. Наиболее часто под рефакторингом понимают процесс преобразования кода.

Как следует из определения, ключевым моментом в применении рефакторинга является сохранение поведения ПО. Для проверки данного свойства необходимо формально описать и программу, подвергающуюся преобразованию, и сам рефакторинг.

На сегодняшний момент существует множество различных способов формального описания рефакторинга и проверки сохранения поведения ПО после применения рефакторинга. Например, в работе [2] доказательством корректности преобразований кода является истинность набора пред- и постусловий состояния программы; в работах с использованием аппарата теории графов — это сравнение графа, полученного после преобразования программы и набора некорректных графов; в работе [3] для доказательства используются строгие законы языка ROOL.

Можно выделить следующие общие *недостатки* имеющихся способов формального описания рефакторинга.

1. Неполная спецификация целевого языка программирования как основа формализации рефакторинга, отсюда возможна некорректность проводимых преобразований кода.

2. Проведение доказательства корректности преобразований программы вручную, что трудоёмко.

3. Отсутствие механизма для построения пользовательских рефакторингов, что ограничивает уровень применимости подхода.

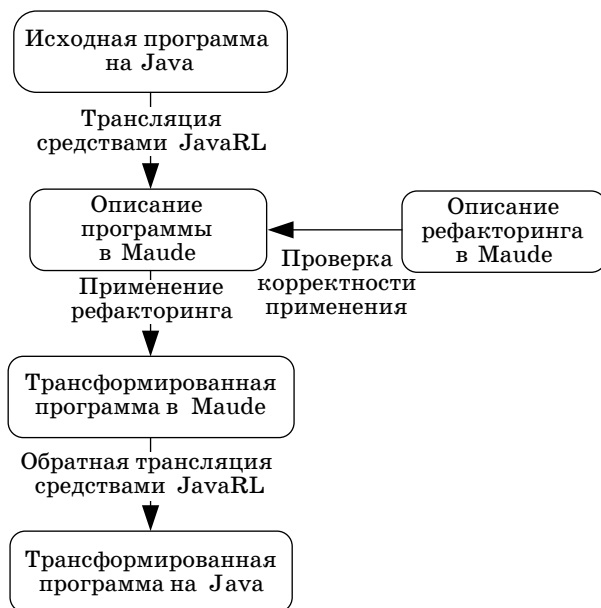
На основе этих недостатков нами были сформулированы следующие *требования* к формальному описанию рефакторинга:

- 1) базирование на спецификации целевого языка программирования;
- 2) возможность автоматического доказательства корректности применения рефакторинга;
- 3) возможность создания пользовательских рефакторингов.

### Язык спецификаций Maude

Исходя из представленных выше требований, нами предлагается способ описания рефакторинга, являющийся модификацией работы [4]. В рамках данного способа для формализации рефакторинга программ, написанных на объектно-ориентированном языке Java, используется язык спецификаций Maude — язык на основе логики переписывания (rewriting logic). В нем любое понятие, в том числе и рефакторинг, может быть описано тройкой  $(S, O, E)$ , где  $S$  — множества (sorts) некоторых элементов;  $O$  — операторы (operators) над множествами;  $E$  — уравнения (equations), задающие производимые операторами преобразования.

В рамках проекта JavaFAN [5] для Maude в формальном виде была описана спецификация



■ Рис. 1. Схема применения рефакторинга

Java, что позволяет в полном объеме работать через Maude с семантикой Java (Maude Java Semantics — MJS): классами, переменными, объектами, их представлением в памяти и пр. Наше описание рефакторинга базируется на этой формализованной спецификации Java.

Maude является одновременно и интерпретатором, т. е. все Maude-описания по умолчанию являются исполняемыми. Поэтому описание рефакторинга в Maude можно использовать и для автоматизации преобразований целевой программы, и для автоматического доказательства корректности этих преобразований.

Рассмотрим подробнее, как выглядит *применение рефакторинга* к программе с учетом использования Maude.

На схеме (рис. 1) можно выделить следующие этапы.

1. Java-программа транслируется в Maude-описание при помощи средства JavaRL — транслятора кода Java в Maude-описание. Java-программа представляется в Maude в соответствии с описанием MJS. JavaRL и MJS являются экспериментальными разработками в рамках проекта JavaFAN [5].

2. К транслированной программе применяется рефакторинг, описанный на языке Maude. Каждый рефакторинг представляется отдельным модулем Maude. Пример описания рефакторинга приводится ниже.

3. Делаются проверки корректности применения рефакторинга к программе. Если проверки пройдены, программа трансформируется, иначе возвращается неизменная программа. Этот пункт является ключевым: логика переписыва-

ния, на которой базируется Maude, и описание MJS, лежащее в основе каждого рефакторинга, обеспечивают формальную корректность проведенных над программой преобразований.

4. Программа транслируется обратно из кода Maude в код Java.

### Концепция мини-операторов

Для предоставления возможности создавать пользовательские рефакторинги и облегчения работы по формальному описанию рефакторингов вводится концепция мини-операторов.

Мини-операторы описывают часто повторяемые в процессе рефакторинга действия над определенными элементами целевого языка программирования (классами, функциями и т. д.). Важным свойством мини-операторов является сохранение поведения программы, к которой они применяются. Это достигается за счет реализации каждого оператора в рамках описания MJS.

Мини-операторы делятся на три группы: операторы запроса, проверки условий и мини-трансформаций. Непосредственно при описании рефакторинга используются те или иные операторы из каждой группы.

Ниже приводятся сигнатуры некоторых операторов на языке Maude. Реализация каждого оператора, основанная на MJS, здесь не приводится.

*Операторы запроса* (рис. 2, а) получают определенный элемент целевого языка программирования (например, класс, метод или поле) по набору задаваемых параметров, например по имени элемента.

```
op getMethod : Qid1 Qid2 Types -> ClassMembers
```

Оператор получения метода с сигатурой Qid2 Types из класса с именем Qid1. Возвращает список ClassMembers. Так сделано для случая, если будет возвращен identity-элемент noMember, т. е. если искомого метода не окажется в классе (identity-элемент должен быть заключен в список). Identity-элемент — это аналог NULL-значений в объектно-ориентированном программировании.

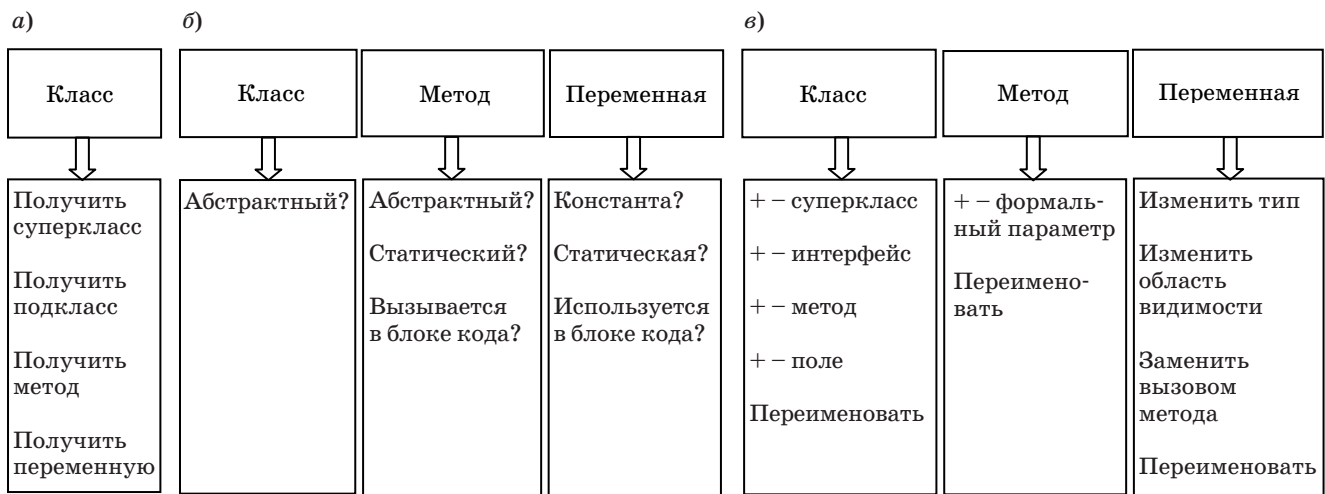
```
op getField : Qid1 Qid2 -> ClassMembers
```

Оператор получения поля с именем Qid2 из класса с именем Qid1. Возвращает список ClassMembers.

*Операторы проверки условий* (рис. 2, б) проверяют элемент целевого языка программирования на выполнение определенного условия.

```
op isStatic : ClassMember -> Bool
```

Проверяет, является ли член класса ClassMember статическим: анализирует, есть ли ключевое сло-



■ Рис. 2. Общая схема операторов: а — запроса; б — проверки условий; в — мини-трансформаций («+» — добавить; «-» — удалить)

во языка Java «static» в объявлении указанного поля или метода.

op isFinal : ClassMember -> Bool

Проверяет, является ли член класса ClassMember константным: анализирует, есть ли ключевое слово языка Java «final» в объявлении указанного поля или метода.

op usesField : Block Field -> Nat

Оператор проверки использования в блоке кода Block поля Field. Возвращает натуральное число, определяющее, как используется поле: 0 — не используется, 1 — пишется, 2 — читается.

Операторы мини-трансформаций (рис. 2, в) изменяют свойства определенного элемента целевого языка программирования.

op replaceFieldUsageWithMethod : Block Field Method -> Block

Оператор заменяет все обращения к полю Field в блоке кода Block на вызов метода Method. Возвращает трансформированный блок кода.



■ Рис. 3. Общая схема создания пользовательского рефакторинга

Пользовательские рефакторинги. Описанная выше концепция мини-операторов позволяет создавать пользовательские рефакторинги (рис. 3).

Пользователь может на основе уже описанного в Maude каталога рефакторингов и набора мини-операторов создавать новые рефакторинги. При этом новые рефакторинги добавляются в общий каталог рефакторингов.

### Пример описания рефакторинга в Maude

Описание каждого рефакторинга является отдельным модулем Maude. В качестве примера ниже приводится описание рефакторинга «Инкапсулировать Поле» (Encapsulate Field) [1]. Данный рефакторинг заменяет все прямые обращения к указанному полю определенного класса на обращения через методы set и get (так называемые сеттеры и геттеры).

В листинге ниже жирным шрифтом выделены мини-операторы.

```
fmod ENCAPSULATE-FIELD is
pr JAVA-REF . pr CLASS-REF-HELPERS .
op EncapsulateField : Qid Qid ->
  JavaClassesRefactoring .
eq Cls <- EncapsulateField(CN, FN)
= if precondsEncapsulateFieldHold(Cls, CN, FN)
  then applyEncapsulateField (Cls, CN, FN)
  else Cls fi .
op precondsEncapsulateFieldHold :
  Classes Qid Qid -> Bool .
eq precondsEncapsulateFieldHold (noClass,CN,FN) =
  false. ***1
eq precondsEncapsulateFieldHold (((
  md Class CN sp cb) Cls), CN, FN) ***2
= getField(CN, FN) /= noMember ***3 and
```

```

getter(CN, FN) == noMember ***4 and
setter(CN, FN) == noMember ***4 and
isStatic(FN) == false and ***5
isFinal(FN) == false . ***5
op applyEncapsulateField :
  Classes Qid Qid -> Classes .
eq applyEncapsulateField (((
  md Cl CN sp cb) Cls), CN, FN) =
  applyEncapsulateField ((
    addSetterAndGetter(Cl, FN) Cls), CN, FN) .
eq applyEncapsulateField ((Cl Cls), CN, FN) =
  applyEncapsulateField ((Cl Cls),
    getMethodList(Cl), CN, FN) .
op applyEncapsulateField (
  Classes, Methods, Qid, Qid) -> Classes.
eq applyEncapsulateField (Cls, ((
  md Mt mn mtp mb) Mts), CN, FN) =
  if (usesField(mb, getField(CN, FN)) > 0)
  if (usesField(mb, getField(CN, FN)) == 1)
  then refresh(Cls, replaceFieldUsageWithMethod(
    mb, getField(CN, FN), getSetter(CN, FN)))
  else refresh(Cls, replaceFieldUsageWithMethod(
    mb, getField(CN, FN), getter(CN, FN)))
  fi .
else Cls fi .
op refresh(Classes, Block) -> Classes
endfm

```

Сам рефакторинг описывается оператором EncapsulateField(Qid Qid). Первый параметр — имя класса, поле которого инкапсулируется; второй параметр — имя инкапсулируемого поля. Затем идет равенство, в левой части которого стоит оператор Cls <- EncapsulateField(CN, FN), показывающий, что данный рефакторинг применяется к набору классов Cls состояния программы. В правой части равенства стоит условный оператор: если выполняется набор предусловий рефакторинга, описываемый оператором precondsEncapsulateFieldHold(Cls, CN, FN), то рефакторинг применяется к программе с помощью оператора applyEncapsulateField(Cls, CN, FN); если предусловия не выполняются, возвращается исходный набор классов Cls состояния программы. В приведенном листинге цифрами помечены предусловия в соответствии с номером условия в списке, приведенном ниже:

1. Набор классов конфигурации не пуст

```
precondsEncapsulateFieldHold (noClass,CN,FN) = false
```

Здесь noClass — identity-значение списка элементов Classes.

2. Существует класс с заданным именем

```
precondsEncapsulateFieldHold (((md Class CN sp cb) Cls), CN, FN)
```

3. В этом классе существует поле с заданным именем

```
getField(CN, FN) /= noMember
```

Здесь noMember — identity-значение, возвращаемое мини-оператором getField(...), если поля с заданным именем нет в данном классе.

4. Не существует методов get и set для данного поля в данном классе

```
getter(CN,FN)==noMember and
setter(CN,FN)==noMember
```

5. Инкапсулируемое поле не является статическим или константным

```
isStatic(FN) == false and isFinal(FN) == false .
```

### Доказательство корректности применения рефакторинга

Чтобы запустить MJS-представление Java-программы на выполнение в Maude, используется запись run(Cls E), где Cls — набор классов программы, E — некоторое выражение. run(Cls E) создает начальное состояние, включающее в себя Cls и континуацию, в которой E будет следующим к исполнению выражением. Континуацию можно понимать как стек, в который помещаются выполняемые инструкции. Результатом выполнения программы будет значение атрибута out финального состояния программы.

Ниже для наглядности доказательство приводится по шагам. В реальности Maude выполняет доказательство автоматически.

**Теорема.** Применение рефакторинга «Инкапсулировать Поле» не меняет поведения программы. Иначе говоря:

```
run(Cls E) = run((Cls <- EncapsulateField(CN, FN)) E)
```

где Cls : Classes — все классы программы; E : Exp — следующее к выполнению выражение в программе; CN, FN : Qid — имя класса и поля в этом классе, к которому применяется рефакторинг.

**Доказательство.** Если оператор precondsEncapsulateFieldHold возвращает false, то возвращается неизменный набор классов Cls. Следовательно, в данном случае теорема доказана. Если же precondsEncapsulateFieldHold возвращает true, то тогда известно, что в Cls есть класс с именем CN, содержащий нестатическое, неконстантное поле с именем FN и не имеющий для данного поля методов доступа (сеттера и геттера). Доказательство осуществляется последовательным применением равенств из листинга выше:

```
Cls <- EncapsulateField(CN, FN) = applyEncapsulateField (((md Cl CN sp cb) Cls),CN,FN) = applyEncapsulateField(( addSetterAndGetter(Cl, FN) Cls), CN, FN) =
*
```

На данном шаге по имени CN находится класс Cl, поле FN которого инкапсулируется, и в этот

класс при помощи мини-оператора `addSetterAndGetter(...)` добавляются методы доступа к этому полю. Далее для каждого класса состояния программы, включая `C`, выполняется следующая последовательность:

```
* = applyEncapsulateField ((C| Cls), getMethodList(C), CN, FN) =
applyEncapsulateField (Cls, ((md Mt mn mtp mb) Mts), CN, FN) = *
```

На ее выходе определено тело `mb` каждого метода `Mt` каждого класса `C`. Затем проверяется условие:

```
* = if (usesField(mb, getField(CN, FN)) > 0)
if (usesField(mb, getField(CN, FN)) == 1)
then refresh(Cls, replaceFieldUsageWithMethod(
  mb, getField(CN, FN), getSetter(CN, FN)))
else refresh(Cls, replaceFieldUsageWithMethod(
  mb, getField(CN, FN), getGetter(CN, FN))) fi.
else Cls fi .
```

В случае, если в указанном теле идет обращение к полю `FN` класса `CN`, тело метода модифицируется: если значение этого поля изменяется, обращение к полю заменяется при помощи мини-оператора `replaceFieldUsageWithMethod(...)` на вызов сеттера; если значение поля читается — на вызов геттера. Оператор `refresh` обновляет список классов `Cls` состояния программы, обновляя измененное тело метода в нужном классе.

Как можно заметить, здесь все преобразования производятся только мини-операторами, а значит, поведение программы после применения данного рефакторинга остается неизменным.

### Заключение

В работе представлена концепция по автоматизации рефакторинга кода на языке Java при помощи языка спецификаций Maude. Было введено и рассмотрено понятие мини-операторов, облегчающее формальное описание рефакторингов

и позволяющее создавать пользовательские рефакторинги. В качестве примера дано описание рефакторинга `Encapsulate Field` на языке Maude. Через последовательное применение к программе равенств из данного описания рефакторинга показано, что рефакторинг проводится корректно.

В дальнейшем предполагается выделить на основе семантики языка Java полный набор мини-операторов по работе с кодом, описать их в Maude. Описать при помощи мини-операторов каталог рефакторингов Фаулера [1] в Maude. Исследовать возможность применения композиции рефакторингов к программе. Построить инструмент для ведения пользователем каталога рефакторингов, а именно создания своих собственных рефакторингов на основе набора мини-операторов и имеющегося базового каталога.

### Литература

1. **Фаулер М.** Рефакторинг: улучшение существующего кода: Пер. с англ. СПб.: Символ-Плюс, 2003. 432 с.
2. **Garrido A., Meseguer J.** Formal Specification and Verification of Java Refactorings: Proc. of the Sixth IEEE International Workshop on Source Code Analysis and Manipulation / IEEE Computer Society. 2006. Vol. 6. P. 165–174.
3. **Roberts D. B.** Practical Analysis For Refactoring: PhD Thesis. Urbana: University of Illinois at Urbana-Champaign, 1999. 127 p.
4. **Cornelio M. L.** Refactoring As Formal Refinements: PhD Thesis. Recife: Federal University of Pernambuco, 2004. 307 p.
5. **Farzan A., Chen F., Meseguer J., Rosu G.** Formal Analysis Of Java Programs In JavaFAN // Lecture Notes in Computer Science. Springer, 2004. Vol. 3114. P. 501–505.

УДК 004.932.2

## ОСОБЕННОСТИ ОЦЕНКИ СОДЕРЖИМОГО СЖАТОГО ВИДЕОПОТОКА

**П. С. Санкин<sup>1</sup>,**

аспирант

**М. Ю. Литвинов<sup>2</sup>,**

соискатель

Санкт-Петербургский государственный университет аэрокосмического приборостроения

Вводятся понятия первичной и вторичной информации применительно к цифровым изображениям. Рассматриваются особенности проявления вторичной информации в последовательностях сжатых изображений.

**Ключевые слова** — свойства изображений, маскирование изображений, JPEG.

### Введение

В наше время наблюдается постоянный рост объема обрабатываемой информации, в результате чего становится все труднее с ней работать. Кроме того, появляются новые виды информации, эффективных алгоритмов анализа которой еще не существует. К ним можно отнести и цифровой видеопоток. В данной работе рассмотрена уязвимость потоков видеоинформации, передаваемых внутри систем видеоконтроля.

В многофункциональных системах регистрации существует проблема передачи графической информации между элементами системы. Для передачи телевизионного сигнала в системах видеоконтроля могут использоваться как проводные каналы связи, так и беспроводные — радиоканал или ИК-канал. Для передачи сигнала на большие расстояния применяют видеосушители и модемы (передатчики-модуляторы и приемники-демодуляторы). При этом видеосигнал с помощью специальной аппаратуры преобразуется, запоминается и передается в линию связи. Время передачи может составлять от долей секунды до ми-

нуты, в зависимости от требований к качеству «картинки». В настоящее время наиболее широко используются три системы передачи изображений по цифровым линиям [1]:

1) с компрессией изображений по принципу «условного обновления» (CR), предназначенные для передачи только информации об изменении изображения от кадра к кадру;

2) с MPEG-компрессией, где используют специальные алгоритмы компрессии изображений движущихся объектов;

3) с JPEG-компрессией, обеспечивающие независимое сжатие кадра изображения.

Современные системы передачи ориентированы на использование цифровых технологий и уменьшение за счет их загрузки канала. Зачастую данные могут передаваться по сетям общего пользования как проводным, так и беспроводным, что накладывает дополнительные требования к конфиденциальности информации. Как правило, данные передаются в маскируемом виде, при этом метод кодирования значительно не изменяет размера маскируемого файла или битовой скорости его передачи.

### Изображения и форматы данных

Различают несколько классов изображений [2], которые обладают своими особенностями. Классификация основывается на размере палитры, а также на внешних характеристиках областей изображения.

1. Деловая графика (большие области одного цвета, плавные и резкие переходы, мало цветов).

<sup>1</sup> Научный руководитель — доктор техн. наук, профессор, заведующий кафедрой безопасности информационных систем Санкт-Петербургского государственного университета аэрокосмического приборостроения *Е. А. Крук*.

<sup>2</sup> Научный руководитель — доктор техн. наук, профессор, заведующий кафедрой вычислительных систем и сетей Санкт-Петербургского государственного университета аэрокосмического приборостроения *М. Б. Сергеев*.

2. Фотореалистичные изображения (большое количество цветов  $\sim 2^{16}$ , плавные переходы).

3. Фотореалистичные изображения с наложением деловой графики (например, логотипа, даты, времени и другой служебной информации).

Эти особенности должны учитываться при разработке алгоритмов защищенного кодирования и не должны приводить к снижению качества маскирования видеoinформации. По характеру можно выделить два основных типа изображений — статические (картинки) и динамические (видео).

Формат предполагает структурированное описание изображения в цифровой форме. Это позволяет упростить отображение графики и видео в вычислительной технике. Можно выделить два основных типа форматов, характеризующихся объемом данных, — сжатые и несжатые.

К несжатым относятся форматы, которые хранят в себе структурированные данные, позволяющие упростить отображение графики и видео в вычислительной технике. Информация, как правило, хранится попиксельно, типичным примером является формат BMP.

Изображения и видео обладают большой избыточностью, поэтому для уменьшения объема передаваемой информации применяют сжатие. Изображение может сжиматься целиком (формат РСХ) либо блоками (формат JPEG). Сжатие графических данных возможно без потерь или с потерями. Большинство методов кодирования видео для достижения эффекта сжатия используют два типа избыточности — временную и пространственную. Во временной области имеется значительная корреляция между видеокадрами, зафиксированными в близкие моменты времени. Смежные по времени кадры имеют высокую степень корреляции, особенно при высокой частоте кадров. В пространственной области также наблюдается высокая зависимость величин пикселей, лежащих близко друг к другу.

Наибольшее распространение получили методы компрессии видео и изображений с потерей качества, которые основаны на психовизуальных особенностях зрительной системы человека и позволяют достичь высоких степеней сжатия.

Не всегда применение сжатия дает уменьшение размера файла (по сравнению с несжатым форматом), неоптимальные условия и неправильный выбор алгоритма могут дать увеличение объема.

## Типы информации

### *Первичная информация*

Под первичной мы будем понимать информацию, характеризующую саму картинку независимо от формата данных. При рассмотрении ра-

стровых изображений это будут массивы пикселей. По ним можно охарактеризовать фон, контуры и границы объектов, произвести поиск объектов и распознавание их образов.

Первичная информация нашла свое отражение в растровых форматах, не использующих сжатие, например BMP.

### *Понятие вторичной информации.*

#### *Особенности сжатия данных*

Под вторичной мы будем понимать информацию, по которой не прямо, а косвенно можно охарактеризовать изображение. Применительно к цифровым данным такой информацией будет размер файла и статистические данные, связанные со структурой файла.

Для защиты от раскрытия информации об изображении по размеру передаваемых данных предлагается перед маскированием дописывать к коротким кадрам случайную информацию, это позволит поддерживать размер передаваемых кадров на постоянном уровне. В то же время потребуются следить за максимальным размером кадра и обрезать лишнее, как правило, эта обязанность возложена на кодер. Основная стратегия сокрытия — поддержание некоего постоянного эффективного размера кадра.

Для форматов, не использующих сжатие данных, по вторичной информации можно определить физические размеры изображения при наличии знаний об объемах данных, необходимых для описания заголовка и одного пикселя.

У сжатых форматов такого недостатка нет, так как степень сжатия заранее не известна.

Однако если рассматривать последовательность из нескольких изображений, полученных из одного источника и имеющих одинаковые размеры, можно выделить следующие особенности:

- 1) применение форматов без сжатия даст нам несколько одинаковых порций данных;
- 2) при сжатии абсолютно одинаковые изображения будут иметь одинаковый размер;
- 3) в зависимости от графической сложности (избыточности) изображения при сжатии размер файла будет изменяться.

Таким образом, в случае применения покадрового сжатия изображений с видеоканеры можно получить файлы кадров разной длины. Это связано с такой особенностью подавляющего большинства сжатых форматов, как отсутствие возможности задавать строго определенную степень сжатия. В них задается верхняя граница степени сжатия, а нижней не придается значение — в результате изображения разных классов будут иметь разный размер.

Применение других стратегий сжатия также дает появление вторичной информации. Основным



параметром для анализа данных при их передаче с камеры будет являться битовая скорость [3], напрямую связанная с частотой кадров. Паузы между порциями данных, возникающие при неполной загрузке канала, дают возможность отделить один кадр от другого. Изменение размера порций данных характеризует работу кодера при удалении определенной избыточности в исходном материале. При этом объем соседних порций данных может незначительно различаться (например, по причине внутренних шумов видеокамеры), поэтому для получения информации о характере изображения необходимо проводить анализ кадров, немного отстоящих друг от друга. Таким образом, можно провести анализ любого сжатого видеопотока на наличие в нем вторичной информации.

Применение маскирования изменяет общий характер и распределение сжатых данных, что позволяет определить сам факт маскирования, однако не мешает провести анализ вторичной информации. В системах видеонаблюдения такая информация даст возможность сделать выводы о наличии или отсутствии движения в наблюдаемой области, о ее освещенности и контрастности, что крайне нежелательно.

#### **Возможные методы анализа вторичной информации**

Рассмотрим возможные методы анализа вторичной информации, остающейся после выполнения процедуры маскирования изображения, применяя для этого классические уровни атак.

##### **1. Анализ без использования какой-либо дополнительной информации.**

В этом случае, используя доступную, преобразованную в результате процедуры маскирования видеoinформацию, можно оценить насыщенность передаваемого изображения или наоборот однотонность изображения и отсутствие большого числа различных фрагментов. Например, легко определить, имеем ли мы дело с видеofрагментом, представляющим хорошо освещенную сцену со множеством деталей, или это подвергнутый маскированию однотонный темный кадр. В первом случае размер маскированного кадра будет практически совпадать со стандартным размером видеоизображения, а во втором случае будет существенно меньше.

В качестве примера приведем стадии завершения рабочего дня в помещении, снятые IP-камерой видеонаблюдения (Genius IPCam Secure-300R). Для различных ситуаций парами показаны исходный и специально подготовленный кадр, заполненный аналогичным объемом случайных данных (рис. 1, а—г, см. с. 3 обложки). Заполнение шумом является моделированием маскированно-го файла с восстановленной заголовочной частью.

Наблюдается блоковый шум и зависимость числа блоков от размера файла. Настройки камеры во время работы были неизменными: разрешение  $640 \times 480$  точек, степень сжатия — максимальная. Типичные кадры имеют следующие размеры, Б:

- ярко освещенное помещение — 26 150;
- в основном помещении погашен свет — 11 208;
- в дальнем помещении свет погашен — 8 990;
- освещение отключено — 6 950.

##### **2. Анализ при использовании пар исходного и маскированного изображения.**

При возможности получить доступ к большому числу разнообразных обработанных и исходных видеofрагментов можно более точно провести классификацию маскированных изображений по их размеру, соотнеся размер анализируемого кадра формата JPEG и возможное исходное изображение. Так, например, имея набор кадров одного и того же места в различных ситуациях (наличие машин, людей или их полное отсутствие), можно с высокой степенью достоверности соотнести размер доступного маскированного кадра с ситуацией на месте, изображение которого передается. Пары кадров с различной активностью в помещении представлены на рис. 2 (см. с. 3 обложки).

Размер файла кадра в первом случае составил 28 011 Б, а во втором — 26 495 Б и 7,1 и 1,3 % соответственно относительно размера изображения пустого помещения.

##### **3. Анализ по выбранному исходному изображению.**

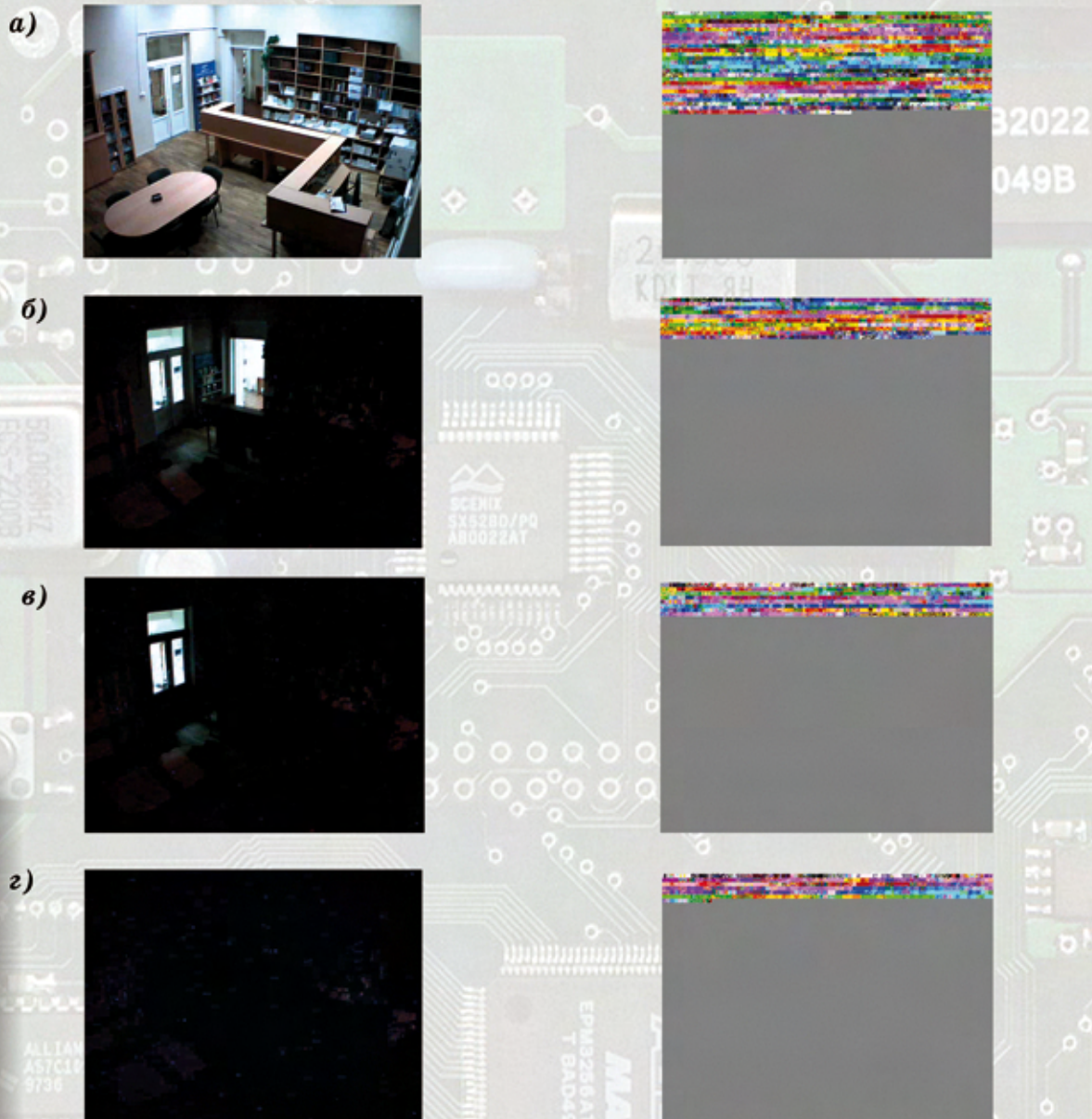
Эффективность и оперативность анализа вторичной информации существенно повышаются, если интересуется только наличие или отсутствие конкретной ситуации на месте, маскированное изображение которой удалось получить.

Следует также отметить, что при анализе вторичной информации могут использоваться два подхода. Так как маскированные, т. е. фактически случайные данные стандартным декодером декодируются и отображаются без ошибок, возможен визуальный анализ по непрорисованной части изображения. Второй подход — детальный разбор каждого блока MCU (Minimum Coded Unit), входящего в кадр, без визуального сравнения и анализа бит, требуемых для заполнения кадра.

#### **Вторичная информация в JPEG и MJPEG**

Формат JPEG предназначен для описания отдельных изображений, он не предусматривает однозначного предсказания размера файла после сжатия. Таким образом, размер файла будет нести вторичную информацию об общих характеристиках изображения.

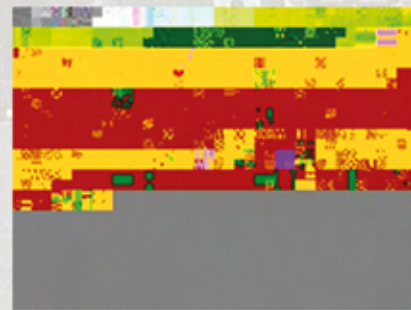
*Иллюстрации к статье П. С. Санкина, М. Ю. Литвинова «Особенности оценки содержимого сжатого видеопотока», с. 45–48*



*Рис. 1. Освещенность помещения: а – ярко освещенное помещение; б – в основном помещении погашен свет; в – в дальнем помещении свет погашен; г – освещение отключено*



*Рис. 2. Активность в помещении: а – высокая; б – низкая*



*Рис. 3. Маскированный кадр JPEG*

Другим распространенным форматом в системах видеонаблюдения является MJPEG, который был разработан для подвижных видеоизображений. В его основе лежит сжатие JPEG. Фактически формат MJPEG рассматривает цифровой видеопоток как последовательность отдельных кадров, сжимаемых независимо друг от друга согласно схеме компрессии JPEG. Данный формат хорошо подходит для систем видеонаблюдения, так как в нем кадры обрабатываются по отдельности, что позволяет осуществлять быстрый покадровый поиск, получать качественные стоп-кадры и отображать покадровое видео с регулируемой скоростью воспроизведения. Таким образом, отдельные кадры в формате MJPEG будут обладать всеми особенностями JPEG-формата. Если пропустить видеопоток за некий фиксированный промежуток времени, зная частоту кадров, можно получить представление о среднем размере кадра в группе. Проведя несколько таких измерений, получим информацию об изменении размера кадров в потоке, следовательно, определим качественные изменения передаваемого видео.

Рассматривая кадр в формате JPEG, со стороны декодера можно представить его размер, измеряемый не только единицами информации (байтами), но и числом блоков данных. Их появление связано с тем, что JPEG является блоковым кодером, и данные в нем обрабатываются поблочко.

Согласно спецификации [4], формат JPEG имеет четкую структуру, определяемую маркерами, при этом блоки, содержащие данные, описывающие само изображение (scan), являются самыми крупными. Из-за использования энтропийного кодирования на последнем этапе сжатия данных итоговый размер этих блоков и степень сжатия изображения нельзя предсказать. Такая особенность позволяет проявиться вторичной информации.

Следует отметить, что маркеры в файле JPEG могут идти в различной последовательности и повторяться (например, для задания двух таблиц квантования). Несмотря на то что кодеры дают на выходе заголовки фиксированного размера, для вычисления его размера, т. е. длин всех маркеров, необходимо просмотреть файл и суммировать длины всех сегментов маркеров.

В изображении, до маскирования, сжато по стандарту JPEG, при отображении проявляются однотонные полосы, которые периодически довольно резко меняют свой цвет. Кроме того, нередко при заданном разрешении изображения отображается не вся область, а только некоторая часть, пример такого изображения в укрупненном виде показан на рис. 3 (см. с. 3 обложки).

Для объяснения данных эффектов в маскированных (т. е. фактически для случайных) данных

необходимо подробно описать этапы разбора случайных данных кодером. JPEG является блоковым кодером, на выходе мы получаем блоковые искажения. Для рассмотрения интерпретации шума применительно к разбору JPEG-декодером блока MCU нужна математическая модель, описывающая средний размер MCU для случайных значений коэффициентов.

## Заключение

В ходе работы были проведены анализ структуры JPEG-файлов, оценка поведения декодера при разборе шума. JPEG-декодер способен осмысленно разбирать шум, при этом искажение картинки будет блоковым. При разборе шума в теле JPEG-файла кодер сможет графически отобразить все данные при условии, что в них нет двухбайтовых блоков, похожих на маркер, т. е. начинающихся с FF и не содержащих 00. Возможно неполное отображение маскированной картинки, вероятно использование этой информации для анализа последовательностей изображений.

Качественные характеристики изображения влияют на размер конечного файла. Таким образом, существует возможность определять общие особенности картинки по изменению битовой скорости видеопотока. Резкое изменение скорости передачи данных с камеры видеонаблюдения может свидетельствовать о серьезном изменении картинки, например таком, как появление новых объектов или движение в наблюдаемой области, даже в том случае, когда сам поток передается в маскированном виде.

## Литература

1. Р 78.36.002–99. Выбор и применение телевизионных систем видеоконтроля: Рекомендации / НИЦ «Охрана» ГУВО МВД России. М., 1999. 51 с.
2. Ватолин Д., Ратушняк А., Смирнов М., Юкин В. Методы сжатия данных. Устройство архиваторов, сжатие изображений и видео. М.: Диалог—МИФИ, 2003. 384 с.
3. Санкин П. С. Особенности оценки содержимого видеопотока // Научная сессия ГУАП: Сб. докл. Ч. 1. Технические науки. СПб.: ГУАП, 2008. С. 132–134.
4. ССИТ Rec. T.81 (1992 E) | ISO/IEC 10918-1 : 1993(E). Information technology — Digital compression and coding of continuous-tone still images: Requirements and guidelines. <http://www.w3.org/Graphics/JPEG/itu-t81.pdf>

УДК 621.39

## ПОМЕХОУСТОЙЧИВОСТЬ КОГЕРЕНТНОГО ПРИЕМА СИГНАЛОВ ДВОИЧНОЙ АМПЛИТУДНО-ФАЗОВОЙ МОДУЛЯЦИИ ПРИ НЕИДЕАЛЬНОЙ СИНХРОНИЗАЦИИ (Часть 1)

**Н. В. Савищенко,**

доктор техн. наук, профессор  
Военная академия связи

Предлагается методика оценки потерь в мощности и помехоустойчивости когерентного приема сигналов при наличии ошибки в определении фазы несущей. Приведены основные соотношения для расчета помехоустойчивости когерентного приема двоичных сигналов амплитудно-фазовой модуляции с произвольным расположением сигнальных точек на плоскости, неравными энергиями и неравновероятной априорной вероятностью передачи сигналов при наличии ошибки сопровождения фазы.

**Ключевые слова** — помехоустойчивость, когерентный прием, неидеальная синхронизация, сигналы амплитудно-фазовой модуляции.

### Введение

Традиционно приводимые в научной литературе формулы символической и (или) битовой вероятностей ошибок получены при идеальной фазовой синхронизации, т. е. когда предполагается, что моменты времени начала и окончания сигналов и их начальные фазы точно известны на приемной стороне. Исключение составляет формула вероятности ошибки [1, 2] для сигнала ФМ-2 (BPSK). Проведенный анализ [1, 2] показывает, что при наличии фазовой ошибки и использовании системы с остаточной несущей возникает неустранимая ошибка, которая не может быть улучшена простым увеличением отношения сигнал/шум.

### Математическая модель канала связи

#### Основные положения

Предположим, что для передачи цифровой информации используется  $M$  сигналов конечной энергии:  $s_r(t)$ ,  $r = 0, M-1$ , передаваемых на символическом интервале времени  $T$ . В соответствии с теоремой Грама—Шмидта сигналы можно представить в виде [1]

$$s_r(t) = \sum_{v=1}^N s_{r,v} \psi_v(t), \quad r = \overline{0, M-1},$$

где  $N$  — размерность пространства сигнального созвездия;  $\{\psi_v(t)\}$ ,  $v = \overline{1, N}$  — базисные функции, удовлетворяющие условию

$$\int_0^T \psi_v(t) \psi_\mu(t) dt = (\psi_v, \psi_\mu) = \delta_{v\mu} = \begin{cases} 1, & v = \mu, \\ 0, & v \neq \mu. \end{cases}$$

В первом приближении математическую модель канала связи можно записать в виде  $y(t) = \mu s_r(t) + n(t)$ , где  $y(t)$  — принятый сигнал;  $\mu$  — коэффициент передачи канала;  $n(t)$  — белый гауссов шум с односторонней спектральной плотностью шума  $N_0$ . Предположим, что при формировании базисных функций в демодуляторе имеется одинаковая фазовая ошибка:  $\Delta\varphi = \varphi - \hat{\varphi}$ , где  $\varphi$  — фаза несущей и  $\hat{\varphi}$  — оценка фазы несущей. Следовательно, в демодуляторе базисные функции представляют собой функции

$$\tilde{\psi}_v(t) = \psi_v(t) \cos \Delta\varphi + \hat{\psi}_v(t) \sin \Delta\varphi, \quad v = \overline{1, N},$$

где  $H[\psi_v(t)] = \hat{\psi}_v(t)$  — преобразование Гильберта от функции  $\psi_v(t)$  [1, 2]. Это следует из того известного факта, что при фазовом сдвиге всех частотных компонент  $\psi_v(t)$  на угол  $(-\Delta\varphi)$  аналитический сигнал умножается на  $\exp(-j\Delta\varphi)$ . Таким образом, фазовый сдвиг всех частотных компонент вещественного сигнала может быть определен как

$$\begin{aligned} & \operatorname{Re} \left[ e^{-j\Delta\varphi} \psi_v(t) \right] = \\ & = \operatorname{Re} [ (\cos \Delta\varphi - j \sin \Delta\varphi) (\psi_v(t) + j \hat{\psi}_v(t)) ] = \\ & = \psi_v(t) \cos \Delta\varphi + \hat{\psi}_v(t) \sin \Delta\varphi, \quad v = \overline{1, N}, \end{aligned}$$

где  $\hat{\psi}_v(t) = \psi_v(t) + j \hat{\psi}_v(t)$  — аналитический сигнал.

Следует отметить, что более корректным в этих случаях является применение расширенного преобразования Гильберта на отрезке  $(0, T)$ , введенное В. И. Коржигом [3]:

$$H_T[s(t)] = \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \frac{1}{\pi \varepsilon} \int_{\varepsilon}^T \frac{s(t-\tau) - s(t+\tau)}{\operatorname{tg}(\pi\tau/T)} d\tau,$$

но при этом все основные свойства классического преобразования Гильберта сохраняются, и в дальнейшем предполагается в работе использовать именно это преобразование.

Выберем в качестве наблюдения  $N$  проекций наблюдения:  $y = (y_1, y_2, \dots, y_N)$ , где компоненты вектора определяются как проекции на базисные функции  $\psi_v(t)$ :

$$y_v = \int_0^T y(t) \tilde{\psi}_v(t) dt, \quad v = \overline{1, N}.$$

Тогда

$$\begin{aligned} y_v &= \int_0^T y(t) (\psi_v(t) \cos \Delta\varphi + \hat{\psi}_v(t) \sin \Delta\varphi) dt = \\ &= \int_0^T \left[ \sum_{\mu=1}^N s_{r,\mu} \psi_\mu(t) + n(t) \right] \times \\ &\quad \times (\psi_v(t) \cos \Delta\varphi + \hat{\psi}_v(t) \sin \Delta\varphi) dt \end{aligned}$$

или

$$y_v = s_{r,v} \cos \Delta\varphi + \left( \sum_{\mu=1}^N s_{r,\mu} \hat{\delta}_{\mu v} \right) \sin \Delta\varphi + \hat{n}_v, \quad v = \overline{1, N},$$

где

$$\hat{\delta}_{\mu v} = (\psi_\mu, \hat{\psi}_v) = \int_0^T \psi_\mu(t) \hat{\psi}_v(t) dt;$$

$$\hat{n}_v = \int_0^T n(t) (\psi_v(t) \cos \Delta\varphi + \hat{\psi}_v(t) \sin \Delta\varphi) dt.$$

В частности, из свойств преобразования Гильберта следует, что  $\hat{\delta}_{vv} = 0$ ,  $v = \overline{1, N}$ . Если в системе связи используются ортогональные в усиленном смысле базисные функции, то тогда по определению  $\hat{\delta}_{\mu v} = 0$  для всех  $v, \mu = \overline{1, N}$  и второе слагаемое исчезает, т. е.  $y_v = s_{r,v} \cos \Delta\varphi + \hat{n}_v$ ,  $v = \overline{1, N}$ . Отсюда следует, что при использовании ортогональных в усиленном смысле базисных функций происходит уменьшение энергии переданного сигнала в  $\cos^2 \Delta\varphi$ . Этот вывод справедлив и для одномерных сигналов, передаваемых с помощью произвольного несущего сигнала (базисной функции).

В матричном виде соотношения для наблюдения можно переписать в виде  $y^T = \Psi(\Delta\varphi) s_r^T + n^T$ , где

$$\Psi(\Delta\varphi) = \begin{pmatrix} \cos \Delta\varphi & \hat{\delta}_{21} \sin \Delta\varphi & \dots & \hat{\delta}_{N1} \sin \Delta\varphi \\ \hat{\delta}_{12} \sin \Delta\varphi & \cos \Delta\varphi & \dots & \hat{\delta}_{N2} \sin \Delta\varphi \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \hat{\delta}_{1N} \sin \Delta\varphi & \dots & \dots & \cos \Delta\varphi \end{pmatrix}$$

и  $n = (\hat{n}_1 \ \hat{n}_2 \ \dots \ \hat{n}_N)$ . Свойства матрицы  $\Psi$  будут рассмотрены в приложении (ч. 2). Очевидно, что  $y_v$ ,  $v = \overline{1, N}$  — гауссова случайная величина, так как ее случайная составляющая  $\hat{n}_v$  получена линейными преобразованиями от гауссова случайного процесса  $n(t)$ . Математическое ожидание случайной величины  $y_v$ ,  $v = \overline{1, N}$  равно

$$M[y_v] = s_{r,v} \cos \Delta\varphi + \left( \sum_{\mu=1}^N s_{r,\mu} \hat{\delta}_{\mu v} \right) \sin \Delta\varphi,$$

так как  $M[\hat{n}_v] = 0$ ,  $v = \overline{1, N}$ . Корреляционный момент случайных величин  $y_v$  и  $y_\mu$ ,  $v = \overline{1, N}$  определяется по формуле

$$\begin{aligned} k_{v\mu} &= M[(y_v - M[y_v])(y_\mu - M[y_\mu])] = M[\hat{n}_v \hat{n}_\mu] = \\ &= \int_0^T \int_0^T M[n(t)n(\tau)] (\psi_v(t) \cos \Delta\varphi + \hat{\psi}_v(t) \sin \Delta\varphi) \times \\ &\quad \times (\psi_\mu(\tau) \cos \Delta\varphi + \hat{\psi}_\mu(\tau) \sin \Delta\varphi) dt d\tau \end{aligned}$$

или, так как  $M[n(t)n(\tau)] = \frac{N_0}{2} \delta(t - \tau)$ :

$$\begin{aligned} k_{v\mu} &= \frac{N_0}{2} \int_0^T (\psi_v(t) \cos \Delta\varphi + \hat{\psi}_v(t) \sin \Delta\varphi) \times \\ &\quad \times (\psi_\mu(t) \cos \Delta\varphi + \hat{\psi}_\mu(t) \sin \Delta\varphi) dt. \end{aligned}$$

Используя свойство преобразования Гильберта  $(x, y) = (\hat{x}, \hat{y})$ , получаем, что

$$k_{v\mu} = \frac{N_0}{2} \left( \delta_{v\mu} + \frac{1}{2} \sin 2\Delta\varphi (\hat{\delta}_{v\mu} + \hat{\delta}_{\mu v}) \right), \quad v, \mu = \overline{1, N}.$$

Случайные величины  $y_v$ ,  $v = \overline{1, N}$  будут независимы, если  $\hat{\delta}_{v\mu} + \hat{\delta}_{\mu v} = (\psi_v, \hat{\psi}_\mu) + (\psi_\mu, \hat{\psi}_v) = 0$  для всех  $v, \mu = \overline{1, N}$ . Применяя свойства преобразования Гильберта  $(x, y) = (\hat{x}, \hat{y})$  и  $H[H[x(t)]] = -x(t)$ , получаем, что для любых двух функций  $x(t)$ ,  $y(t)$ :  $(H[x(t)], y(t)) = (H[H[x(t)]], H[y(t)])$  или  $(H[x(t)], y(t)) = -(x(t), H[y(t)])$ .

Отсюда следует, что тождество  $\hat{\delta}_{v\mu} + \hat{\delta}_{\mu v} = 0$  справедливо для всех  $v, \mu = \overline{1, N}$ , и, следовательно, во всех случаях  $k_{v\mu} = (N_0/2) \delta_{v\mu}$ ,  $v, \mu = \overline{1, N}$ .

В частности, если базисные функции ортогональны в усиленном смысле, то  $\hat{\delta}_{\nu\mu} = \hat{\delta}_{\mu\nu} = 0$  для всех  $\nu, \mu = \overline{1, N}$ . Таким образом, гауссовы случайные величины  $y_\nu, \nu = \overline{1, N}$  являются независимыми с математическим ожиданием  $M[y_\nu] = s_{r,\nu} \cos \Delta\varphi$  и дисперсией  $D[y_\nu] = (N_0/2)$ . Это вытекает из того, что для гауссовых случайных величин из некоррелированности следует их независимость, что для произвольных случайных величин в общем случае несправедливо. При этом  $\det \Psi(\Delta\varphi) = \cos^2 N\Delta\varphi$ , т. е. использование ортогональных в усиленном смысле базисных функций приводит к неортогональным преобразованиям сигналов при ненулевой фазовой ошибке в пространстве любой размерности.

В дальнейшем ограничимся рассмотрением только двумерных сигналов, т. е. размерность пространства  $N = 2$ . Соответствующие этому варианту преобразования могут быть записаны в матричном виде:  $\mathbf{y}^T = \Psi(\Delta\varphi) \mathbf{s}_r^T + \mathbf{n}^T$ , где в двумерном пространстве

$$\Psi(\Delta\varphi) = \begin{pmatrix} \cos \Delta\varphi & \hat{\delta}_{21} \sin \Delta\varphi \\ \hat{\delta}_{12} \sin \Delta\varphi & \cos \Delta\varphi \end{pmatrix}.$$

Очевидно, что это преобразование будет ортогональным, т. е.  $\det \Psi(\Delta\varphi) = 1$ , если потребовать выполнения условия  $\hat{\delta}_{12} \hat{\delta}_{21} = -1$ . Учитывая, что справедливо тождество  $\hat{\delta}_{12} + \hat{\delta}_{21} = 0$ , приходим к условию  $\hat{\delta}_{12} = \pm 1, \hat{\delta}_{21} = \mp 1$ . При выполнении этих соотношений будет происходить только поворот сигнальной точки на угол  $\Delta\varphi$  без изменения энергии. Если, например, выполняется условие  $\hat{\delta}_{12} \hat{\delta}_{21} = 1$ , тогда  $\det \Psi(\Delta\varphi) = \cos(2\Delta\varphi)$  и ортогональное преобразование  $\det \Psi(\Delta\varphi) = \pm 1$  возможно только при фиксированных значениях  $\Delta\varphi = 0, \pm\pi/2, \pm\pi$ , что, учитывая случайный характер фазовой ошибки, невозможно. Ортонормированные тригонометрические базисные функции, используемые в современных системах передачи информации:

$$\psi_1(t) = A \cos(2\pi f_c t + \varphi);$$

$$\psi_2(t) = A \sin(2\pi f_c t + \varphi), \quad t \in (0, T),$$

где  $A$  — амплитуда;  $f_c$  — частота и  $\varphi$  — начальная фаза — удовлетворяют условию  $\hat{\delta}_{12} = \pm 1, \hat{\delta}_{21} = \mp 1$ , так как преобразование Гильберта этих функций  $\hat{\psi}_1(t) = \psi_2(t), \hat{\psi}_2(t) = -\psi_1(t)$  и, следовательно,  $\hat{\delta}_{12} = (\psi_1, \hat{\psi}_2) = -1, \hat{\delta}_{21} = (\psi_2, \hat{\psi}_1) = 1$ .

Полученное преобразование относится к ортогональным преобразованиям с детерминантом  $\det \Psi(\Delta\varphi) = 1$  и определяет поворот координат на угол  $\Delta\varphi$  против часовой стрелки. Таким образом, погрешность при оценке фазы несущей соответствует, в геометрическом представлении сигналов, повороту координат сигналов против часо-

вой стрелки на угол  $\Delta\varphi = \varphi - \tilde{\varphi}$ . С точки зрения теории помехоустойчивого приема это означает соответствующее изменение расстояния от сигнальных точек до границ областей принятия решения.

Анализ полученных соотношений показывает, что не только в  $\cos^2(\varphi - \tilde{\varphi})$  уменьшается мощность определяемой сигнальной координаты, как это происходит в одномерном случае, но и присутствует взаимная интерференция между синфазной и квадратурной компонентами.

Приведем второй вариант математической модели канала связи. Принятый сигнал может быть представлен в виде

$$y(t) = \mu(s_r(t) \cos \Delta\varphi + \hat{s}_r(t) \sin \Delta\varphi) + n(t),$$

т. е. передаваемый сигнал получает случайный фазовый сдвиг в канале связи, а не в демодуляторе при формировании базисных функций. Так

как  $s_r(t) = \sum_{\nu=1}^N s_{r,\nu} \psi_\nu(t)$ , то  $\hat{s}_r(t) = \sum_{\nu=1}^N s_{r,\nu} \hat{\psi}_\nu(t)$  и

$$y(t) = \mu \sum_{\nu=1}^N s_{r,\nu} (\psi_\nu(t) \cos \Delta\varphi + \hat{\psi}_\nu(t) \sin \Delta\varphi) + n(t) = \mu \sum_{\nu=1}^N s_{r,\nu} \tilde{\psi}_\nu(t) + n(t).$$

Действительно, проекции на базисные функции  $\psi_\nu(t): y_\nu = \int_0^T y(t) \psi_\nu(t) dt, \nu = \overline{1, N}$  будут в этом случае равны

$$y_\nu = \sum_{\mu=1}^N s_{r,\mu} ((\psi_\mu, \psi_\nu) \cos \Delta\varphi + (\hat{\psi}_\mu, \psi_\nu) \sin \Delta\varphi) + n_\nu.$$

После простейших преобразований получаем

$$y_\nu = s_{r,\nu} \cos \Delta\varphi + \sin \Delta\varphi \sum_{\mu=1}^N s_{r,\mu} (\hat{\psi}_\mu, \psi_\nu) + n_\nu$$

или

$$y_\nu = s_{r,\nu} \cos \Delta\varphi - \sin \Delta\varphi \sum_{\mu=1}^N s_{r,\mu} \hat{\delta}_{\mu\nu} + n_\nu.$$

Это выражение с точностью до знака фазовой ошибки  $\Delta\varphi$  совпадает с полученным ранее (вероятностные характеристики отсчетов белого шума совпадают). С учетом того, что величина  $\Delta\varphi \in [-\pi, \pi]$  имеет четную плотность распределения вероятностей,  $P(\Delta\varphi < 0) = P(\Delta\varphi > 0)$ . Следовательно, в этом варианте математической модели канала связи проекции наблюдения получаются такими же.

**Вывод частных случаев**

Если для передачи цифровой информации используется  $M$  сигналов:  $s_r(t)$ ,  $r = \overline{0, M-1}$ ,  $t \in [0, T]$ , то математическая модель канала связи может быть представлена выражением

$$y(t) = \mu(s_r(t) \cos \Delta\varphi + \hat{s}_r(t) \sin \Delta\varphi) + n(t), \quad t \in [0, T],$$

где  $y(t)$  — принятый сигнал;  $\mu(t)$  — коэффициент передачи канала;  $\Delta\varphi \in [-\pi, \pi]$  — фазовая ошибка и  $n(t)$  — белый гауссов шум с односторонней спектральной плотностью шума  $N_0$ .

Пусть  $E_r$ ,  $r = \overline{0, M-1}$  — энергия  $r$ -го сигнала. Так как все энергии конечны, то среди них есть сигналы, имеющие максимальную энергию, которую будем обозначать  $E_m$ :  $E_m = \max_{r=0, M-1} E_r$ .

Средняя энергия  $E_c$  сигнала определяется как

$$E_c = \sum_{r=0}^{M-1} p_r E_r, \quad \text{где } p_r \text{ — априорная вероятность}$$

передачи  $r$ -го сигнала. Традиционно средняя энергия определяется при равновероятной передаче сигналов:

$$E_c = \frac{1}{M} \sum_{r=0}^{M-1} E_r, \quad p_r = 1/M. \quad \text{Отношение}$$

максимальной энергии к средней энергии есть квадрат пик-фактора:  $\Pi_c^2 = E_m/E_c$ . Отношение максимальной энергии и средней энергии к односторонней спектральной плотности шума определяется как  $h_m^2 = E_m/N_0$  и  $h_c^2 = E_c/N_0$ ,

при этом  $h_m^2 = \Pi_c^2 h_c^2$ . Величины  $E_{bm} = \frac{E_m}{\log_2 M}$

и  $E_{bc} = \frac{E_c}{\log_2 M}$  — соответственно максимальное

и среднее значения энергии, затраченной для передачи одного бита;  $h_{bm}^2 = E_{bm}/N_0$ ,  $h_{bc}^2 = E_{bc}/N_0$ ,

$$h_{bm}^2 = \Pi_c^2 h_{bc}^2, \quad h_c^2 = h_{bc}^2 \log_2 M \quad \text{и} \quad h_m^2 = h_{bm}^2 \log_2 M.$$

В рассматриваемой математической модели канала связи можно выделить несколько частных случаев:

1) если  $\mu(t) = 1$ ,  $\Delta\varphi = 0$ ,  $t \in [0, T]$ , то получаем классический канал с аддитивным белым гауссовым шумом;

2) если  $\mu(t) = \mu$ ,  $\Delta\varphi = 0$ ,  $t \in [0, T]$  и  $\mu$  — случайная величина, то получаем канал с неселективными по частоте общими замираниями и аддитивным белым гауссовым шумом;

3) если  $\mu(t) = 1$ ,  $t \in [0, T]$  и  $\Delta\varphi \neq 0$ , то получаем канал с аддитивным белым гауссовым шумом и ненулевой фазовой ошибкой. Случайная величина  $\Delta\varphi$  описывается распределением Тихонова, хотя основные положения статьи могут быть использованы для произвольной плотности распределения фазовой ошибки;

4) если  $\mu(t) = \mu$ ,  $\Delta\varphi$ ,  $t \in [0, T]$  — случайные величины, то получаем канал с неселективными по частоте общими замираниями, ненулевой фазовой ошибкой и аддитивным белым гауссовым шумом.

В данной статье рассматриваются последние два варианта канала связи. Основная цель заключена в определении символьной и битовой вероятностей ошибок при оптимальном когерентном приеме сигналов АФМ-2 по правилу максимального правдоподобия в канале с детерминированными параметрами, аддитивным белым гауссовым шумом и наличии фазовой ошибки в контуре фазовой автоподстройки частоты (ФАПЧ).

**Плотность распределения вероятности фазовой ошибки**

В работе [4] показано, что при оценке фазы при учете аддитивного шума функция плотности вероятностей для фазовой ошибки при нулевой начальной расстройке по частоте (т. е. между собственной частотой автогенератора и частотой синхронизирующего сигнала) описывается плотностью распределения В. И. Тихонова [1, 2, 4]

$$\omega(\Delta\varphi) = \frac{1}{2\pi I_0(\rho)} \exp(\rho \cos \Delta\varphi), \quad -\pi \leq \Delta\varphi \leq \pi, \quad (1)$$

где  $I_0(\rho)$  — функция Бесселя нулевого порядка;

$\rho = \frac{E_c}{N_0} \frac{1}{2B_L T}$  — отношение сигнал/шум, здесь

$B_L$  — односторонняя полоса контура ФАПЧ;  $T$  — интервал времени символа. При  $\rho \gg 1$  можно считать, что  $\rho = 1/\sigma_\varphi^2$ , где  $\sigma_\varphi^2$  — дисперсия ошибки фазы.

Если использовать разложение

$$\exp(\rho \cos \Delta\varphi) = I_0(\rho) + 2 \sum_{k=1}^{\infty} I_k(\rho) \cos k\Delta\varphi,$$

где

$$I_k(\rho) = \frac{(\rho/2)^k}{\Gamma(k+1/2)\Gamma(1/2)} \int_0^\pi \sin^{2k} \varphi \exp(\rho \cos \varphi) d\varphi$$

— функция Бесселя  $k$ -го порядка, то (1) может быть представлена как

$$\omega(\Delta\varphi) = \frac{1}{2\pi} + \frac{1}{\pi} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{I_k(\rho)}{I_0(\rho)} \cos k\Delta\varphi.$$

Плотность вероятностей представляет собой симметричную функцию, которая при изменении величины  $\rho$  от нуля до бесконечности меняется от равномерной плотности распределения до дельтообразной.

Действительно, если  $\rho = 0$ , то  $\omega(\Delta\varphi) = 1/2\pi$ ,  $-\pi \leq \Delta\varphi \leq \pi$ , при этом дисперсия величины  $\Delta\varphi$  рав-

на  $\sigma_\varphi^2 = \pi^2/3$ , математическое ожидание — нулю. Очевидно, что равномерная плотность распределения вероятности может быть использована в некоторых случаях и при  $\rho \ll 1$ . Если  $\rho \gg 1$ , то плотность распределения переходит в нормальную [4]:

$$\omega(\Delta\varphi) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_\varphi^2}} \exp\left[-\frac{\Delta\varphi^2}{2\sigma_\varphi^2}\right], \quad \sigma_\varphi^2 = 1/\rho.$$

При  $\rho \rightarrow \infty$  плотность распределения вероятности переходит в дельта-функцию:  $\omega(\Delta\varphi) = \delta(\Delta\varphi)$ . Этот случай соответствует идеальному когерентному приему с фиксированной нулевой фазовой ошибкой.

При промежуточных значениях  $\rho$  дисперсия может быть вычислена по формуле

$$\sigma_\varphi^2 = \frac{\pi^2}{3} + 4 \sum_{k=1}^{\infty} \frac{(-1)^k I_k(\rho)}{k^2 I_0(\rho)}.$$

Для практически важных случаев можно ограничиться условием  $\rho \gg 1$  и, следовательно, использовать формулы  $\rho = 1/\sigma_\varphi^2$  и  $\sigma_\varphi^2 = 1/\rho$ . Возникающая при этом погрешность незначительна. Так, при  $\rho = 10$  дБ по точной формуле  $\sigma_\varphi^2 = 1,056551 \cdot 10^{-1}$  (среднеквадратическое отклонение (СКО)  $\sigma_\varphi = 3,250462 \cdot 10^{-1}$  рад), в то время как при гауссовой аппроксимации  $\sigma_\varphi^2 = 1/\rho = 10^{-1}$  ( $\sigma_\varphi = 3,162278 \cdot 10^{-1}$  рад) — относительная погрешность дисперсии 0,057; при  $\rho = 20$  дБ по точной формуле  $\sigma_\varphi^2 = 1,117258 \cdot 10^{-2}$  ( $\sigma_\varphi = 1,057004 \cdot 10^{-1}$  рад), а по формуле  $\sigma_\varphi^2 = 1/\rho = 10^{-2}$  ( $\sigma_\varphi = 10^{-1}$  рад) — относительная погрешность дисперсии 0,117. При дальнейшем увеличении отношения сигнал/шум погрешность растет.

В дальнейшем обозначим фазовую ошибку  $\varphi$ , т. е.  $\varphi = \Delta\varphi$ . Используя свойства плотности распределения вероятностей, можно показать, что при четном  $n \in \mathbf{N}$  и произвольном  $a \in \mathbf{R}$

$$\int_0^{\pi/n} \sum_{m=1}^{n/2} \left[ \omega\left(\varphi + (2m-1)\frac{\pi}{n}\right) + \omega\left(\varphi - (2m-1)\frac{\pi}{n}\right) \right] d\varphi = \frac{1}{2},$$

$$\int_0^a \omega(\varphi) d\varphi = \int_0^a \omega(\varphi - a) d\varphi.$$

Приведем формулу вероятности ошибки для ФМ-2 [1, 2] и получим новые соотношения для вероятности символьной и битовой вероятностей ошибок когерентного приема сигнальных конструкций АФМ-2 в канале с детерминированными параметрами и белым шумом при учете фазовой ошибки в контуре ФАПЧ. Общая методика вычисления состоит в том, что на первом этапе находится битовая (индекс «b») и (или) символьная (индекс «e») вероятности ошибок  $P_{b/e}(h_{bc}^2, \varphi)$

при фиксированной фазовой ошибке, а на втором — ее математическое ожидание, т. е.

$$P_{b/e}(h_{bc}^2) = \int_{-\pi}^{\pi} P_{b/e}(h_{bc}^2, \varphi) \omega(\varphi) d\varphi, \quad (2a)$$

где  $\omega(\varphi)$  — плотность распределения вероятностей фазовой ошибки (в общем случае произвольная, но в данной статье рассматривается распределение Тихонова). Следовательно:

$$P_{b/e}(h_{bc}^2, \rho) = \frac{1}{2\pi I_0(\rho)} \int_{-\pi}^{\pi} P_{b/e}(h_{bc}^2, \varphi) \exp(\rho \cos \varphi) d\varphi, \quad (2b)$$

где в аргумент вероятности ошибки введен параметр  $\rho$ , который существенным образом (это будет показано позднее), наряду с отношением сигнал/шум  $h_{bc}^2$ , влияет на величину вероятности ошибки  $P_{b/e}(h_{bc}^2, \rho)$ .

Полученные соотношения (2) могут быть использованы также для канала с общими замираниями, ненулевой фазовой ошибкой и аддитивным белым гауссовым шумом [1, 2, 5, 6]:

$$\tilde{P}_{b/e}(h_{bc}^2, \rho) = \int_0^{\infty} \left[ \int_{-\pi}^{\pi} P_{b/e}[\alpha(h_{bc}^2, \varphi) \mu] \omega(\varphi) d\varphi \right] \omega(\mu) d\mu, \quad (3)$$

где знак « $\sim$ » подчеркивает, что формула вероятности ошибки получена для канала связи с общими замираниями;  $\alpha(h_{bc}^2, \varphi) = \chi(\varphi) \sqrt{\frac{2h_{bc}^2}{m_2}}$ , величина

на  $\chi(\varphi)$ ,  $\Delta\varphi \in [-\pi, \pi]$  определяется в зависимости от сигнальной конструкции и фиксированной фазовой ошибки (ее величина влияет на знак  $\chi(\varphi)$ );  $\omega(\mu)$  — плотность распределения коэффициента передачи канала связи и  $m_2$  — начальный второй момент.

на  $\chi(\varphi)$ ,  $\Delta\varphi \in [-\pi, \pi]$  определяется в зависимости от сигнальной конструкции и фиксированной фазовой ошибки (ее величина влияет на знак  $\chi(\varphi)$ );  $\omega(\mu)$  — плотность распределения коэффициента передачи канала связи и  $m_2$  — начальный второй момент.

### Плотность распределения коэффициента передачи канала связи

При определении вероятности ошибки в канале с общими замираниями будет рассматриваться закон распределения вероятностей Райса—Накагами случайного коэффициента передачи канала  $\mu$  [5, 6]:

$$\omega(\mu) = \frac{(\beta\mu)^p}{\gamma^{p-1}} \exp\left[-\frac{\gamma^2}{2\beta} - \frac{\beta}{2}\mu^2\right] I_{p-1}(\gamma\mu), \quad \mu \geq 0,$$

где  $p > 0$ ,  $\gamma \geq 0$ ,  $\beta > 0$  — параметры распределения, а  $I_{p-1}(\gamma\mu)$  — функция Бесселя от мнимого аргумента порядка  $(p-1)$  [7, 8].

Распределение Райса—Накагами при соответствующем выборе параметров  $p$ ,  $\gamma$ ,  $\beta$  совпадает



с распределениями Релея, Райса и Накагами ( $m$ -распределение). Так, при  $p = 1, \gamma = 0, \beta = 1/\sigma^2$  получаем распределение Релея; при  $p = 1, \gamma = \mu_0/\sigma^2, \beta = 1/\sigma^2$  — распределение Райса, а при значениях параметров  $p = m, \gamma = 0, \beta = 2m/\mu^2$  — распределение Накагами. При выборе значения  $\gamma = 0$  следует учитывать, что

$$\lim_{\gamma \rightarrow 0} \frac{I_{p-1}(\gamma\mu)}{\gamma^{p-1}} = \frac{1}{2^{p-1}} \frac{1}{\Gamma(p)},$$

где  $\Gamma(x)$  — гамма-функция [7, 8].

Второй момент плотности распределения Райса—Накагами

$$\bar{\mu}_2 = m_2 = \frac{2p}{\beta} \exp\left(-\frac{\gamma^2}{2\beta}\right) {}_1F_1\left(p+1; p; \frac{\gamma^2}{2\beta}\right),$$

в частности, для распределения Релея  $\bar{\mu}^2 = 2\sigma^2$ , Райса —  $\bar{\mu}^2 = \mu_0^2 + 2\sigma^2$ .

В общем случае формулы для вероятности ошибки АФМ-2, в том числе при ненулевой фазовой ошибке, будут содержать линейную комбинацию функций Гаусса

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

где  $Q(-x) = 1 - Q(x)$  [5, 6]. При практических расчетах можно использовать представление этой функции в виде интеграла с конечными интервалами:

$$Q(x) = \frac{1}{\pi} \int_0^{\pi/2} \exp\left(-\frac{x^2}{2\cos^2\psi}\right) d\psi, \quad x \geq 0,$$

либо функцию  $\operatorname{erfc}(x)$ ,  $Q(x) = \frac{1}{2} \operatorname{erfc}\left(\frac{x}{\sqrt{2}}\right)$ . В канале с общими замираниями Райса—Накагами [5, 6]

$$\int_0^\infty Q(\alpha\mu) \omega(\mu) d\mu = 2\mathcal{N}_p \left( \sqrt{\frac{\gamma^2\alpha^2}{\beta(\alpha^2+\beta)}}, \sqrt{\frac{\alpha^2}{\alpha^2+\beta}}, +\infty \right), \quad (4a)$$

где  $\alpha^2 = \frac{2g^2 h_{bc}^2}{m_2}$ ;

$$\mathcal{N}_p(z, b, \eta) = \frac{(1-b^2)^p}{2\pi} \int_0^\eta \frac{1}{1+x^2} \frac{1}{(1+b^2x^2)^p} \times \exp\left(-\frac{z^2}{2} \frac{1+x^2}{1+b^2x^2}\right) dx,$$

$$\eta \geq 0, \quad 0 \leq b^2 \leq 1, \quad p \geq 0,$$

здесь  $b^2 = \frac{\alpha^2}{\alpha^2+\beta}$ ,  $z^2 = \frac{\gamma^2}{\beta} \frac{\alpha^2}{\alpha^2+\beta} = \frac{\gamma^2}{\beta} b^2$ . В другой форме, более удобной для расчетов на ЭВМ [5, 6]:

$$\mathcal{N}_p(z, b, \eta) = \frac{(1-b^2)^p}{2\pi} \int_0^{\operatorname{arctg}(\eta)} \times \frac{\cos^2 p t}{(1-(1-b^2)\sin^2 t)^p} \exp\left(-\frac{z^2}{2} \frac{1}{1-(1-b^2)\sin^2 t}\right) dt.$$

Наиболее общим законом распределения замираний является *четырёхпараметрический закон распределения* вероятностей случайного коэффициента передачи канала  $\mu$  [5]:

$$\omega(\mu_c, \mu_s) = \frac{1}{2\pi\sigma_c\sigma_s} \exp \times \left[ -\frac{1}{2\sigma_c^2}(\mu_c - m_c)^2 - \frac{1}{2\sigma_s^2}(\mu_s - m_s)^2 \right],$$

$$\mu = \sqrt{\mu_c^2 + \mu_s^2},$$

где  $m_c$  и  $m_s$  — математические ожидания квадратурных составляющих  $\mu_c$  и  $\mu_s$ ;  $\mu_0 = \sqrt{m_c^2 + m_s^2}$  — регулярная составляющая коэффициента передачи;  $\sigma_c^2$  и  $\sigma_s^2$  — дисперсии квадратурных составляющих  $\mu_c$  и  $\mu_s$ . Наряду с параметрами  $m_c, m_s, \sigma_c^2, \sigma_s^2$  удобно использовать параметры, имеющие наглядный физический смысл.

1. Отношение дисперсий квадратурных составляющих  $\sigma_c^2$  и  $\sigma_s^2$  — величина  $q^2 = \sigma_c^2/\sigma_s^2$ . Коэффициент  $q^2$  характеризует асимметрию канала по дисперсиям. Без ограничения общности рассматриваются значения  $q^2$  из интервала  $[0, 1]$ , т. е.  $0 \leq q^2 \leq 1$ .

2. Фазовый угол  $\varphi_0 = \operatorname{arctg} \frac{m_s}{m_c}$  или  $\operatorname{tg}\varphi_0 = \frac{m_s}{m_c}$ .

3. Отношение средних мощностей регулярной и флуктуирующей частей сигнала

$\gamma^2 = \frac{m_c^2 + m_s^2}{\sigma_c^2 + \sigma_s^2} = \frac{\mu_0^2}{\sigma_c^2 + \sigma_s^2}$ . Это выражение удобнее представить в виде  $\gamma^2 = \frac{2q^2}{1+q^2} \frac{\mu_0^2}{2\sigma_c^2} = \frac{2q^2}{1+q^2} \gamma_0^2$ , где

$\gamma_0^2 = \frac{\mu_0^2}{2\sigma_c^2}$  — величина, характеризующая глубину замираний в канале с райсовскими замираниями ( $q^2 = 1$ ). Коэффициент  $\frac{2q^2}{1+q^2} \in [0, 1]$  характе-

ризует уменьшение  $\gamma^2$  по сравнению с величиной  $\gamma_0^2$ . При релейских замираниях  $\gamma_0^2 = 0$ , в канале без замираний  $\gamma_0^2 \rightarrow \infty$  (присутствует только регулярная составляющая). Справедливы следующие соотношения:

$$\gamma^2 = \frac{m_c^2}{\sigma_c^2} \frac{q^2}{1+q^2} \frac{1}{\cos^2 \varphi_0}$$

или

$$\gamma^2 = \frac{m_s^2}{\sigma_s^2} \frac{1}{1+q^2} \frac{1}{\sin^2 \varphi_0}.$$

4. Средний квадрат коэффициента передачи (начальный момент второго порядка)

$$m_2 = \mu_0^2 + \sigma_c^2 + \sigma_s^2$$

или

$$m_2 = 2\sigma_c^2 \left( 1 + \frac{\mu_0^2}{2\sigma_c^2} + \frac{1-q^2}{2q^2} \right) = 2\sigma_c^2 \left( 1 + \gamma_0^2 + \frac{1-q^2}{2q^2} \right),$$

$q^2 \neq 0$ . Если  $q^2 = 0$ , то  $\sigma_c^2 = 0$ , а величина  $\sigma_s^2$  является неопределенной, либо  $\sigma_s^2 \rightarrow \infty$ , а величина  $\sigma_c^2$  является неопределенной.

В случае четырехпараметрических замираний [5]

$$\int_0^\infty Q(\alpha\mu)\omega(\mu)d\mu = 2\mathcal{S}(z_c, z_s, b_c, b_s, +\infty), \quad (46)$$

где

$$\begin{aligned} \mathcal{S}(z_c, z_s, b_c, b_s, \eta) = & \\ = & \frac{\sqrt{1-b_c^2}\sqrt{1-b_s^2}}{2\pi} \int_0^\eta \frac{1}{1+x^2} \frac{1}{\sqrt{1+b_c^2x^2}} \frac{1}{\sqrt{1+b_s^2x^2}} \times \\ & \times \exp\left(-\frac{z_c^2}{2} \frac{1+x^2}{1+b_c^2x^2} - \frac{z_s^2}{2} \frac{1+x^2}{1+b_s^2x^2}\right) dx \end{aligned}$$

и

$$z_c^2 = \frac{2gh_{bc}^2 m_c^2}{m_2 + 2gh_{bc}^2 \sigma_c^2} = \frac{m_c^2}{\sigma_c^2} \frac{g\tilde{h}_{bc}^2}{1+g\tilde{h}_{bc}^2};$$

$$z_s^2 = \frac{2gh_{bc}^2 m_s^2}{m_2 + 2gh_{bc}^2 \sigma_s^2} = \frac{m_s^2}{\sigma_s^2} \frac{g\tilde{h}_{bc}^2}{q^2 + g\tilde{h}_{bc}^2};$$

$$b_c^2 = \frac{g\tilde{h}_{bc}^2}{1+g\tilde{h}_{bc}^2}; \quad b_s^2 = \frac{g\tilde{h}_{bc}^2}{q^2 + g\tilde{h}_{bc}^2}.$$

Здесь определено, что

$$\tilde{h}_{bc}^2 = \left( 1 + \gamma_0^2 + \frac{1-q^2}{2q^2} \right)^{-1} h_{bc}^2,$$

т. е.

$$h_{bc}^2[\text{дБ}] = \tilde{h}_{bc}^2[\text{дБ}] + 10 \lg \left( 1 + \frac{1+q^2}{2q^2} \gamma^2 + \frac{1-q^2}{2q^2} \right)$$

и

$$\frac{m_c^2}{\sigma_c^2} = \cos^2 \varphi_0 \frac{1+q^2}{q^2} \gamma^2, \quad \frac{m_s^2}{\sigma_s^2} = \sin^2 \varphi_0 (1+q^2) \gamma^2.$$

Для численных расчетов на ЭВМ удобнее использовать альтернативное определение  $\mathcal{S}$ -функции:

$$\begin{aligned} \mathcal{S}(z_c, z_s, b_c, b_s, \eta) = & \frac{\sqrt{1-b_c^2}\sqrt{1-b_s^2}}{2\pi} \times \\ & \times \int_0^{\arctg(\eta)} \frac{\cos^2 t}{\sqrt{1-(1-b_c^2)\sin^2 t} \sqrt{1-(1-b_s^2)\sin^2 t}} \exp \times \\ & \times \left[ -\frac{1}{2} \left( \frac{z_c^2}{1-(1-b_c^2)\sin^2 t} + \frac{z_s^2}{1-(1-b_s^2)\sin^2 t} \right) \right] dt. \end{aligned}$$

Окончание следует.

## Литература

1. Прокис Дж. Цифровая связь: Пер. с англ. / Под ред. Д. Д. Кловского. М.: Радио и связь, 2000. 800 с.
2. Скляр Б. Цифровая связь. Теоретические основы и практическое применение: Пер. с англ. М.: Вильямс, 2003. 1104 с.
3. Коржик В. И. Расширенное преобразование Гильберта и его применение в теории сигналов // Проблемы передачи информации. 1969. Т. 5. Вып. 4. С. 3–18.
4. Тихонов В. И., Миронов М. А. Марковские процессы. М.: Сов. радио, 1977. 488 с.
5. Савищенко Н. В. Помехоустойчивость модемов с двумерными сигнальными конструкциями по

- точным формулам вероятности ошибки в канале без замираний и с общими четырехпараметрическими замираниями // Информационно-управляющие системы. 2007. № 4. С. 44–54.
6. Савищенко Н. В. Многомерные сигнальные конструкции: их частотная эффективность и помехоустойчивость приема: Монография / Под ред. Д. Л. Бураченко. СПб.: Изд-во Политехн. ун-та, 2005. 420 с.
7. Справочник по специальным функциям / Под ред. А. Абрамовица и И. Стиган. М.: Наука, 1979. 832 с.
8. Попов Б. А., Теслер Г. С. Вычисление функций на ЭВМ: Справочник. Киев: Наук. думка, 1984. 600 с.

УДК 004.435 004.423

## ГЕОИНФОРМАЦИОННЫЕ СИСТЕМЫ И МНОГОМЕРНЫЕ СТАТИСТИЧЕСКИЕ МЕТОДЫ ПРОСТРАНСТВЕННОГО АНАЛИЗА ДЛЯ ИССЛЕДОВАНИЯ ЗАБОЛЕВАЕМОСТИ

**Д. Р. Струков,**

генеральный директор

ООО «Центр пространственных исследований»

**В. Л. Горохов,**

доктор техн. наук, профессор

Санкт-Петербургский государственный инженерно-экономический университет

Рассматривается модификация средств геостатистического анализа на основе ранговой «нормализации» данных. Предлагается использовать систему динамической визуализации многомерных данных для контроля достоверности и надежности кокринга. На основе подобной модификации геостатистического анализа разработаны алгоритмы анализа многомерных медицинских данных и показано их применение в практических задачах здравоохранения.

**Ключевые слова** — геостатистический анализ, система динамической визуализации многомерных данных, кокринг, алгоритмы анализа многомерных медицинских данных.

### Введение

Пространственная статистика помогает руководителям здравоохранения в решении следующих задач:

— оптимизации и управления ресурсами здравоохранения;

— логистики;

— анализа тенденций пространственно-временного распространения заболеваемости, прогноза;

— выявления причинно-следственных связей между факторами среды и показателями здоровья.

Геостатистические методы многомерного анализа, реализованные в геоинформационных системах, «помогают» найти взаимосвязи между факторами (их может быть до пяти) и откликами на уровне тенденций. Можно выявлять «источник» того или иного фактора с точки зрения пространственного расположения. И, наконец, современные методы многомерной когнитивной визуализации [1–4] позволяют наглядно строить пространственные модели, учитывая статистическую точность, значения соседей.

При работе использовались данные Санкт-Петербургского государственного учреждения здравоохранения «Медицинский информацион-

но-аналитический центр» СПбМИАП Комитета по здравоохранению Правительства Санкт-Петербурга. В частности, данные ежегодной медицинской статистической отчетности и диспансеризации детей в 2002 г.

### Математические методы пространственного анализа

Среди традиционных методов картирования событий, визуализации и моделирования пространственно-временных закономерностей и явлений имеются также более сложные: многомерный анализ территории; интерполяционный анализ, когда необходимо провести пространственный анализ при помощи детерминированных математических методов и спрогнозировать значения между точками пространства (например, моделирование нахождения пыли в атмосфере); геостатистический анализ [5], когда необходимо провести прогноз распространения тенденций в пространстве как в интерполяционном анализе, так и при помощи методов статистики найти взаимосвязи между точками, значения которых отображают зависимость значений одного тематического слоя от значений другого тематического слоя (а может, и нескольких). Геостатистиче-

ские данные представляются в виде пространственно-зависимого показателя  $Z_i$  (высота, глубина, концентрация поллютанта, минерала и т. д.). Известны значения этого показателя на конечном наборе опорных точек  $p(i)$ . Одним из мощнейших методов геостатистического анализа является метод кригинга. В рамках этого метода предполагается, что  $Z_i$  является случайным процессом со стационарными приращениями и заданной вариограммой (или ковариационной функцией). Считается, что вариограмма известна или специально оценивается. Требуется построить функцию  $Z = p(i)$ , чтобы ее значения в опорных точках были приблизительно равны  $z_i$  (аппроксимация). Процедура интерполяции задается системой линейных уравнений кригинга. Неизвестные коэффициенты определяются из условий несмещенности оценки и минимизации ее дисперсии. Для оценки вариограммы используется набор модельных функций вариограмм.

Кригинг предполагает модель тренда и случайной ошибки и приводит к уравнению вида  $Z(s) = \mu(s) + \varepsilon(s)$ , где  $s$  — местоположение предсказываемой локации;  $Z(s)$  — предсказываемое значение;  $\mu(s)$  — детерминированный тренд;  $\varepsilon(s)$  — пространственно-коррелированная случайная ошибка. В случае набора электронных карт-слоев возникает многомерный эквивалент кригинга — кокригинг.

Однако подобные геостатистические методы многомерного корреляционного и дисперсионного анализа требуют дополнительных мер для нормализации геостатистических данных в целях увеличения устойчивости (робастности) методов. В данной работе предлагается при использовании методов кригинга осуществлять локальное нормирование данных на основе ранговых и квантильных статистик. Это приводит к асимптотической стабилизации применяемых оценок.

Кроме того, для изучения качества вычисляемых мер статистической близости показателей в многомерном варианте используются методы когнитивной визуализации многомерных данных [6], представленных в электронных картах.

Одним из самых перспективных в настоящее время методов, способных решать разнообразные задачи визуализации многомерных данных, является метод когнитивных динамических проекций [7, 8], развиваемый авторами для оценки пространственного риска действия факторов (экологических, медико-демографических, социальных и пр.).

Суть этого метода [8] заключается в том, что многомерные данные проецируются на выбранную картинную плоскость и при этом осуществляется динамическое вращение «облака» данных в многомерном пространстве. Для этого вы-

числяются направляющие косинусы вектора  $\mathbf{b}$  направления вращения. Теперь, зная вектор  $\mathbf{b}$ , можно произвести поворот вектора нормали  $\mathbf{N}$  вокруг начала координат на произвольный угол  $\gamma$ . Новое значение нормали будет вычисляться по формуле  $\mathbf{N}_{\text{нов}} = \mathbf{N} \cos \gamma + \mathbf{b} \sin \gamma$ .

Получив новое значение нормали, задают новую плоскость проекции, повернутую на угол  $\gamma$  относительно исходной. Остается только спроецировать на эту плоскость облако точек, чтобы получить новый взгляд на множество наблюдаемых объектов. Таким образом, задав угол поворота  $\gamma$ , процесс поворота можно зациклить, организовав тем самым циклический обзор данных. При этом, в случае небольшого значения  $\gamma$ , у исследователя будет создаваться ощущение объема и структуры вращения псевдотрехмерного образа, адекватно представляющего многомерный набор данных.

### Алгоритм анализа многомерных медицинских данных

Авторы попытались объединить в виде алгоритма анализа многомерных медицинских данных различные методы пространственной визуализации (кокригинг и динамическую визуализацию) многомерных территориально-распределенных медицинских данных о населении. Благодаря уникальным данным о здоровье популяции появилась возможность учитывать в медико-экологическом исследовании так называемый коэффициент здоровья популяции. Мы представляем методические аспекты алгоритма пространственного анализа характеристик здоровья, отклонений и их тяжести, а также экологических факторов (далее — алгоритм ПАЗФ).

Прежде чем описывать алгоритм ПАЗФ, обратимся к медико-эпидемиологической модели. В работе учитываются только те заболевания, экологическая обусловленность которых доказана многократными клиническими исследованиями, приведенными в литературе [9]. В методе исследуются классы болезней по Международной классификации болезней 10-го пересмотра (МКБ-10), а также отдельные группы заболеваемости, объединенные в зависимости от того или иного экологического фактора или группы факторов.

Проведем рассмотрение на примере характеристик болезней органов дыхания (БОД) и тяжести последствий этого класса заболеваний. В качестве экологических факторов в работе рассматриваются химические вещества в атмосфере и почве Санкт-Петербурга.

*Алгоритм ПАЗФ.*

Цель: исследование характеристик здоровья, отклонений от него и тяжести последствий этих отклонений у населения, проживающего на тер-

ритории города. Выявление причин реакций популяций, проживающих на той или иной территории города, в зависимости от действия факторов загрязнения окружающей среды. Сравнение откликов населения мегаполиса (на примере Санкт-Петербурга) с реакциями популяций других городов по специальным коэффициентам, учитывающим здоровье.

Алгоритм (рис. 1) [6]:

- 1) условия выбора ареалов  $A_1...A_K$ ;
- 2) условия выбора ареалов  $\mathcal{E}_1...E_N$ ;
- 3) выделение ареалов проживания  $A_1...A_K$ ;
- 4) выделение ареалов экологических факторов  $\mathcal{E}_1...E_N$ ;
- 5) подсчет характеристик популяций в ареалах  $A_1...A_K$ ;
- 6) получение коэффициента отклонения и тяжести  $K_{o,t}$  по  $A_1...A_K$ ;
- 7) получение коэффициента здоровья  $K_3$  по  $A_1...A_K$ ;
- 8) получение характеристик экологических факторов по ареалам  $\mathcal{E}_1...E_N$ ;

9) получение зависимости  $K_{o,t} = f(K_3)$  для  $\mathcal{E}_1...E_N$ ;

10) сравнение графиков  $K_{o,t} = f(K_3)$  внутри города для  $\mathcal{E}_1...E_N$ ;

11) получение коэффициента «силы эффекта» (Power), объединяющего характеристики отклонения и тяжести и здоровья внутри ареалов  $\mathcal{E}_1...E_N$ ;

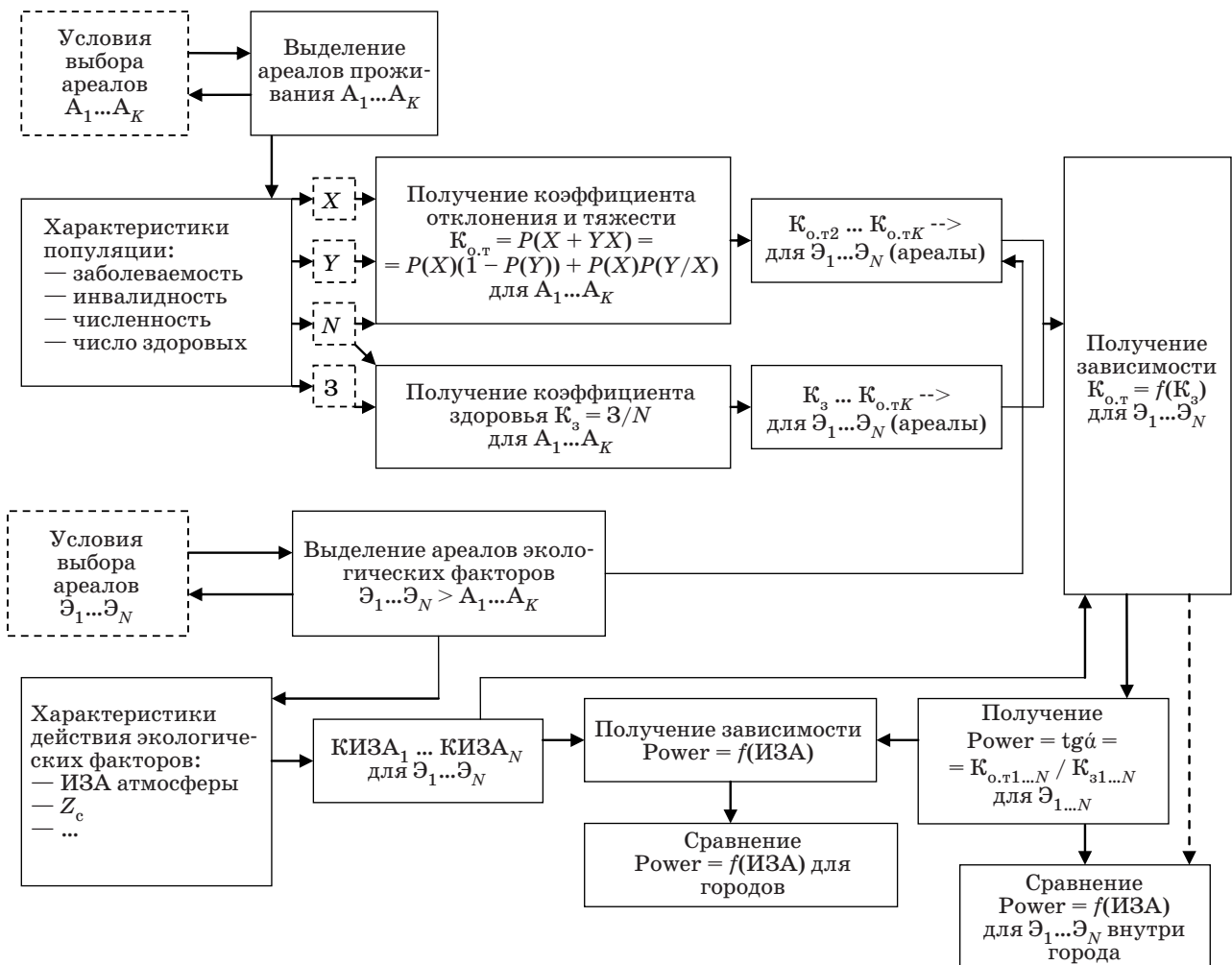
12) сравнение графиков  $K_{o,t} = f(K_3)$  внутри города для  $A_1...A_K$ ;

13) получение зависимости  $Power = f(ИЗА)$ ;

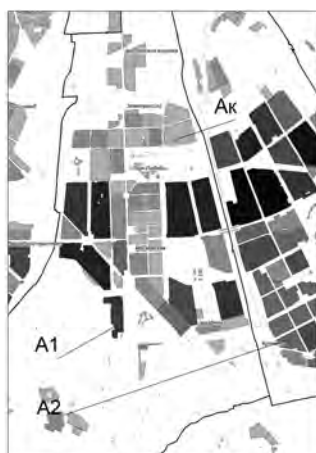
14) сравнение  $Power = f(ИЗА)$  для Санкт-Петербурга с данными по другим городам (ИЗА — индекс загрязнения атмосферы).

*Условия выбора ареалов  $A_1...A_K$  для характеристик здоровья населения.*

Ареалы  $A_1...A_K$  — территориально сгруппированные площадные единицы, главным свойством которых является проживание внутри них населения. Главное условие группировки  $A_1...A_K$  — статистически значимое накопление данных внутри каждого ареала. Таким образом, на уровне Санкт-Петербурга такими ареалами могут быть:



■ Рис. 1. Алгоритм ПАЗФ



■ Рис. 2. Выбор ареалов первым способом

1) сумма жилых домов — кварталы (избирательные участки) (рис. 2);

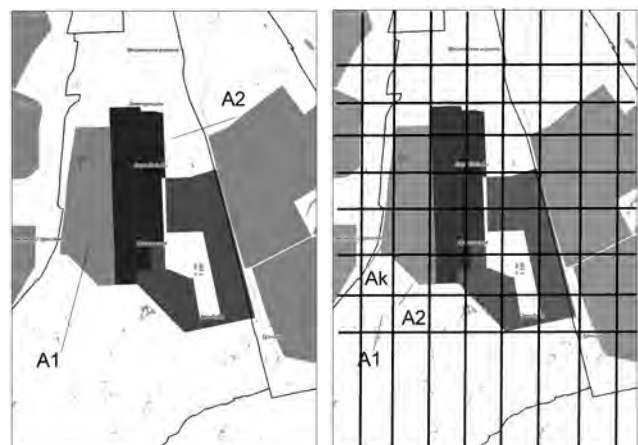
2) сумма кварталов — топонимы (рис. 3), которые объединены по двум критериям: либо постоянная численность  $N$  населения (а площади  $S$  различны), либо постоянная площадь (а численность населения различна).

Второй способ представляется более интересным с точки зрения пространственного анализа, однако для примера мы будем в качестве ареалов  $A_1...A_K$  использовать суммы домов по кварталам. Кроме того, этот способ позволяет анализировать характеристики по данным, показывающим, что среднее количество детей в квартале колеблется около 200 человек.

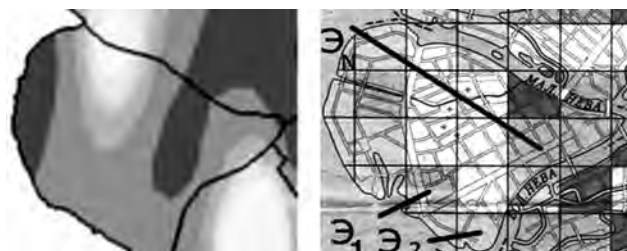
Условия выбора ареалов  $\mathcal{E}_1... \mathcal{E}_N$  для характеристик экологических факторов.

В результате анализа литературы [1–6] мы обозначим три способа выделения ареалов, по которым произведем расчет характеристик факторов.

1. Метод сетки (рис. 4) предполагает разделение пространства на равные квадраты — получение



■ Рис. 3. Выбор ареалов вторым способом



■ Рис. 4. Метод сетки

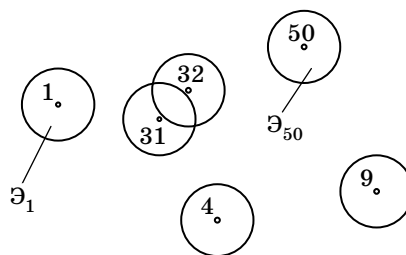
ние сетки. Сетка «накладывается» на топологию города и на распределение характеристик фактора в пределах города. Метод получения сетки представлен в литературе [8] (по исследованиям, приведенным там, размеры каждой ячейки сетки для Санкт-Петербурга  $3 \times 3$  км, однако в рамках каждого конкретного исследования размер ячейки может быть пересмотрен). Недостаток метода в том, что в некоторых зонах значения фактора могут быть недостоверны (например, модели загрязнения воздуха по пунктам мониторинга).

2. Метод соседства с пунктами мониторинга (рис. 5) предполагает выделение определенного пространства (круг, квадрат, полигон в пределах кварталов) вокруг существующих 50 пунктов мониторинга атмосферного воздуха Территориальным управлением «Роспотребнадзор». Принимается [4], что пункты распределены в пространстве достаточно репрезентативным образом и учитывают структуру городской местности (селитебные зоны, промышленные зоны, зеленые насаждения, перекрестки дорог и пр.). Именно в пределах этих зон значение фактора будет приближено к истинному. Однако существуют целые территории в Санкт-Петербурге, где в районе жилых массивов нет пунктов мониторинга или их меньше, чем нужно для анализа, — в этом недостаток метода.

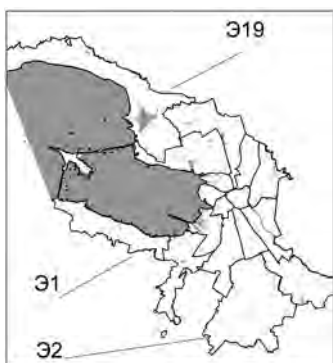
3. Метод, учитывающий структуру города (рис. 6), где основной упор делается на:

- выделению статистически значимых зон для анализа;
- учете разнообразной структуры внутри города.

Под структурой здесь понимается как сама инфраструктура города в целом, так и параме-



■ Рис. 5. Метод соседства с пунктами мониторинга



■ Рис. 6. Метод, учитывающий структуру города

тры «разброса» населения внутри зон, а также другие демографические и социальные показатели и типы.

Самым простым и грубым примером выделения таких зон в качестве ареалов  $\mathcal{E}_1 \dots \mathcal{E}_N$  может быть разбиение территории по административным районам. Недостаток такого разбиения — слишком большая разность площадей районов и неравномерность соотношения структуры города между собой. Для более углубленного пространственного анализа в пределах городской территории необходимо комбинировать этот и другие методы разбиения пространства по ареалам  $\mathcal{E}_1 \dots \mathcal{E}_N$  [8].

Однако для нашего исследования должно быть одно обязательное условие — ареалы с экологическими факторами должны «покрывать» ареалы с характеристиками населения, т. е.  $A_1 \dots A_K < \mathcal{E}_1 \dots \mathcal{E}_N$  (рис. 7).

*Характеристики популяций по ареалам  $A_1 \dots A_K$ .*

Перечислим основные характеристики популяций, которые будем оценивать в рамках нашей модели медико-экологического исследования:



■ Рис. 7. Выбранные ареалы

$X$  — число больных определенным классом болезни (или группой заболеваний);

$N$  — численность детей;

$Y$  — число инвалидов, имеющих заболевание и получивших инвалидность от данного заболевания;

$Z$  — число здоровых детей.

Так, например, для БОД берется соответствующее число больных и инвалидов от БОД для каждого квартала  $A_1 \dots A_K$ .

*Получение коэффициента отклонения и тяжести.*

Если рассматривать полную группу событий, происшедших с детьми на дату осмотра, то с точки зрения характеристик отклонения и последствий мы можем выделить следующие:

— ребенок заболел без последствий;

— ребенок заболел и получил инвалидность по истечении болезни;

— ребенок заболел и умер.

Последний случай в проекте «Диспансеризация детей 2002» не рассматривается, поэтому во введенной характеристике отклонения и тяжести мы будем учитывать первые две группы событий. Под *отклонением* подразумевается характеристика заболеваемости населения, а под *тяжестью* — инвалидность, возникшая в результате появления той или иной заболеваемости.

Итак, коэффициент отклонения и тяжести  $K_{o,t}$  равен сумме вероятности того, что при заболевании инвалидность не возникнет, и вероятности возникновения инвалидности как следствия заболевания, т. е.

$$K_{o,t} = P(X + YX) = P(X)(1 - P(Y)) + P(X)P(Y/X).$$

Коэффициент  $K_{o,t}$  учитывает не только само отклонение, но и тяжесть последствий на территории ареалов  $A_1 \dots A_K$ . Так, основной вклад в значение  $K_{o,t}$  для БОД будет иметь слагаемое, характеризующее заболеваемость, а, к примеру, для врожденных деформаций и хромосомных нарушений значение  $K_{o,t}$  будет сильно зависеть от показателя инвалидности для данного вида патологии.

*Коэффициент здоровья  $K_z$ .*

Под «здоровыми» в результате анкетирования «Диспансеризации детей 2002» мы будем понимать тех детей, которые на момент обследования:

— не имеют диагноза;

— не имеют инвалидности;

— относятся к категории «I группа здоровья»:

$$K_z = Z/N.$$

Коэффициент  $K_z$  характеризует долю здоровых на территории  $A_1 \dots A_K$ .

*Получение характеристик экологических факторов по ареалам  $\mathcal{E}_1 \dots \mathcal{E}_N$ .*

В зависимости от выбранного метода выделения области  $\Theta_1 \dots \Theta_N$  (для нашего случая — это административные районы) и с учетом модели медико-экологического исследования мы суммируем по ареалам  $\Theta_1 \dots \Theta_N$  следующие характеристики:

- ИЗА для одного вещества (компонент — атмосфера);
- комплексный индекс загрязнения атмосферы (КИЗА) для определенных групп химических веществ (компонент — атмосфера);
- показатель суммарного загрязнения почв  $Z_c$  (компонент — почвы);
- активность объемную (АО) (для ионизирующих излучений);
- прочие.

В работе в соответствии с моделью исследования учтены экологические факторы атмосферы и почвы по ареалам  $\Theta_1 \dots \Theta_N$  и берутся показатели ИЗА, КИЗА, усредненные по ареалам  $\Theta_1 \dots \Theta_N$  (по ареалам административных районов).

Например, к экологическим факторам, которые могут вызвать БОД, можно отнести, прежде всего, химические вещества, находящиеся в атмосфере города: пыль, окислы азота, углерода, серы, аммиак, углеводороды, фенол, сернистый ангидрид.

Для каждого из ареалов  $\Theta_1 \dots \Theta_N$  строятся таблицы характеристик выбранных ареалов (табл. 1). Таким образом получается  $N$  таблиц (по числу ареалов  $\Theta_1 \dots \Theta_N$ ) и по каждой таблице строится  $N$  графиков зависимостей коэффициента отклонения и тяжести от коэффициента здоровья ( $K_{o.t} = f(K_3)$ ) для  $A_1 \dots A_K$ .

Сравнение графиков  $K_{o.t} = f(K_3)$  для различных ареалов.

Кривые демонстрируют зависимость  $y = -kx$  и показывают физическое соотношение здоровых и больных на различных территориях  $A_1 \dots A_K$  (для каждого  $\Theta_1 \dots \Theta_N$ ). Причем характер кривой (ее наклон) должен изменяться в зависимости от величины характеристик фактора (например,

■ Таблица 1

Ареал	Число больных $x$	Численность $N$	Заболеваемость $P(X) = x/N$	Число инвалидов $y$	Коэффициент отклонения и тяжести $K_{o.t}$	Число здоровых $Z$	Коэффициент здоровья $K_3$
$A_1$							
$A_2$							
...							
$A_K$							

КИЗА). На рис. 8 показаны два случая зависимости  $K_{o.t} = f(K_3)$  для  $\Theta_1$  и  $\Theta_2 < \Theta_1$ .

Таким образом, сравнение графиков для каждого ареала  $\Theta_1 \dots \Theta_N$  дает характеристики откликов популяции (отклонений и тяжести) в зависимости от действия факторов внутри того или иного ареала. Чем меньше значение фактора, тем зависимость  $K_{o.t} = f(K_3)$  имеет меньший наклон.

Получение коэффициента силы эффекта (Power).

Критерием сравнения двух и более графиков  $K_{o.t} = f(K_3)$  для  $\Theta_1 \dots \Theta_N$  является коэффициент силы эффекта, характеризующий зависимость между отклонением, тяжестью и здоровьем популяции внутри ареалов и действия факторов  $\Theta_1 \dots \Theta_N$  (рис. 9):

$$Power = (\text{отклонение} + \text{тяжесть}) / \text{здоровье}.$$

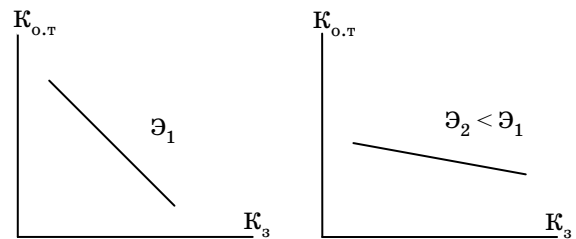
Найти его можно по тангенсу угла наклона прямой  $K_{o.t} = f(K_3)$ . Чем больше фактор  $\Theta_1$ , тем больше коэффициент силы эффекта:

$$Power = \text{tg} \alpha = K_{o.t} / K_3 = P(X + YX) / Z/N.$$

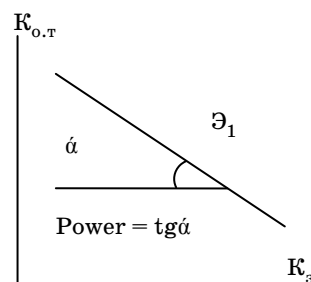
Если зависимости  $K_{o.t} = f(K_3)$  нет, то  $Power \rightarrow 0$ . Это значит, что на той или иной территории  $\Theta_i$  из  $\Theta_1 \dots \Theta_N$  экологический фактор (или их сумма) не вызывает явных откликов у популяции, проживающей на этой территории.

К примеру, Power для БОД по всем исследуемым районам показал явные зависимости, причем у всех различные. В то время как, например, Power для болезней кожи и подкожной клетчатки практически равен нулю.

Получение зависимости силы эффекта от характеристик фактора.



■ Рис. 8. Графики зависимости  $K_{o.t} = f(K_3)$  для различных ареалов

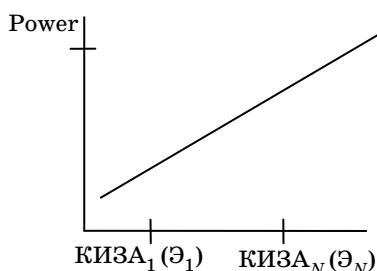


■ Рис. 9. График зависимости  $K_{o.t} = f(K_3)$



■ Таблица 2

Ареал	Район	КИЗА	Power
$\mathcal{E}_1$	Невский		
$\mathcal{E}_2$	Приморский		
...			
$\mathcal{E}_N$			



■ Рис. 10. График зависимости «силы эффекта» от КИЗА

Таким образом, после подсчета  $tg\alpha$  для каждого графика  $K_{от} = f(K_3)$  (в соответствии с ареалами  $\mathcal{E}_1 \dots \mathcal{E}_N$ ) мы получаем таблицу зависимости силы эффекта от характеристик фактора (табл. 2).

По данной таблице строится график, отражающий «силу эффекта» действия фактора на территории всех ареалов  $\mathcal{E}_1 \dots \mathcal{E}_N$ , т. е. на территории всего города (рис. 10). Эта прямая аналогична прямой «доза-ответ» в оценках медико-экологических рисков. Чем больше фактор, тем больше Power [9].

### Заключение

1. Рассмотренный алгоритм ПАЗФ может быть применен для достаточно широкого круга медицинских исследований, однако данные должны содержать ровно такую же информацию (по своим свойствам), как и в приведенном примере.

2. Кривая зависимости «силы эффекта» от характеристик экологических факторов, регистрируемых на тех или иных территориях города (например, ИЗА), характеризует распределение характеристик экологических факторов по Санкт-Петербургу в целом.

3. По этой кривой можно сравнивать и части мегаполиса, например, север, юг и центр или пригороды и центр.

4. По данной зависимости можно делать выводы о нахождении экологических факторов в крупных городах и оценивать характерные отклики жителей города на действие этих факторов. Для таких медико-экологических исследований при помощи алгоритма ПАЗФ подойдут крупные российские города, где проводился проект «Диспансеризация детей 2002».

### Литература

1. Бузников А. А. и др. Обработка экологической информации в системе медико-экологического мониторинга окружающей среды // Дистанционное зондирование земных покровов и атмосферы аэрокосмическими средствами: Материалы 2-й Всерос. конф., 16–18 июня 2004 г. СПб., 2004. С. 9–10.
2. Красильников И. А., Мерабишвили В. М. Геоинформационные технологии в онкологии // Новые информационные технологии в онкологической статистике: Материалы Всерос. симпозиума с международным участием / Под ред. В. М. Мерабишвили. СПб., 2001. С. 252–255.
3. Красильников И. А. и др. Географические информационные системы в управлении здравоохранением Санкт-Петербурга // ArcReview. Современные геоинформационные технологии. Спецвыпуск к 300-летию Санкт-Петербурга. М.: ООО «Дата+», 2003. С. 3–5.
4. Красильников И. А., Струков Д. Р., Разгуляев К. А. Внедрение системы медико-экологического мониторинга окружающей среды на базе геоинформационных технологий // Воздух 2004: Материалы Междунар. конф., 9–11 июня 2004 г. / Под ред. Н. З. Битколова и Ю. И. Мусийчука. СПб., 2004. С. 17–18.
5. Петров Е. И., Струков Д. Р., Красильников И. А. Геоинформационные технологии в здравоохранении // Региональная информатика 2002: Материалы Юбилейной 8-й Санкт-Петербургской междунар. конф., 26–28 ноября 2002 г. СПб., 2002. С. 23–24.
6. Попов Г. А., Кононенко Д. В., Струков Д. Р. Пространственно-временной анализ распределения вредных веществ в атмосфере Санкт-Петербурга // Воздух 2004: Материалы Междунар. конф., 9–11 июня 2004 г. / Под ред. Н. З. Битколова и Ю. И. Мусийчука. СПб., 2004. С. 56–58.
7. Струков Д. Р. Пространственно-временной анализ распределения вредных веществ в атмосфере Санкт-Петербурга. Сезонная пространственная изменчивость их распространения // Воздух 2004: Материалы Междунар. конф., 9–11 июня 2004 г. / Под ред. Н. З. Битколова и Ю. И. Мусийчука. СПб., 2004. С. 58–59.
8. Горохов В. Л., Муравьев И. П. Когнитивная машинная графика. Методы динамических проекций и робастная сегментация многомерных данных. Методология, методики и интерфейсы / Под ред. проф. А. И. Михайлушкина. СПб.: Изд-во СПбГИЭУ, 2007. 172 с.
9. Митчелл Э. Руководство ESRI по ГИС-анализу: Пер с англ. Т. 1. Географические закономерности и взаимодействия. М.: ООО «Дата+», 2001. 190 с.

УДК 339.138

## НЕКОТОРЫЕ ОСОБЕННОСТИ СОВРЕМЕННОЙ КОРПОРАТИВНОЙ БОРЬБЫ

**Р. А. Орлов,**

канд. техн. наук, старший научный сотрудник  
генеральный директор ESSE Group Ltd

*Проведена аналогия между конкурентной борьбой коммерческих предприятий и ведением боевых действий. На примере продвижения нового продукта на рынок рассмотрена типовая кривая баланса затрат и поступлений и ее критические точки. Дана оценка применимости современной концепции «революции в военном деле» в маркетинге коммерческого предприятия.*

**Ключевые слова** — маркетинг, конкурентная борьба, планирование коммерческой деятельности.

Ряд авторов работ по маркетингу и, в первую очередь, такие классики как Эл Райс и Джек Траут в книге «Маркетинговые войны» [1] давно указали на поразительное сходство конкурентного противостояния компаний на рынке с вооруженными конфликтами государств в борьбе за свои экономические интересы (а, как известно, практически все войны имеют под собой экономическую подоплеку). Особенно непосредственной эта аналогия становится в последнее время, когда развитие современных средств массового поражения вынуждает искать новые, менее разрушительные методы и приемы боевых действий, базирующиеся на применении высоких технологий и нашедшие свое выражение в так называемом «сетевом военном искусстве» [2, 3].

Отмеченная глубокая сходность позволяет использовать большой объем математических методов, приемов, моделей, разработанных для использования при планировании боевых действий, в целях анализа и выработки решений в такой сугубо гражданской сфере, как управление предприятием в условиях жесткой конкуренции, которую мы далее будем называть «корпоративная борьба». Для того чтобы это стало возможным, необходимо сформулировать задачи, возникающие в процессе корпоративной борьбы, на том же математическом языке, что используется при моделировании боевых действий.

В общем случае поведение любой системы, к которой может быть отнесен широкий круг взаимодействующих субъектов, адекватно описывается в формализме классической теории систем Л. фон Бергаланфи. Согласно такому подходу, организа-

ция в каждый момент времени однозначно характеризуется совокупностью элементов (балансовыми показателями, кадровым составом, бизнес-процессами и т. п.), представляющих собой вектор в многомерном фазовом пространстве  $\mathbf{a}(x_1, x_2, \dots, x_n)$ .

Целью проведения мероприятий в рамках корпоративной борьбы служит видоизменение этого вектора таким образом, чтобы он описывал желаемое положение компании, т. е., следуя Б. Лиддел-Гарту: «Целью войны является мир, лучший, нежели довоенный (хотя бы только с вашей собственной точки зрения)» [3]. Такое преобразование может быть описано с помощью соответствующего оператора перехода

$$\mathbf{b}(x_1, x_2, \dots, x_n) = \mathbf{L}\{\mathbf{a}(x_1, x_2, \dots, x_n)\},$$

а оценка результата, как правило, производится на основании функционала, заданного на пространстве параметров и позволяющего получить численную оценку состояния предприятия  $C = F(x_1, x_2, \dots, x_n)$ . Наиболее распространены способы финансовой оценки, и результат рассматривается в виде величины стоимости компании, размера свободного денежного потока и т. п.

Если вопросам построения оценочных функционалов  $C$  посвящено довольно большое количество работ (см., например, [4]), то построение оператора перехода является несравненно более сложной задачей. Так же как и любая война, конкурентная схватка может быть выиграна любой из сторон, может быть проиграна обеими сторонами (когда по результатам проведения реклам-

ных кампаний и иных акций доли рынка конкурентов остались прежними, а соответствующие затраты пришлось списать на убытки) либо выиграна ими (что случается крайне редко, например, если обеим сторонам в ходе борьбы удастся расширить круг потребителей и увеличить емкость рынка).

В общем случае оператор перехода в новое состояние определяется выбранной стратегией поведения, а соответствующий ей алгоритм носит название плана войны (в экономике — общепотребительное название бизнес-план). Поскольку на практике невозможно составить единый и непротиворечивый план всей кампании, выделяют промежуточные цели и соответствующие им состояния, которые определяют оперативные задачи, а алгоритмы решения оперативных задач определяются оперативными планами.

Поскольку в случае корпоративной борьбы мы имеем дело с антагонистическим конфликтом, его стороны имеют нетождественные оперативные планы, в соответствии с которыми они стараются преобразовать одну и ту же исходную позицию в разные конечные. Желаемая степень этих преобразований и затрачиваемые на это усилия зависят от стоящих задач и могут быть охарактеризованы так называемым «коэффициентом оперативного напряжения». Величина этого показателя может определяться по-разному: например, на флоте он характеризует интенсивность использования корабельного состава и выглядит как отношение времени пребывания корабля в море к общему времени нахождения в строю. В работе [5] под оперативным напряжением было предложено понимать разность векторов конечных позиций в представлении сторон к длине вектора исходной позиции.

Этот коэффициент позволяет путем определения его величины в проекции многомерного вектора на какую-либо ось легко определить сравнительную эффективность соответствующих оперативных планов. Например, при «наступательной» операции по расширению доли рынка, если компания при объеме валовой выручки в 100 млн р. в год хочет увеличить ее до 150 млн р. по истечении двух лет, коэффициент оперативного напряжения составит 0,25. Степень эффективности вариантов плана для достижения этих показателей может быть оценена путем сравнения коэффициента оперативного напряжения, взятого в проекции на ось затрат. Аналогично «оборонительная» операция по удержанию доли рынка будет, в первую очередь, определяться коэффициентом оперативного напряжения по затратам при использовании валовой выручки в качестве показателя эффективности выбранного способа действия.

Оператор  $L$  может быть найден как решение антагонистической бескоалиционной (в естественном предположении отсутствия картельных соглашений) игры с ненулевой суммой [6]. Принцип тождественности для такой модели утверждает, что в рамках аналитической стратегии при правильных действиях обеих сторон равные исходные позиции преобразуются также в равные. При неравенстве сил сторон исход вооруженной борьбы описывается системой дифференциальных уравнений Остроградского—Ланчестера, определяющей величину потерь и позволяющей оценить протяженность конфликта до полного уничтожения одной из сторон. При корпоративной борьбе «полем боя» служит эмоциональное восприятие предложений конкурентов потенциальными потребителями и, как показывает практика, данная ситуация также хорошо моделируется аналогичными уравнениями и подтверждается результатами психологических тестов [7].

Таким образом, аналитическая стратегия может дать положительный результат, отличный от предсказанного, только в случае заведомо неправильных действий конкурента, на что в обычных условиях рассчитывать не приходится.

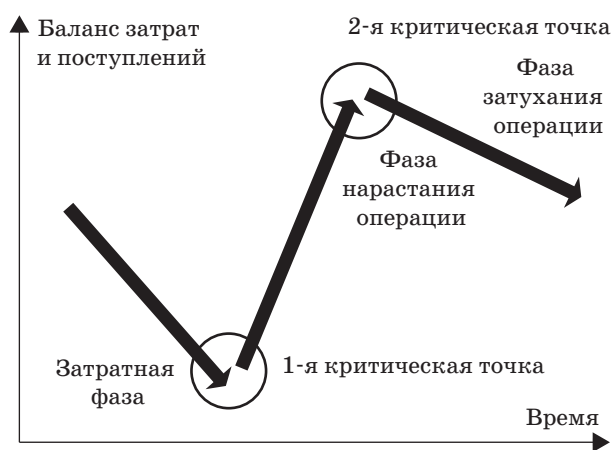
Наиболее простым способом нетождественного преобразования позиции служит сужение граничных условий, согласующихся с целью операции, т. е. поставленный результат достигается за счет максимального использования ресурсов системы. Подобная стратегия, получившая название «экстенсивной стратегии» [5], при соответствующих условиях может гарантировать поражение конкурента. Доведенная до логического предела, экстенсивная стратегия означает «тотальную войну», сопряженную с крайне негативными моральными последствиями на поле боя, а в коммерческом эквиваленте почти всегда означает конфликт с Уголовным кодексом (использование криминалитета, административного ресурса и т. п.). В обычном смысле экстенсивная стратегия означает повышение внутренней эффективности функционирования компании (иными словами, повышение «производительности труда») и имеет ясные физические ограничения.

Подобные фундаментальные ограничения приводят к отказу от требования однозначности преобразования позиции и переходу к так называемой «стратегии риска». В этом случае достижение успеха возможно в рамках операции, которая при правильных действиях оппонента опровергается. «Показателем риска» здесь выступает частное от размерностей подпространства решений, при котором операция опровергается противником, и общего пространства решений [8]. Совершенно очевидно, что задачей «наступающей» стороны в этом случае является макси-

мальное расширение размерности пространства решений для противника при создании искусственного дефицита времени на принятие решения. Особенно эффективно это в том случае, когда операция подразделяется на ряд последовательных фаз, опровержение которых требует соответствующего ряда последовательных независимых решений.

Рассмотрим теперь внутреннюю структуру операции как целенаправленные действия по преобразованию позиции. Исходя из логически непротиворечивого предположения об устойчивости исходной позиции нетрудно заметить, что любые действия по ее преобразованию вступают в противоречие с позиционными законами: расходование ресурсов либо нерационально, либо сопряжено с риском, т. е. на начальном этапе всякая операция ухудшает позицию. В коммерческой операции эта фаза характеризуется инвестированием средств в разработку нового продукта, закупку и доставку нового товара; реализацией программы продвижения; набором и обучением персонала и другими расходами, т. е. той «силой трения», о которой неоднократно упоминал в своих работах К. Клаузевиц [9]. Плохо подготовленные операции часто заканчиваются на этой стадии, не приводя к заметным изменениям рыночной ситуации.

Переход к следующей фазе требует обязательного разрушения устойчивости позиции. Как видно из приведенного графика, в нижней точке кривой происходит динамический скачок, обусловленный изменением симметрии позиции (бифуркация), стабилизирующая сила Ле-Шателье перестает действовать и оперативное «трение» резко падает. На практике это означает преодоление точки безубыточности и рост объемов продаж. Особенно наглядно этот эффект заметен при торговле модными и новыми товарами, когда ры-



■ Типовая форма временной зависимости баланса затрат и поступлений

нок подготовлен к восприятию такого продукта и спрос на какое-то время определяется практически всей его целевой емкостью.

После достижения первой критической точки начинается период быстрого и непрерывного нарастания операции, поскольку текущие позиции более не обладают свойством статической устойчивости. Это нарастание продолжается до тех пор, пока не начинается формирование новой статически устойчивой позиции и переход к затуханию операции. На практике это означает утрату новизны предложения, смену предпочтений целевой группы потребителей, насыщение рынка, противодействие конкурентов и т. п. После достижения второй критической точки затраты на стимулирование сбыта начинают превышать поступления от реализации и должны быть приведены в соответствие с новой расстановкой сил.

Поскольку эффективность операции определяется отмеченными выше критическими точками, рассмотрим возможные действия конкурентов в эти главные моменты. Очевидно, что наиболее важной для наступающей стороны является первая критическая точка, от которой зависит возврат сделанных инвестиций. Наиболее действенным приемом опровержения здесь может служить «встречная операция», проводимая применительно к той же целевой группе и с аналогичным продуктом. Наиболее ярким примером такой операции могут служить маркетинговые действия, предпринятые летом 1975 г. компанией Johnson & Johnson по защите рынка выпускаемого ею средства от головной боли Tylenol [1]. В июне этого года фирма Bristol-Myers предполагала вывести на рынок США свой аналогичный препарат Datriл, имеющий цену на треть ниже цены препарата-конкурента. За две недели до выхода рекламы Datriл компания Johnson & Johnson произвела снижение цен на Tylenol до уровня Datriл и объявила о кредитовании в целях сокращения цены на уже созданные в магазинах запасы лекарства.

Это перечеркнуло всю работу по подготовке рекламной кампании фирмой Bristol-Myers, в основу которой было положено ценовое преимущество предлагаемого на рынок препарата. Попытки видоизменить рекламное послание, сохраняя в той или иной мере исходную «ценовую» посылку, натолкнулись на громкие протесты компании Johnson & Johnson, которые сыграли роль своеобразной рекламной кампании и закрепили положение препарата Tylenol на рынке. Доля рынка Datriл, в свою очередь, никогда не превышала 1 %.

Здесь следует отметить, что подобное «наступление за чужой счет» должно начинаться в очень узком временном интервале (как видно из примера — в момент прохождения конкурентом первой

критической точки собственного наступления). В самом деле, если оно начинается раньше, конкуренту предоставляется возможность поменять целевые установки программы продвижения, основываясь на анализе реакции рынка. При задержке, когда рынок уже получил известную долю воздействия и начинает формировать свое отношение к предлагаемому продукту, преодолеть динамический гомеостаз операции противника становится очень затруднительно, а часто просто невозможно. Поэтому «встречная операция» связана с большим риском; если она не проходит, то, как правило, заканчивается существенными потерями. (В этом отношении приведенный пример нельзя считать типичным, так как рассматриваемые препараты обладают очень большой долей добавленной стоимости, и снижение цены для компании Johnson & Johnson не являлось критичным.)

Вторая критическая точка также характеризуется неустойчивостью, поскольку к этому моменту еще окончательно не сформировалась новая устойчивая позиция, и поэтому создаются благоприятные условия для контрнаступления, особенно в тех случаях, когда наступающая сторона исчерпала свои рыночные предложения. Наилучшей здесь может служить стратегия фирмы Intel, старающаяся совместить вторую критическую точку для предыдущего продукта с первой критической точкой для последующего, обеспечивая, таким образом, непрерывность предложения и снижая соответствующие риски.

Остановимся теперь на таком важном показателе операции, как ее темп. Очевидно, что любую операцию желательно проводить максимально быстро (как говорил Сунь-Цзы: «Война любит победу и не любит продолжительности»), что применительно к коммерции означает достижения максимально быстрого перелома в сознании потребителей по отношению к предлагаемому продукту. Быстрота затрудняет осуществление конкурентом сложных контрмер, оставляя ему, как правило, шаблонные действия, которые можно предсказать на этапе разработки плана операции. Кроме того, появляется возможность более точно оценить время перехода операции в «стадию насыщения» и сэкономить ресурсы после достижения второй критической точки.

Наиболее просто с интегральной точки зрения темп операции определяется как время между первой и второй критическими точками, т. е. время, в течение которого поддерживается положительная динамика баланса затрат. С точки зрения дифференциальной, т. е. внутренней сути операции, структурный темп может быть определен как мера изменения внутреннего времени системы «операция», что в нашем случае означает

характерное время, за которое происходит сдвиг в восприятии потребителями предлагаемого продукта (услуги).

Еще одно важное определение темпа связано с формированием стратегического дерева решений при построении плана проведения операции. Это дерево имеет вид графа, структура которого включает возможные варианты своих действий, ответные реакции конкурента, свои ответные реакции на эти ответные реакции и т. д., что в шахматах носит название расчета вариантов. Очевидно, что сложность этих графов для конкурирующих сторон может быть различной, и тогда под «выигрышем темпа» понимается разность мощностей «пространства решений» для обеих сторон или для конечномерной модели — разностный граф, описывающий действия стороны с более развитым графом для достижения своих целей, не предусмотренных стратегией другой стороны. Это означает, что сторона с меньшей мощностью пространства решений перед лицом неожиданностей вынуждена затрачивать дополнительное время на поиск опровержений ходов противника.

Отметим несколько механизмов, позволяющих выигрывать стратегический темп.

*Внезапность.* Очевидный, но от этого не менее действенный способ добиться результата в корпоративной борьбе. Потеря внезапности, допущенная фирмой Bristol-Myers в приведенном выше примере, была обусловлена желанием удостовериться в готовности программы продвижения путем организации тестовых продаж в удаленных районах США и не осталась без внимания компании Johnson & Johnson, осуществляющей мониторинг конкурентов. Можно предположить, что использование закрытых фокус-групп в этом случае дало бы достаточное количество информации, но существенно снизило риски.

*Дезинформация и нарушение управления.* Поскольку первая критическая точка играет особую важную роль при реализации операции, во время ее достижения целесообразно осуществить мероприятия по дезинформации, отвлечению внимания и нарушению управления конкурента. Подобные действия могут быть связаны с сообщением конкуренту о правдоподобных угрозах, хакерскими атаками, искусственными перегрузками линий связи и т. п.

*Инновации.* Наиболее эффективный способ преодолеть первую критическую точку и добиться временного преимущества, особенно если конкурент в своем стратегическом дереве не предусматривает соответствующую возможность. Здесь стратегический темп выигрывается в прямой форме, причем следует заметить, что к инновации может относиться не только создание нового

Составные элементы	Концепция РВД (быстрое достижение превосходства)	Традиционная концепция (решающее значение силы)
Задача	Поставить под контроль волю конкурента, восприятие и оценку им происходящего	Получить решающее материальное превосходство над силами и средствами конкурента
Назначение	С помощью контроля над волей противника и его способностью к ориентации лишить его возможности действовать или отвечать на удары	Победа над конкурентом путем достижения превосходства над его материальным потенциалом
Масштаб	Можно уступать противнику материально, главное — иметь решающее превосходство в техническом оснащении, уровне подготовки, методах маркетинговых действий	Крупные, хорошо обученные маркетинговые подразделения, опирающиеся на собственное или кооперированное производство
Сфера применения	Универсальная	Действия в пределах целевых групп
Скорость	Имеет принципиальное значение	Желательна
Материальные потери	Могут быть небольшими с обеих сторон	Потенциально значительные с обеих сторон
Приемы ведения действий	Парализовать волю конкурента, ошеломить и деморализовать его	Систематическое давление на конкурента с целью сократить его долю рынка. В некоторых случаях прямое лишение средств путем демпинга

продукта (услуги), но и совершенствование самого бизнеса.

*Шаблон в действиях конкурента.* Низкое качество менеджеров в конкурирующей организации и отсутствие у них воображения не может служить основанием для того, чтобы строить на нем план кампании, но учитывать и использовать стереотипность мышления, безусловно, целесообразно. Как правило, человек действует на основании своего предшествующего опыта, который часто сужается до одного-единственного приема, повторяемого раз от разу (например, снижение цен при любом обострении конкурентной борьбы), причем это особенно заметно в условиях дефицита времени на принятие решения.

В заключение вернемся к современным теориям военного противостояния. Начиная с 1991 г., после достигнутых успехов в ходе войны в Персидском заливе в США была разработана концепция «Революции в военном деле» (РВД), которая нашла свое отражение в политике и военных доктринах — в первую очередь, в стратегических планах Joint Vision 2010 и Joint Vision 2020, разработанных Объединенным комитетом начальников штабов соответственно в 1996 и 2000 гг. В основе РВД лежит новая оперативная концепция «быстрого достижения превосходства» (Rapid Dominance). Суть этой стратегии заключается в отказе от попыток добиться количественного превосходства над противником в живой силе и технике (т. е. от того вида боевых действий, при которых, по словам Наполеона, фортуна всег-

да на стороне тех, у кого «больше батальонов») и «деморализующем воздействии» на противника с целью сломить его и парализовать волю к сопротивлению, не прибегая к лобовым, кровопролитным боям.

Переводя вышесказанное на язык корпоративной борьбы, отметим, что подобный подход подчеркивает необходимость обращать внимание не только на продукт и потребителя, но и на самого конкурента, качество его продуктов и персонала, образ мышления и т. п. Центр тяжести противостояния, таким образом, смещается из сферы «материальной» в «духовную», свидетельствуя о возрастании важности учета психологии не только потребителей, но и персонала конкурента.

Наглядно отличительные свойства действий с применением концепций РВД можно продемонстрировать с помощью таблицы [10], содержание которой переведено на язык корпоративной борьбы.

Как нетрудно заметить из приведенной таблицы, основой концепции РВД служит резкое повышение качества управления, которое, в свою очередь, зависит от достижения «информационного превосходства», т. е. получения более исчерпывающих сведений о конкуренте, чем он получает о вас, причем быстрее и в более удобном виде. Это потребует коренного пересмотра организации маркетинговых служб, повышенного внимания корпоративной разведке и вопросам анализа информации.

## Литература

1. Райс Э., Траут Д. Маркетинговые войны. СПб.: Питер, 2000. 256 с.
2. Arthur K. Cebrowski, John J. Garstka. Network-Centric Warfare: its Origin and Future. US Naval Institute Proceedings, Annapolis, Maryland, Jan. 1998.
3. Лиддел-Гарт Б. Стратегия непрямых действий. М.: Изд-во иностр. лит., 1957.
4. Симионова Н. Е., Симионов Р. Ю. Оценка бизнеса: теория и практика. Ростов н/Д: Феникс, 2007.
5. Переслегин С. Б. Основные понятия «аналитической стратегии» // Манштейн Э. Утерянные победы. М.: АСТ, 1999. С. 587–602.
6. Воробьев Н. Н. Теория игр для экономистов-кибернетиков. М.: Наука, 1985. С. 587–602.
7. Орлов Р. А. Технология создания и управления брендом. СПб.: ГУАП, 2008.
8. Исмаилов Р. А., Переслегин С. Б. Риск как фактор стратегии // Лиддел-Гарт Б. Вторая мировая война. М.: АСТ, 1999.
9. Клаузевиц К. О войне. М.: Госвоениздат, 1934.
10. Harlan K. Ullman, James P. Wade. Shock and Awe: Achieving Rapid Dominance. Washington, DC: National Defence University Press, 1996. <http://www.ndu.edu/inss/books/books%20-%20201996/Shock%20and%20Awe%20-%20Dec%202096/>

## УВАЖАЕМЫЕ ЧИТАТЕЛИ!

Журнал «Информационно-управляющие системы» выходит каждые два месяца. Стоимость годовой подписки (6 номеров) для подписчиков России — 3600 руб., для зарубежных подписчиков — 4200 руб., включая НДС 18 % и почтовые расходы.

На электронную версию нашего журнала вы можете подписаться на сайте *РУНЭБ* (<http://www.elibrary.ru>).

Подписку на печатную версию журнала можно оформить в любом отделении связи по каталогам:

«Роспечать»: № 48060 — годовой индекс, № 15385 — полугодовой индекс;

«Пресса России» — № 42476,

а также используя услуги посредников:

«Издательский дом «Экономическая газета»:

Москва, тел.: (499) 152-88-51, 661-20-30, e-mail: akdi@akdi.ru, izdatcat@eg-online.ru;

«Северо-Западное Агентство «Прессинформ»:

Санкт-Петербург, тел.: (812) 335-97-51, 337-23-05, факс: (812) 337-16-27,

e-mail: press@crp.spb.ru, zayavka@crp.spb.ru, сайт: <http://www.pinform.spb.ru>;

Подписное агентство «МК-Периодика» (РФ + 90 стран):

тел.: (495) 681-91-37, 681-87-47, факс: (495) 681-37-98,

e-mail: export@periodicals.ru, сайт: <http://www.periodicals.ru>;

«Информнаука» (РФ + ближнее и дальнее зарубежье):

тел.: (495) 787-38-73 (многоканальный), факс: (495) 152-54-81,

e-mail: Alfimov@viniti.ru, сайт: <http://www.informnauka.com>;

«Артос-Гал»:

Москва, тел.: (495) 603-27-28, 603-27-33, 603-27-34, факс: (495) 603-27-28,

сайт: <http://www.artos-gal.mpi.ru/index.html>;

«Интерпочта»:

Москва, тел.: (495) 500-00-60, 580-95-80,

e-mail: interpochta@interpochta.ru, сайт: <http://www.interpochta.ru>;

Краснодар, тел.: (861) 210-90-00, 210-90-01, 210-90-55, 210-90-56, e-mail: krasnodar@interpochta.ru;

Новороссийск, тел.: (8617) 67-04-74;

«Коммерсант-Курьер»:

Казань, тел.: (843) 291-09-99, 291-09-47, факс: (843) 291-09-47,

e-mail: kazan@komcur.ru, сайт: <http://www.komcur.ru/contacts/kazan/>;

«Урал-Пресс» (филиалы в 40 городах РФ): сайт: <http://www.ural-press.ru>;

«ИнфоЦентр»: сайт: <http://www.exponet.ru>;

«SetBook»: сайт: <http://www.setbook.ru>;

«Emerci»: сайт: <http://www.emerci.ru>;

«RusMagazine.com»: сайт: <http://www.rusmagazine.com/default.asp?initcode=item&itemid=15385>;

«Идея» (Украина): сайт: <http://idea.com.ua>;

«BTL» (Узбекистан): сайт: <http://btl.sk.uz/ru/cat17.html>

и др.

УДК 681.3.001

## ИНТЕГРИРОВАННЫЕ БАЗЫ ДАННЫХ В ПРОГРАММНЫХ СИСТЕМАХ ПРОЕКТИРОВАНИЯ ЭЛЕКТРОННЫХ СХЕМ

**М. Р. Абу Сара,**

аспирант

**А. И. Ларистов,**

канд. техн. наук, доцент

**Ю. Т. Лячек,**

канд. техн. наук, доцент

Санкт-Петербургский государственный электротехнический университет «ЛЭТИ»

Предлагается в качестве информационного обеспечения САПР электронных схем использовать интегрированную базу данных схемных компонентов, помогающую пользователю эффективно решать задачу их подбора и получать нормативно-справочную информацию в процессе автоматизированного формирования документации на проект.

**Ключевые слова** — информационное обеспечение САПР, библиотеки и интегрированная база данных, схемные компоненты.

В настоящее время как у нас в стране, так и за рубежом наметилась тенденция коллективного использования САПР электронных схем в локальных вычислительных сетях и в Интернете. В качестве информационного обеспечения подобных систем применяется сервер баз данных, содержащий всю необходимую справочную и проектную информацию, доступную с рабочих станций. Поэтому актуальной является задача разработки интегрированных баз данных схемных компонентов, построенных на основе архитектуры клиент—сервер.

Информационное обеспечение наиболее распространенных на рынке САПР электронных схем представлено в виде совокупности библиотек. Так, самая известная САПР «сквозного» проектирования электронных схем OrCAD 9.2 [1] включает 5 типов библиотек, назначение которых приведено в табл. 1.

Библиотеки символов (файлы \*.olb) программы Capture системы OrCAD 9.2 содержат более 30 тыс. элементов. При создании проекта необходимо заранее продумать, какими библиотеками можно воспользоваться в каждом конкретном случае. Иначе, например после создания принципиальной схемы устройства, не удастся разработать печатную плату из-за несогласованностей библиотек символов и корпусов компонентов. В каталог Capture\Library\PSpice помещены би-

блиотеки символов \*.olb и математических моделей компонентов \*.lib для программы моделирования PSpice [2], причем сюда включены практически все символы графического редактора PSpice Schematics и соответствующие им математические модели.

Библиотечная организация информационного обеспечения САПР, несмотря на кажущуюся про-

■ Таблица 1

Этап проектирования	Расширения имен файлов библиотек	Имя подкаталога расположения библиотек
Синтез схем (OrCAD Capture)	olb — символы компонентов	\ Capture \ Library \ PSpice
Синтез схем (PSpice Schematics)	sib — символы компонентов, plb — упаковочная информация	\ PSpice \ Library
Моделирование схем (OrCAD PSpice)	lib — математические модели компонентов	\ Capture \ Library \ PSpice
Разработка печатных плат (OrCAD Layout)	lib — типовые корпуса (Footprints) компонентов	\ Layout \ Library (см. каталог библиотек, в файлах Liblist.txt, Laylib.txt)



стоту, порождает ряд проблем при функционировании САПР:

- несогласованность различных типов библиотек по составу электронных компонентов (нарушение целостности данных);
- отсутствие процедур подбора и поиска компонентов по совокупности критериев;
- незащищенность информации от несанкционированного доступа;
- отсутствие разграничения прав пользователей на модификацию и удаление информации;
- отсутствие средств централизованного копирования и восстановления данных.

Кроме того, библиотеки схемных компонентов содержат минимальный объем информации, необходимый только для функционирования САПР [3], и не содержат нормативно-справочную информацию [4], на основании которой проектировщик отбирает схемные компоненты на этапе синтеза начального варианта схемы. Отсутствует в библиотеках также информация о 3-мерном конструктивном исполнении корпусов компонентов.

Для решения перечисленных проблем предлагается использовать интегрированную базу данных схемных компонентов (ИБДСК), содержащую полный объем информации для всех этапов проектирования и ориентированную на пользователя САПР. Последний при этом может эффективно решать задачу подбора схемных компонентов и получать нормативно-справочную информацию в процессе автоматизированного формирования документации на проект [5]. Для обеспечения функционирования САПР в базу данных должна быть встроена возможность формировать соответствующие библиотеки для всех компонентов, применяемых в проекте. Таким образом, система управления ИБДСК должна обеспечивать выполнение следующих функций:

- занесение всех видов информации о схемных компонентах;
- проверку полноты информации по каждому компоненту для всех этапов проектирования;
- редактирование и удаление информации о схемных компонентах;
- поиск и отбор компонентов по различным критериям для рабочего проекта;
- формирование текстовых библиотек для рабочего проекта.

Физическим объектом, о котором должна сохраняться информация в разрабатываемой базе данных, является радиоэлектронный компонент. Радиоэлектронные компоненты служат основой для построения электронных схем и различаются по функциональному назначению и конструктивному исполнению. В зависимости от функционального назначения можно выделить группы

однородных компонентов определенного вида (резисторы, конденсаторы, биполярные транзисторы, полевые транзисторы, операционные усилители и т. д.). В свою очередь внутри вида компоненты можно сгруппировать по типам. Компоненты определенного типа характеризуются одинаковой технологией изготовления, близкими значениями электрических параметров и геометрических размеров (например, резисторы типа МЛТ-0,5, транзисторы типа КТ3102Б и т. д.). В базе данных, как правило, хранится информация о среднестатистическом стандартном экземпляре компонента данного типа.

В зависимости от этапа проектирования электронной схемы рассматриваются различные формы представления и описания радиоэлектронных компонентов. В табл. 2 приведены возможные формы представления компонента и наборы атрибутов, которыми характеризуется компонент на различных этапах проектирования.

Следует отметить, что в рассмотренной классификации компонентов возможно выделение подвидов радиоэлектронных компонентов по некоторому общему характерному признаку или свойству (например, высокочастотные биполярные транзисторы, маломощные биполярные транзисторы и т. д.).

На первом этапе разработки ИБДСК предполагается создание базы данных моделей схемных компонентов, ориентированной на применение в OrCAD PSpice A/D — программе моделирования аналоговых и смешанных аналого-цифровых устройств, данные в которую передаются как из PSpice Schematics, так и из OrCAD Capture. В дальнейшем возможно развитие ИБДСК и включение в ее состав всей необходимой информации

■ Таблица 2

Этап проектирования схемы	Представление компонента	Атрибуты компонента
1. Синтез схемы	Электрический многополюсник	Электрические параметры Предельные эксплуатационные параметры Вольт-амперные характеристики
2. Моделирование принципиальной схемы	Математическая модель или макромодель	Уравнения модели Эквивалентная схема модели Параметры модели
3. Разработка печатной платы схемы	Объемное тело, типовой корпус	Чертеж компонента Размеры чертежа

для выполнения этапа конструкторского проектирования схемы.

Таким образом, применение технологий баз данных в системах автоматизированного схемотехнического проектирования позволяет сосредото-

чить в электронном виде всю необходимую информацию о схемных компонентах и решить задачу подбора компонентов для проектируемой схемы. Подобный подход может быть распространен и на системы конструкторского проектирования.

## Литература

1. Разевиг В. Д. Система проектирования OrCAD 9.2. М.: Солон-Р, 2001. 519 с.
2. Хайнеман Р. PSpice. Моделирование работы электронных схем.: Пер. с нем. М.: ДМК Пресс, 2001. 336 с.
3. Петраков О. PSpice-модели для программ моделирования // Радио. 2000. № 5. С. 28–30.
4. Брежнева К. М., Гантман Е. И., Давыдова Т. И. и др. Транзисторы для аппаратуры широкого приме-

ния: Справочник / Под ред. Б. Л. Перельмана. М.: Радио и связь, 1981. 656 с.

5. Исаков А. Б., Скобельцын К. Б., Скобельцын Г. К. Система автоматизированного формирования базы данных параметров моделей радиоэлектронных компонентов // EDA Express. 2001. № 4. С. 16.

ОАО «Центр технологии судостроения и судоремонта»

Институт информатики и автоматизации РАН

Отделение нанотехнологий и информационных технологий РАН

Российский национальный комитет по индустриальной и прикладной математике

**ЧЕТВЕРТАЯ ВСЕРОССИЙСКАЯ НАУЧНО-ПРАКТИЧЕСКАЯ КОНФЕРЕНЦИЯ  
«ИМИТАЦИОННОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ. ТЕОРИЯ И ПРАКТИКА» (ИММОД–2009)  
21–23 октября 2009 г.**

Место проведения: Санкт-Петербург, Дворцовая наб., д. 26, Дом ученых им. М. Горького РАН

**Генеральный спонсор**  
Компания XJ Technologies

**Спонсоры**  
Отделение нанотехнологий и информационных технологий РАН  
Российский фонд фундаментальных исследований  
Комитет по науке и высшей школе при Администрации Санкт-Петербурга

**Задачи конференции**  
Развитие и обобщение теории имитационного моделирования и квалиметрии моделей  
Обмен опытом и обсуждение результатов исследований и практических приложений имитационного моделирования  
Обмен опытом применения имитационного моделирования для решения научных и практических задач  
Распространение опыта обучения теории и практике имитационного моделирования

**Направления работы конференции**  
Теоретические основы и методология имитационного моделирования  
Методы оценивания качества моделей  
Методы и системы распределенного моделирования  
Моделирование глобальных процессов

Средства автоматизации и визуализации имитационного моделирования  
Системная динамика (с обязательным наличием имитационной составляющей)  
Практическое применение моделирования и инструментальных средств автоматизации моделирования, принятие решений по результатам моделирования  
Имитационное моделирование в обучении и образовании

**Контрольные сроки**  
Материалы докладов в секретариат конференции представляются не позднее **17 сентября 2009** года (только в этом случае гарантируется их размещение в сборнике материалов конференции). Заявки на выступление с докладом (в форме извещения о намерении) и стендовую демонстрацию принимаются до **12 октября 2009** года.

**Дополнительная информация и справки**  
ОАО «Центр технологии судостроения и судоремонта»  
Россия, 198095, Санкт-Петербург,  
Промышленная ул., д. 7  
Плотников Александр Михайлович  
Долматов Михаил Анатольевич  
Эл. почта: immod2009@cris.ru  
Информация на сайтах: www.gpss.ru, www.cris.ru,  
www.spiiras.nw.ru, www.xjte.com

УДК 004.413.5

## МОДУЛЬ ОЦЕНКИ НАПРЯЖЕННОСТИ ДЕЯТЕЛЬНОСТИ ОПЕРАТОРА

**А. А. Балхарет,\***

аспирант

Санкт-Петербургский государственный электротехнический университет «ЛЭТИ»

Предлагается подход к оценке напряженности деятельности оператора, основанный на использовании разработанного информационно-программного модуля (инструмента), реализация которого позволит повысить качество информационно-программных средств и будет способствовать совершенствованию интерфейса.

**Ключевые слова** — напряженность деятельности, оператор, самооценка, автоматизированный опросник.

### Введение

На эффективность работы оператора сильное влияние оказывает напряженность деятельности, которая в значительной степени зависит от организации рабочего процесса, интерфейса и других условий. Ранее напряженность деятельности оператора и ее возможные изменения оценивались [1, 2] на основе постоянного измерения (с помощью датчика и специальной аппаратуры) изменений различных физиологических параметров (давления, кожно-гальванической реакции и др.). Для оценки интерфейса, особенно на ранних стадиях его разработки, этот подход практически неприменим.

Для того чтобы установить уровень влияния изменения напряженности деятельности оператора на эффективность и комфортность труда, следует использовать его *субъективную* оценку. Последняя в определенные моменты времени и при конкретных видах деятельности может быть пессимистической, оптимистической либо квазиобъективной, т. е. зависит от предпочтений оператора. Поскольку пессимизм, реализм или оптимизм субъективной оценки оператором напряженности деятельности является достаточно постоянным (для каждого конкретного оператора и конкретного вида деятельности) и может быть достаточно адекватно реализован в виде самооценки, предполагается по-

лучать информацию от оператора в виде реакции на задаваемый вопрос (предъявляемое изображение).

### Информационно-программный модуль

Ввиду того, что в деятельности оператора преобладает его взаимодействие с информационной моделью, модуль автоматизированной оценки напряженности деятельности (далее — модуль) должен обеспечить:

1) функционирование параллельно с основной деятельностью оператора;

2) дружественный интерфейс с оператором, в том числе:

— быстрое освоение;

— минимум времени на ответную реакцию;

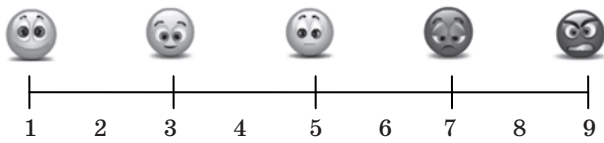
— минимальное отвлечение от основной деятельности;

— неухудшение основной деятельности оператора;

3) получение информации от оператора в определенные моменты времени: достаточно часто, для того чтобы гарантировать наиболее точную оценку напряженности, но не слишком часто, чтобы не надоесть оператору; не мешать процессу работы и не вызывать раздражения и негативной реакции, что может исказить получаемую информацию.

*Замечание.* Первое требование реализуется, хотя и не всегда достаточно просто, с помощью прикладного программного продукта; выполнение второго и третьего требований связано с разработкой психологической составляющей опросника, видом предъявляемой информации, спосо-

\* Научный руководитель — доктор техн. наук, профессор кафедры автоматизированных систем обработки информации и управления Санкт-Петербургского государственного электротехнического университета «ЛЭТИ» П. И. Падерно.



■ Рис. 1. Изображение, предъявляемое оператору, и шкала

бом ее представления, периодичностью предъявления и др.

**Опросник.** Для опросника разработана специальная шкала от 1 до 9. Оператору предъявляется следующее изображение (рис. 1, сверху), соответствующее шкале (рис. 1, внизу).

Оператору предлагается оценить собственную напряженность (мгновенное значение), отметив ее как одну из предъявляемых картинок. Если, по мнению оператора, его состояние в данный момент времени находится между изображениями, то оператор отмечает промежуточное значение.

**Частота предъявления опросной информации.**

Если интервал времени между опросами равен  $\Delta t = T/n$ , где  $n$  — число опросов за время  $T$ , то точность вычислений растет с увеличением числа  $n$ . При оценке средней напряженности ошибка зависит от возможных резких перепадов напряженности деятельности. В условиях стабильной работы (без резких изменений напряженности) можно не очень часто предъявлять картинку-вопрос оператору. Для деятельности оператора, характеризуемой резкими перепадами напряженности, достаточно редкое фиксирование субъективной оценки напряженности могло бы привести к значительному искажению результата, однако ввиду запаздывания самооценки (сдвига по времени и изменения реакции на прошлое) искажение получается меньше. Величина запаздывания зависит как от напряженности деятельности и скорости ее изменения, так и от личностных особенностей оператора. Частота опроса может быть определена на основе установления наиболее благоприятного (в психологическом смысле) соотношения  $T_{отв}/\Delta t$ , где  $T_{отв}$  — время реакции и ответа на заданный вопрос. Необходимо заметить, что при малом соотношении  $T_{отв}/\Delta t$  предъявление каждого вопроса может быть неожиданным, т. е. субъективно увеличивается  $T_{отв}$ . При увеличении  $T_{отв}/\Delta t$  уменьшается время, отводимое оператору на основную работу. Предполагается, что соотношение  $T_{отв}/\Delta t$  должно находиться в интервале 1–3 % [1, 3]. Принимая во внимание, что при данном построении опросного материала  $T_{отв}$  находится в интервале 3–5 с, частота опросов должна находиться в пределах 5–10 мин.

**Структура модуля**

Автоматизация оценки степени напряженности деятельности оператора при взаимодействии с информационно-программным средством осуществляется параллельно с основной деятельностью. Оператор при работе с модулем (рис. 2) является пользователем.

1. В начале работы модуль показывает окно с краткой информацией о программе опроса.

2. После того как работа начинается, в верхней левой части экрана, основного окна программы, показываются дата и таймер (часы, минуты, секунды), который пользователь может остановить в конце работы с помощью специальной кнопки.

3. Через определенный период времени (5–10 мин) в верхней левой части экрана одновременно со звуковым сигналом появляется (всплывает) окно (см. рис. 1, сверху), которое запрашивает пользователя о степени напряженности. Пользователь реагирует кликом по соответствующей картинке.

4. После реакции пользователя это окно закрывается, а основное окно сохраняется.

5. Окно с вопросом о степени напряженности (картинки) всплывает через определенные периоды времени, т. е. 3-й и 4-й шаги повторяются до конца работы.



■ Рис. 2. Структура модуля автоматизации оценки напряженности

6. В конце работы пользователь нажимает кнопку остановки таймера, и ему в верхней левой части экрана показывается новое окно, которое запрашивает у пользователя мнение о степени его напряженности за все время работы в целом. Пользователь может либо кликнуть одну из пяти картинок, которые определяют уровень напряженности, либо дать более точный ответ, если степень напряженности, по его мнению, находится между предлагаемыми уровнями.

7. После оценки степени напряженности пользователь нажимает кнопку ОК, чтобы закрыть окно, и ему предъявляются следующие результаты: продолжительность, график изменения напряженности, рассчитанное среднее напряженности его работы и самооценка напряженности деятельности за все время работы.

8. Пользователь может изменить способы графического представления результатов (цвета текста, фона, оси и графика), стиль графика (линия, гистограмма).

### Выводы

Наиболее эффективно использовать предлагаемый подход при тестировании интерфейса

на всех стадиях его разработки и создания, электронных средств обучения: учебников, пособий, других информационно-программных обучающих средств, тренажеров. Реакция оператора поможет выявить слабые места в интерфейсе и дать рекомендации по его усовершенствованию.

### Литература

1. **Ашеров А. Т. и др.** Информационно-управляющие человеко-машинные системы. Исследование, проектирование, испытания: Справочник / Под общ. ред. А. И. Губинского, В. Г. Евграфова. М.: Машиностроение, 1993. 512 с.
2. **Дружинин Г. В.** Учет свойств человека в моделях технологий. М.: МАИК «Наука/Интерпериодика», 2000. 327 с.
3. **Падерно П. И., Попечителев Е. П.** Надежность и эргономика биотехнических систем / Под общ. ред. Е. П. Попечителява. СПб.: СПбГЭТУ, 2007. 288 с.

## РЕЦЕНЗИЯ НА КНИГУ Н. ПОЛИКАРПОВОЙ, А. ШАЛЫТО «АВТОМАТНОЕ ПРОГРАММИРОВАНИЕ»

В книге описывается новая парадигма программирования — автоматное программирование, применение которого охватывает все этапы жизненного цикла программного обеспечения: спецификацию, проектирование, реализацию, тестирование, верификацию и документирование программного обеспечения. Авторы вводят понятие «автоматизированный объект управления», которое позволяет использовать совместно принципы объектно-ориентированного и автоматного программирования.

Изложение материала в книге начинается с основных понятий автоматного программирования. В первой главе приводятся определения, используемые в этой парадигме программирования, а также описывается связь автоматного программирования с теорией абстрактных автоматов, которые применяются для распознавания регулярных языков, и с теорией структурных автоматов, которые применяются в логическом управлении. Отмечу, что обычно эти две области считаются мало связанными друг с другом.

Во второй главе излагается подход, названный «процедурное программирование с явным выделением состояний». Автоматное программирование описывается в том виде, в котором оно было предложено одним из авторов книги в 1991 году. Представленный здесь подход актуален и в настоящее время, так как для ряда встроенных систем существуют только процедурные языки программирования.

Другой подход — объектно-ориентированное программирование с явным выделением состояний для проектирования, спецификации и реализации автоматных программ — описывается в третьей главе. Он объединяет принципы автоматного и объектно-ориентированного программирования и является важным, так как позволяет в значительной степени повысить качество программного обеспечения, содержащего объекты со сложным поведением. Проведенное автора-

ми сравнение данного подхода с тем, который используется в инструментальном средстве *UniMod*, показывает, что предложенный подход эффективнее в том случае, когда необходимо модифицировать уже существующую программную систему, а не создавать ее «с нуля». Однако для особо ответственных систем второй подход применять целесообразнее, так как программы, созданные на его основе, проще верифицировать.

В четвертой главе авторы определили связи предложенной парадигмы с такими разделами информатики, как алгоритмы работы с двоичными деревьями, верификация программ, генетические алгоритмы и параллельные вычисления. Абсолютно ясно, что в автоматном программировании существует еще много нерешенных задач, связанных, например, с верификацией автоматных программ и с применением генетического программирования.

Изложение материала в книге четкое и последовательное, а примеры применения описываемой парадигмы хорошо иллюстрируют ее основные принципы и, так же как и фрагменты программного кода, приведенные в примерах, помогают читателю лучше их понять. Фрагменты позволяют также начать программирование в таком стиле практически сразу.

По моему мнению, книга будет полезна не только студентам и аспирантам, специализирующимся в области информатики, но и инженерам, проектирующим встроенные системы, а также программистам, особенно работающим в области управления сложными техническими объектами.

*Доктор техн. наук, профессор,  
заведующий кафедрой  
вычислительных систем и сетей  
Санкт-Петербургского государственного  
университета аэрокосмического приборостроения  
М. Б. Сергеев*

**АБУ САРА**  
Мутаз  
Расми



Гражданин Иордании. Аспирант кафедры систем автоматизации проектирования Санкт-Петербургского государственного электротехнического университета «ЛЭТИ». В 2006 году окончил магистратуру Санкт-Петербургского государственного электротехнического университета «ЛЭТИ». Является автором одной научной публикации. Область научных интересов — информационное обеспечение автоматизированных систем схемотехнического проектирования, системы автоматизации проектирования РЭА и ЭВА, программирование БД.  
Эл. адрес: mutaz\_abusara@mail.ru

**БАЛХАРЕТ**  
Ахмед  
Абдулла Саид



Гражданин Йемена. Аспирант кафедры автоматизированных систем обработки информации и управления Санкт-Петербургского государственного электротехнического университета «ЛЭТИ». В 2006 году окончил магистратуру Санкт-Петербургского государственного электротехнического университета «ЛЭТИ» по специальности «Информатика и вычислительная техника». Является автором трех научных публикаций. Область научных интересов — автоматизированные системы поддержки принятия решений, профессиональный отбор, оценка деятельности.  
Эл. адрес: Balhareth\_ru@yahoo.com

**БУРАКОВ**  
Вадим  
Витальевич



Доцент кафедры компьютерной математики и программирования Санкт-Петербургского государственного университета аэрокосмического приборостроения. В 1996 году окончил Санкт-Петербургский государственный университет аэрокосмического приборостроения по специальности «Вычислительные машины, комплексы, системы и сети». В 2002 году защитил диссертацию на соискание ученой степени кандидата технических наук. Является автором 15 научных публикаций. Область научных интересов — программная инженерия, обеспечение качества.  
Эл. адрес: burakov@aanet.ru

**ВОЛОСКОВ**  
Михаил  
Анатольевич



Адъюнкт кафедры управления силами Военно-морской академии им. Н. Г. Кузнецова. В 1992 году окончил Военно-морской институт им. М. В. Фрунзе по специальности «Инженер-электромеханик». Область научных интересов — исследование операций, теория нечетких множеств.  
Эл. адрес: woloskow@mail.ru

**ВОРОБЬЕВ**  
Станислав  
Николаевич



Доцент Санкт-Петербургского государственного университета аэрокосмического приборостроения. В 1962 году окончил Ленинградский институт авиационного приборостроения. В 1971 году защитил диссертацию на соискание ученой степени кандидата технических наук. Является автором более 50 научных публикаций. Область научных интересов — моделирование систем и процессов.  
Эл. адрес: vsn@k53.guap.ru

**ГИРИНА**  
Наталья  
Владимировна



Аспирант кафедры информационно-сетевых технологий Санкт-Петербургского государственного университета аэрокосмического приборостроения. В 2008 году окончила Санкт-Петербургский государственный университет аэрокосмического приборостроения по специальности «Информационные системы и технологии (в бизнесе)». Является автором трех научных публикаций. Область научных интересов — моделирование систем и процессов.  
Эл. адрес: natalia.girina@pw20.ru

**ГОРОХОВ**  
Владимир  
Леонидович



Заведующий кафедрой вычислительных систем и программирования Санкт-Петербургского государственного инженерно-экономического университета. В 1973 году окончил радиотехнический факультет Ленинградского электротехнического института им. В. И. Ульянова (Ленина). В 1996 году защитил диссертацию на соискание ученой степени доктора технических наук. Является автором 180 научных публикаций. Область научных интересов — программные системы статистической обработки данных в экологическом мониторинге и астрофизике, вопросы эргономики компьютерных систем и статистической теории устойчивого обнаружения сигналов и др. Эл. адрес: vlgorohov@mail.ru

**КОСТЕНКО**  
Константин  
Владимирович



Аспирант кафедры системного анализа и управления Международного университета природы, общества и человека «Дубна». В 2007 году окончил Международный университет природы, общества и человека «Дубна» по специальности «Системный анализ и управление». Является автором одной научной публикации. Область научных интересов — математическое моделирование динамических систем. Эл. адрес: kostenko@dubna.ru

**ЛАРИСТОВ**  
Александр  
Иванович



Доцент кафедры систем автоматизации проектирования Санкт-Петербургского государственного электротехнического университета «ЛЭТИ». В 1974 году окончил Ленинградский электротехнический институт им. В. И. Ульянова (Ленина) по специальности «Автоматика и телемеханика». В 1981 году защитил диссертацию на соискание ученой степени кандидата технических наук. Является автором более 80 научных публикаций. Область научных интересов — автоматизированные системы схемотехнического проектирования, базы данных, WEB-программирование. Эл. адрес: ailaristov@inbox.ru

**ЕМЕЛЬЯНОВ**  
Валентин  
Юрьевич



Профессор Балтийского государственного технического университета «Военмех» им. Д. Ф. Устинова. В 1979 году окончил приборостроительный факультет Ленинградского механического института по специальности «Системы автоматического управления». В 1987 году защитил диссертацию на соискание ученой степени кандидата технических наук. Является автором более 70 научных публикаций. Область научных интересов — стохастические системы управления, моделирование и исследование операций. Эл. адрес: v.emelyanov@bk.ru

**КУЗИН**  
Василий  
Андреевич



Аспирант кафедры компьютерной математики и программирования Санкт-Петербургского государственного университета аэрокосмического приборостроения. В 2006 году окончил Санкт-Петербургский государственный университет аэрокосмического приборостроения по специальности «Программное обеспечение вычислительной техники и автоматизированных систем». Является автором двух научных публикаций. Область научных интересов — преобразование программ, формальное представление программ. Эл. адрес: upinthesky@mail.ru

**ЛИХОЛЕТ**  
Николай  
Олегович



Научный сотрудник Балтийского государственного технического университета «Военмех» им. Д. Ф. Устинова. В 2001 году окончил магистратуру Балтийского государственного технического университета «Военмех» им. Д. Ф. Устинова по специальности «Информатика и вычислительная техника». Является автором 10 научных публикаций. Область научных интересов — математическое моделирование. Эл. адрес: lombr@yandex.ru



**ЛЯЧЕК  
Юлий  
Теодосович**



Доцент кафедры систем автоматизированного проектирования Санкт-Петербургского государственного электротехнического университета «ЛЭТИ».

В 1963 году окончил Ленинградский электротехнический институт им. В. И. Ульянова (Ленина) по специальности «Автоматика и телемеханика».

В 1975 году защитил диссертацию на соискание ученой степени кандидата технических наук. Является автором более 120 научных публикаций и пяти авторских свидетельств на изобретения.

Область научных интересов — теория параметризации, компьютерная графика, методы проектирования топологических схематехнических систем и др.

Эл. адрес: tylyachek@mail.ru

**МОИСЕЕВ  
Михаил  
Юрьевич**



Старший преподаватель кафедры автоматизации и вычислительной техники Санкт-Петербургского государственного политехнического университета.

В 1998 году окончил Санкт-Петербургский государственный политехнический университет по специальности «Информатика и вычислительная техника». Является автором 9 научных публикаций.

Область научных интересов — методы оценки и повышения надежности программных систем, статический анализ кода, технологии разработки программного обеспечения.

Эл. адрес: mikhail.moiseev@gmail.com

**ОРЛОВ  
Роман  
Александрович**



Генеральный директор компании ESSE Group Ltd, доцент кафедры электронной коммерции и маркетинга Санкт-Петербургского государственного университета аэрокосмического приборостроения.

В 1968 году окончил Ленинградский электротехнический институт им. В. И. Ульянова (Ленина) по специальности «Радиотехника».

В 1974 году защитил диссертацию на соискание ученой степени кандидата технических наук. Является автором более 50 научных публикаций и трех изобретений.

Область научных интересов — управление предприятием, способы маркетинга и др.

Эл. адрес: orlovra@mail.ru

**ПРОКАЕВ  
Александр  
Николаевич**



Доцент кафедры управления силами Военно-морской академии им. Н. Г. Кузнецова.

В 1986 году окончил Военно-морской институт радиоэлектроники по специальности «Автоматизированные системы управления».

В 2003 году защитил диссертацию на соискание ученой степени кандидата технических наук. Является автором 27 научных публикаций.

Область научных интересов — исследование операций, теория поиска подвижных объектов.

Эл. адрес: prokaev@bk.ru

**САВИЩЕНКО  
Николай  
Васильевич**



Профессор Военной академии связи.

В 1986 году окончил Новосибирский государственный университет, в 1989 году — Военную академию связи.

В 2006 году защитил диссертацию на соискание ученой степени доктора технических наук.

Является автором 94 научных публикаций.

Область научных интересов — математическое моделирование каналов связи, помехоустойчивость сигналов, многомерные сигнальные конструкции.

Эл. адрес: snikaspb@mail.ru

**САНКИН  
Петр  
Сергеевич**



Аспирант кафедры безопасности информационных систем Санкт-Петербургского государственного университета аэрокосмического приборостроения.

В 2006 году окончил Санкт-Петербургский государственный университет аэрокосмического приборостроения по специальности «Информатика и вычислительная техника». Является автором трех научных публикаций.

Область научных интересов — криптография, сжатие изображений.

Эл. адрес: spetros@gmail.com

**СМИРНОВА**  
Людмила  
Михайловна



Ведущий научный сотрудник отдела биомеханических исследований опорно-двигательной системы Санкт-Петербургского научно-практического центра медико-социальной экспертизы, протезирования и реабилитации инвалидов им. Г. А. Альбрехта. В 1980 году окончила Ленинградский кораблестроительный институт по специальности «Судовые силовые установки». В 1994 году защитила диссертацию на соискание ученой степени кандидата технических наук. Является автором более 130 научных публикаций. Область научных интересов — теория и практическая реализация методов и программно-аппаратных средств диагностики и оценки эффективности протезов и ортезов нижних конечностей. Эл. адрес: info@diaserv.ru

**СТРУКОВ**  
Денис  
Раймондович



Генеральный директор ООО «Центр пространственных исследований». В 2003 году окончил Санкт-Петербургский государственный электротехнический университет «ЛЭТИ». Является автором 22 научных публикаций. Область научных интересов — обработка, визуализация, моделирование пространственно-распределенных данных, методов анализа и прогнозирования при помощи инструментария геоинформационных систем. Эл. адрес: denis.strukov@gmail.com

**ШАРОВ**  
Сергей  
Николаевич



Профессор, главный научный сотрудник ОАО «Концерн «Гранит-Электрон», член-корреспондент Академии электротехнических наук РФ, Российской академии ракетных и артиллерийских наук. В 1962 году окончил приборостроительный факультет Ленинградского механического института по специальности «Системы автоматического управления». В 1981 году защитил диссертацию на соискание ученой степени доктора технических наук. Является автором более 250 научных публикаций и около 130 изобретений. Область научных интересов — нелинейные системы управления, информационные каналы движущихся объектов. Эл. адрес: cri-granit@peterlink.ru

**ШЕВЦОВ**  
Владимир  
Федорович



Старший научный сотрудник Объединенного института ядерных исследований. В 1969 году окончил Воронежский государственный университет по специальности «Теоретическая физика». В 1980 году защитил диссертацию на соискание ученой степени кандидата физико-математических наук. Является автором 83 научных публикаций и одного запатентованного изобретения. Область научных интересов — математическое моделирование динамических систем. Эл. адрес: shev@sunse.jinr.ru

УДК 51-74

Классификация объектов в сейсмических системах охраны

*Костенко К. В., Шевцов В. Ф.* Информационно-управляющие системы, 2009. № 3. С. 2–6.

Показано, что сигнал единичного сейсмического датчика содержит в себе классификационную информацию об объектах различных типов. Рассматриваемые информационные признаки позволяют производить классификацию объектов, относя каждый из них к одному из трех классов, которые являются типичными для данных систем охраны, — человек, группа людей и транспортное средство.

*Ключевые слова* — охранные системы, сейсмические датчики, сейсмический сигнал, обработка информации, классификация объектов, алгоритмы классификации.

Список лит.: 3 назв.

УДК 519.2

Пересечение стационарных гауссовых последовательностей с неслучайными уровнями

*Воробьев С. Н., Гирина Н. В.* Информационно-управляющие системы, 2009. № 3. С. 7–12.

Пересечение случайного процесса с заданным уровнем рассматривается как пересечение последовательностей. Время первого пересечения уровня стационарной гауссовой последовательностью описывается обобщенным геометрическим распределением. В задаче измерения времени прихода импульсного сигнала случайная составляющая может аппроксимироваться марковской последовательностью конечного порядка или дискретным белым шумом с заменой пересекаемого уровня статистически эквивалентным.

*Ключевые слова* — пересечение, стационарная гауссова последовательность, неслучайный уровень, марковская последовательность.

Список лит.: 9 назв.

УДК 681.52

Возможности сокращения трудоемкости статистического моделирования корреляционно-экстремальных систем

*Емельянов В. Ю., Лихолет Н. О., Шаров С. Н.* Информационно-управляющие системы, 2009. № 3. С. 13–20.

На примере корреляционно-экстремальной системы определения местоположения аппарата, осуществляющего посадку на лунную поверхность, показана возможность сокращения трудоемкости статистического моделирования при адаптивном комбинировании различных методов.

*Ключевые слова* — статистическое моделирование, корреляционно-экстремальные системы.

Список лит.: 9 назв.

UDK 51-74

Objects classification in seismic protection systems  
*Kostenko K. V., Shevtsov V. F.* IUS, 2009. N 3. P. 2–6.

It is shown that the signal from individual seismic detector comprises classification information on the objects of various types. Considered information signs allow objects classification, putting each of them into one of the three classes that are typical for such protection systems — a person, group of people, and a vehicle.

*Keywords* — security systems, seismic detectors, seismic signal, information processing, objects classification, classification algorithms.

Refs: 3 titles.

UDK 519.2

Crossing of stationary Gaussian sequences and non-random levels

*Vorobiev S. N., Girina N. V.* IUS, 2009. N 3. P. 7–12.

An intersection of the random process with defined level is considered in this paper as a crossing of sequences. The time of the first crossing of level and stationary Gaussian sequence is characterized as a generalized geometric distribution. The random component is approximated by the finite order Markov sequence or discrete white noise with the exchange of the intersected level by statistical equivalent level in the problem of the measurement of pulse arrive time.

*Keywords* — crossing, stationary Gaussian sequence, non-random level, Markov sequence.

Refs: 9 titles.

UDK 681.52

On possibilities of computation of cost saving for statistic simulation of correlation-extremal positioning systems

*Emeljanov V. Yu., Likholeto N. O., Sharov S. N.* IUS, 2009. N 3. P. 13–20.

By the example of a correlation-extremal positioning system of the landing of the Moon vehicle, the possibility of computation of cost saving for statistic simulation by means of adaptive integration of a variety of methods is demonstrated.

*Keywords* — statistical modeling, correlation-extreme systems.

Refs: 9 titles.

УДК 681.1

Модель принятия решения на поиск объекта в условиях неопределенности, основанная на нечеткой параметризации исходных данных

*Волосков М. А., Прокаев А. Н.* Информационно-управляющие системы, 2009. № 3. С. 21–27.

Рассмотрена задача принятия решения на поиск подвижного объекта в условиях неопределенности с применением методов теории нечетких множеств, рассчитано изменение плотности распределения координат объекта поиска в процессе его движения с нечеткой параметризацией исходных данных.

*Ключевые слова* — поиск подвижного объекта, теория нечетких множеств.

Список лит.: 16 назв.

УДК 681.2(61) : 338 : 617.58

Комплексное поэтапное моделирование биотехнической системы при оценке эффективности и настройке протеза нижней конечности

*Смирнова Л. М.* Информационно-управляющие системы, 2009. № 3. С. 28–32.

Представлен анализ свойств и характеристик биотехнической системы «пациент — протез — среда», которые необходимо учитывать при оценке эффективности и индивидуальной настройке протеза нижней конечности. Рассмотрены различные методы анализа движения человека и определены их возможности для моделирования биотехнических систем данного класса. Обоснована необходимость поэтапного комплексного моделирования таких систем с использованием этих методов.

*Ключевые слова* — биотехническая система, оценка эффективности, моделирование, протезирование нижней конечности.

Список лит.: 8 назв.

УДК 004.052.42

Итеративный алгоритм статического анализа для обнаружения дефектов в исходном коде программ

*Моисеев М. Ю.* Информационно-управляющие системы, 2009. № 3. С. 33–39.

Предлагается способ организации совместной работы алгоритмов статического анализа для обнаружения широкого класса дефектов в программах на языке С на основе итеративного алгоритма, многократно выполняющего отдельные алгоритмы анализа с уточнением результатов, получаемых на каждой итерации. Рассматриваются свойства предложенного подхода в сравнении с другими вариантами организации комплексного анализа.

*Ключевые слова* — надежность программного обеспечения, обнаружение программных дефектов, статический анализ, интервальный анализ, анализ указателей.

Список лит.: 7 назв.

УДК 681.1

The model of the object's search decision making in uncertain conditions, based on the initial data indistinct parameterization

*Voloskov M. A., Prokaev A. N.* IUS, 2009. N 3. P. 21–27.

This article is devoted to decision making for the mobile object search in uncertain conditions using the methods of the fuzzy sets theory. The change of the object's probability density during its movement based on the initial data indistinct parameterization is shown.

*Keywords* — the mobile object search theory, the fuzzy sets theory.

Refs: 16 titles.

УДК 681.2(61) : 338 : 617.58

Phased complex simulation of the biotechnical system with estimation of efficiency and adjustment of an artificial lower limb

*Smirnova L. M.* IUS, 2009. N 3. P. 28–32.

An analysis of properties and characteristics of the biotechnical system «patient — artificial limb — environment», which is necessary for considering an estimation of the efficiency and individual adjustment of an artificial lower limb, is presented in the article. Various study methods of human motion are analyzed and their opportunities are determined for simulation of biotechnical systems of the given class. The necessity of the phased complex simulation of such biotechnical system with the use of these methods are proved.

*Keywords* — biotechnical system, estimation of efficiency, simulation, lower limb prosthetics

Refs: 8 titles.

УДК 004.052.42

Iterative static analysis algorithm for source code defects detection

*Moiseev M. Yu.* IUS, 2009. N 3. P. 33–39.

A method for combining different static analysis algorithms is proposed for source code defects detection in C programs. This method is based on an iterative algorithm which repeatedly executes the static analysis algorithms with step-by-step precision refinement. Iterative algorithm properties are compared to other possible techniques.

*Keywords* — software reliability, software defect detection, static analysis, interval analysis, points-to analysis.

Refs: 7 titles.

УДК 519.681.2

Способ автоматизации процесса рефакторинга

*Кузин В. А., Бураков В. В.* Информационно-управляющие системы, 2009. № 3. С. 40–44.

Представлен способ автоматизации рефакторинга кода программы на языке Java при помощи языка спецификаций Maude, позволяющий проводить автоматическое доказательство корректности преобразованного рефакторингом кода, основываясь на семантике Java; создавать пользовательские рефакторинги на базе уже имеющихся.

*Ключевые слова* — рефакторинг, формализация ПО, корректность ПО, Java, семантика.

Список лит.: 4 назв.

УДК 004.932.2

Особенности оценки содержимого сжатого видеопотока

*Санкин П. С., Литвинов М. Ю.* Информационно-управляющие системы, 2009. № 3. С. 45–48.

Вводятся понятия первичной и вторичной информации применительно к цифровым изображениям. Рассматриваются особенности проявления вторичной информации в последовательностях сжатых изображений.

*Ключевые слова* — свойства изображений, маскирование изображений, JPEG.

Список лит.: 4 назв.

УДК 621.39

Помехоустойчивость когерентного приема сигналов двоичной амплитудно-фазовой модуляции при неидеальной синхронизации (Часть 1)

*Савищенко Н. В.* Информационно-управляющие системы, 2009. № 3. С. 49–55.

Предлагается методика оценки потерь в мощности и помехоустойчивости когерентного приема сигналов при наличии ошибки в определении фазы несущей. Приведены основные соотношения для расчета помехоустойчивости когерентного приема двоичных сигналов амплитудно-фазовой модуляции с произвольным расположением сигнальных точек на плоскости, неравными энергиями и неравновероятной априорной вероятностью передачи сигналов при наличии ошибки сопровождения фазы.

*Ключевые слова* — помехоустойчивость, когерентный прием, неидеальная синхронизация, сигналы амплитудно-фазовой модуляции.

Список лит.: 8 назв.

УДК 519.681.2

An approach to refactoring process automation

*Kuzin V. A., Burakov V. V.* IUS, 2009. N 3. P. 40–44.

This paper describes an approach that uses the specification Maude language to automate a Java program refactoring. This approach enables one to make a Java semantics-based correctness proving of refactored source code, to make the proving automatically, and to create user-defined refactorings from existing ones.

*Keywords* — refactoring, software formalization, software correctness, Java, semantics.

Refs: 4 titles.

УДК 004.932.2

Special characteristics of the compressed video stream content estimate

*Sankin P. S., Litvinov M. Yu.* IUS, 2009. N 3. P. 45–48.

We introduce the notion of the primary and secondary information pertaining to digital images. Special features of the appearance of the secondary information in a sequence of compressed images are examined.

*Keywords* — image properties, image scrambling, JPEG.

Refs: 4 titles.

УДК 621.39

Interference immunity of coherent reception of double amplitude-phase modulation (apm) signals with non-ideal synchronization (Part 1)

*Savishenko N. V.* IUS, 2009. N 3. P. 49–55.

A procedure of loss estimation in power and interference immunity of signal coherent reception with error presence in carrier phase definition is suggested. Main correlation factors for the design of interference immunity of coherent reception of double amplitude-phase modulation signals with arbitrary arrangement of signals points on the plane, non-equal energies and non-probable a priori probability of signal transmission at the error presence tracking are given.

*Keywords* — interference immunity, coherent reception, non-ideal synchronization, amplitude-phase modulation signals.

Refs: 8 titles.

УДК 004.435 004.423

Геоинформационные системы и многомерные статистические методы пространственного анализа для исследования заболеваемости

*Струков Д. Р., Горохов В. Л.* Информационно-управляющие системы, 2009. № 3. С. 56–62.

Рассматривается модификация средств геостатистического анализа на основе ранговой «нормализации» данных. Предлагается использовать систему динамической визуализации многомерных данных для контроля достоверности и надежности кокригинга. На основе подобной модификации геостатистического анализа разработаны алгоритмы анализа многомерных медицинских данных и показано их применение в практических задачах здравоохранения.

*Ключевые слова* — геостатистический анализ, система динамической визуализации многомерных данных, кокригинг, алгоритмы анализа многомерных медицинских данных.

Список лит.: 9 назв.

УДК 339.138

Некоторые особенности современной корпоративной борьбы

*Орлов Р. А.* Информационно-управляющие системы, 2009. № 3. С. 63–68.

Проведена аналогия между конкурентной борьбой коммерческих предприятий и ведением боевых действий. На примере продвижения нового продукта на рынок рассмотрена типовая кривая баланса затрат и поступлений и ее критические точки. Дана оценка применимости современной концепции «революции в военном деле» в маркетинге коммерческого предприятия.

*Ключевые слова* — маркетинг, конкурентная борьба, планирование коммерческой деятельности.

Список лит.: 10 назв.

УДК 681.3.001

Интегрированные базы данных в программных системах проектирования электронных схем

*Абу Сара М. Р., Ларистов А. И., Лячек Ю. Т.* Информационно-управляющие системы, 2009. № 3. С. 69–71.

Предлагается в качестве информационного обеспечения САПР электронных схем использовать интегрированную базу данных схемных компонентов, помогающую пользователю эффективно решать задачу их подбора и получать нормативно-справочную информацию в процессе автоматизированного формирования документации на проект.

*Ключевые слова* — информационное обеспечение САПР, библиотеки и интегрированная база данных, схемные компоненты.

Список лит.: 5 назв.

УДК 004.435 004.423

Geoinformation systems and multivariate statistical methods of the spatial analysis for research of diseases

*Strukov D. R., Gorokhov V. L.* IUS, 2009. N 3. P. 56–62.

This article presents a modification of instruments of geostatistical analysis on the base of rank «normalization» data. The author uses a system of dynamic visualization multivariate data to control credibility and reliability of co-kriging. On the base of this modification of geostatistical analysis, he develops algorithms of analysis of multivariate medical data and demonstrates the practical use of these methods in health provider organizations.

*Keywords* — geostatistical analysis, system of dynamic visualization multivariate data, co-kriging, algorithms of analysis of multivariate medical data.

Refs: 9 titles.

УДК 339.138

Some issues of modern corporate warfare

*Orlov R. A.* IUS, 2009. N 3. P. 63–68.

An analogy between a competition of commercial enterprises and a battle action is drawn. The typical curve of expenditures and receipts balance with its critical points is considered by means of a new product market advancement example. The applicability of modern «revolution in art of war» to a commercial enterprise marketing is estimated.

*Keywords* — marketing, competition, commercial activity planning.

Refs: 10 titles.

УДК 681.3.001

Integrated databases in software electronic circuits design systems

*Abu Sara M. R., Laristov A. I., Lyachek Yu. T.* IUS, 2009. N 3. P. 69–71.

A tendency of the collective use of CAD of electronic circuits is outlined in the local computer networks and in the Internet. As a supply of information of similar systems, a server of databases containing all necessary help and design information, accessible from workstations is used. Therefore, the problem of development of the integrated databases of the circuit components constructed on the basis of architecture a client / server is shown to be actual.

*Keywords* — information support for CAD, circuit components database, electronic circuits.

Refs: 5 titles.

УДК 004.413.5

Модуль оценки напряженности деятельности оператора

*Балхарет А. А.* Информационно-управляющие системы, 2009. № 3. С. 72–74.

Предлагается подход к оценке напряженности деятельности оператора, основанный на использовании разработанного информационно-программного модуля (инструмента), реализация которого позволит повысить качество информационно-программных средств и будет способствовать совершенствованию интерфейса.

*Ключевые слова* — напряженность деятельности, оператор, самооценка, автоматизированный опросник.

Список лит.: 3 назв.

UDK 004.413.5

Module of the estimation of tension activities of operators

*Balhareth A. A.* IUS, 2009. N 3. P. 72–74.

An approach to the evaluation of tension-up operators, based on the use of the developed software module (tool) is presented. The implementation of the module will improve the quality of software and will help to improve the interface.

*Keywords* — tension of activity, the operator, a self-estimation, the automated questionnaire.

Refs: 3 titles.

## УВАЖАЕМЫЕ АВТОРЫ!

**При подготовке рукописей статей редакция просит Вас руководствоваться следующими рекомендациями.**

Объем статьи (текст, таблицы, иллюстрации и библиография) не должен превышать эквивалента в 16 страниц, напечатанных на бумаге формата А4 на одной стороне через 1,5 интервала в Word шрифтом Times New Roman размером 13.

Обязательными элементами оформления статьи являются: индекс УДК, инициалы и фамилия автора (авторов), ученая степень, звание, полное название организации; заглавие, аннотация (5–7 строк) и ключевые слова на русском и английском языках.

**Формулы** набирайте в Word, при необходимости можно использовать формульный редактор; для набора одной формулы не используйте два редактора; при наборе формул в формульном редакторе знаки препинания, ограничивающие формулу, набирайте вместе с формулой; для установки размера шрифта никогда не пользуйтесь вкладкой Other..., используйте вкладку Define; в формулах не отделяйте пробелами знаки: + = -.

При наборе символов в тексте помните, что символы, обозначаемые латинскими буквами, набираются светлым курсивом, русскими и греческими — светлым прямым, векторы и матрицы — прямым полужирным шрифтом.

**Иллюстрации** в текст не заверстываются и предоставляются отдельными исходными файлами, подающимися в редакцию:

— рисунки, графики, диаграммы, блок-схемы изготавливаются в векторных программах: Visio 4, 5, 2002–2003 (\*.vsd); Coreldraw (\*.cdr); Excel; Word; AdobeIllustrator; AutoCad (\*.dxf); Компас; Matlab (экспорт в формат \*.ai);

— фото и растровые — в формате \*.tif, \*.png с максимальным разрешением (не менее 300 pixels/inch).

Наличие подрисовочных подписей обязательно (желательно не повторяющих дословно комментарии к рисункам в тексте статьи).

**В редакцию предоставляются:**

— сведения об авторе (фамилия, имя, отчество, место работы, должность, ученое звание, учебное заведение и год его окончания, ученая степень и год защиты диссертации, область научных интересов, количество научных публикаций, домашний и служебный адреса и телефоны, факс, e-mail), фото авторов: анфас, в темной одежде на белом фоне, должны быть видны плечи и грудь, высокая степень четкости изображения без теней и отблесков на лице, фото можно представить в электронном виде в формате \*.tif, \*.png с максимальным разрешением — не менее 300 pixels/inch при минимальном размере фото 40 × 55 мм;

— экспертное заключение.

**Список литературы** составляется по порядку ссылок в тексте и оформляется следующим образом:

— для книг и сборников — фамилия и инициалы авторов, полное название книги (сборника), город, издательство, год, общее количество страниц;

— для журнальных статей — фамилия и инициалы авторов, полное название статьи, название журнала, год издания, номер журнала, номера страниц;

— ссылки на иностранную литературу следует давать на языке оригинала без сокращений;

— при использовании web-материалов указывайте адрес сайта.