



**СОВРЕМЕННАЯ НАУКА:  
АКТУАЛЬНЫЕ ПРОБЛЕМЫ ТЕОРИИ И ПРАКТИКИ**

**ЕСТЕСТВЕННЫЕ И  
ТЕХНИЧЕСКИЕ НАУКИ**

**№ 12—2012** (декабрь)

Учредитель журнала  
Общество с ограниченной  
ответственностью  
**«НАУЧНЫЕ ТЕХНОЛОГИИ»**

**Редакционный совет**

**А.В. Царегородцев** — д.т.н., профессор Финансового  
университета при Правительстве РФ

**Ю.Б. Миндлин** — к.э.н., доцент Финансового  
университета при Правительстве РФ

**М.М. Безрукова** — д.б.н., профессор, директор Института  
возрастной физиологии РАО

**Н.Н. Грачев** — профессор Московского государственного  
института электроники и математики (технический  
университет), доктор высшей степени в области  
технических наук (Doctor Habilitatus)

**А.И. Гусева** — д.т.н., профессор Национального  
исследовательского ядерного университета "МИФИ"

**А.Я. Качанов** — д.воен.н., профессор Московского  
государственного университета путей сообщения (МИИТ)

**Е.Ю. Клименко** — д.ф.-м.н., профессор, ОАО  
"Промышленная группа НОВИК"

**С.М. Надежкин** — д.б.н., профессор Всероссийского НИИ  
селекции и семеноводства овощных культур  
Россельхозакадемии

**Б.А. Прудковский** — д.т.н., профессор, эксперт по высшему  
образованию группы компаний "ИНТЕРСЕРТИФИКА"

**С.Э. Саркисов** — д.м.н., профессор Научного центра  
акушерства, гинекологии и перинатологии

**В.В. Сергиевский** — д.х.н., профессор Национального  
исследовательского ядерного университета "МИФИ"

**А.П. Симоненков** — д.м.н., профессор Института хирургии  
им. Вишневского РАМН

Издатель: Общество с ограниченной ответственностью  
**«Научные технологии»**

Адрес редакции и издателя:  
109443, Москва,

Волгоградский пр-т, 116–1–10

Тел./факс: 8(495) 755–1913

E-mail: [redaktor@nauteh-journal.ru](mailto:redaktor@nauteh-journal.ru)

<http://www.nauteh-journal.ru>

<http://www.vipstd.ru/nauteh>

Журнал зарегистрирован Федеральной службой по надзору  
в сфере массовых коммуникаций, связи  
и охраны культурного наследия.

Свидетельство о регистрации  
ПИ № ФС 77–44912 от 04.05.2011 г.

© Современная наука:  
Актуальные проблемы теории и практики



В НОМЕРЕ:

**БИОФИЗИКА**

**СИСТЕМНЫЙ АНАЛИЗ, УПРАВЛЕНИЕ  
И ОБРАБОТКА ИНФОРМАЦИИ  
(ПО ОТРАСЛЯМ)**

**ФАРМАКОЛОГИЯ, КЛИНИЧЕСКАЯ  
ФАРМАКОЛОГИЯ**

**ЭЛЕКТРОТЕХНИЧЕСКИЕ КОМПЛЕКСЫ  
И СИСТЕМЫ**

**ТЕХНОЛОГИИ И СРЕДСТВА  
МЕХАНИЗАЦИИ СЕЛЬСКОГО  
ХОЗЯЙСТВА**

Журнал издается с 2011 года

Редакция:

Главный редактор

**А.В. Царегородцев**  
Выпускающий редактор

**Ю.Б. Миндлин**

Корректор

**Е.В. Михайлова**

Верстка

**Д.М. Замятин**

Подписной индекс издания  
в каталоге агентства "Почта России" — 80016

В течение года можно произвести подписку  
на журнал непосредственно в редакции

Авторы статей  
несут полную ответственность за точность  
приведенных сведений, данных и дат

При перепечатке ссылка на журнал  
«Современная наука: Актуальные проблемы  
теории и практики» обязательна

Журнал отпечатан в типографии

ООО "КОПИ-ПРИНТ"

тел./факс: (495) 973–8296

Подписано в печать 27.02.2013 г.

Формат 84×108 1/16

Печать цифровая

Заказ № 0000

Тираж 2000 экз.

# СОДЕРЖАНИЕ

# CONTENTS

## БИОФИЗИКА

**Е.А. Шамилина, Р.А. Чемалитдинова, А.В. Куяров, Л.А. Сайгушева**

Бактериологическая оценка безопасности мясного сырья и мясopодкyтов, производимых и ввозимых в промышленные районы ХМАО-Югры.  
*E. Shamilina, R. Chemalitdinova, A. Kuyarov, L. Saygusheva* – Bacteriological safety assessment of meat raw materials and manufactured and imported in industrial district Khanty-Mansiysk ..... 3

## СИСТЕМНЫЙ АНАЛИЗ, УПРАВЛЕНИЕ И ОБРАБОТКА ИНФОРМАЦИИ (ПО ОТРАСЛЯМ)

**И.А. Гиря**

Количественная оценка компетентности на основе графовой модели знаний.  
*I. Giry* – Quantitative assessment of competency level using graph-based knowledge model ..... 9

**В.И. Курганский**

Реляционная модель данных как основа для решения логических задач.  
*V. Kurgansky* – The relational data model as a base of logical problems solving ..... 12

**А.В. Варыпаев**

Синтез статистических алгоритмов определения параметров микросейсмических источников по записям малоапертурной группы.  
*A. Varypaev* – Synthesis of statistical algorithms for identifying of micro seismic source parameters using small aperture array observations ..... 21

## ФАРМАКОЛОГИЯ, КЛИНИЧЕСКАЯ ФАРМАКОЛОГИЯ

**К.Х. Саркисян, М.Н. Ивашев, Г.В. Масликова**

Антигипоксический эффект церебролизина.  
*K. Sarkisyan, M. Ivashhev, G. Maslikova* – Antihypoxical effect of cerebrolysin ..... 37

## ЭЛЕКТРОТЕХНИЧЕСКИЕ КОМПЛЕКСЫ И СИСТЕМЫ

**И.Х. Хайруллин, Ф.А. Камалов**

Компьютерное моделирование процесса протекания тока в струе электропроводящей жидкости.  
*I. Khayrullin, F. Kamalov* – Simulation modeling flow of conducting incompressible fluid in cylindrical magnetohydrodynamic channels ..... 40

## ТЕХНОЛОГИИ И СРЕДСТВА МЕХАНИЗАЦИИ СЕЛЬСКОГО ХОЗЯЙСТВА

**А.И. Новиченко, М.Н. Шолохов, И.М. Подхватилин**

К вопросу оценки качества технологического оборудования сервисных предприятий.  
*A. Novichenko, M. Sholohov, I. Podhvatilin* – To the question of the estimation of quality process equipment of the service enterprises ..... 45

## СТАТЬИ ИЗ МОНОГРАФИИ «ИННОВАЦИОННЫЕ И ИНФОРМАЦИОННЫЕ ТЕХНОЛОГИИ В РАЗВИТИИ НАЦИОНАЛЬНОЙ ЭКОНОМИКИ: ТЕОРИЯ И ПРАКТИКА»

**А.И. Богомолов, В.П. Невежин**

Модель появления события в вероятностном мире.  
*A. Bogomolov, V. Nevezhin* – Model event appearance in the world of probability. .... 51

**С.В. Солодухин, И.А. Клопов**

Инновационные технологии моделирования экономической защищенности промышленного предприятия. –  
*S. Solodukhin, I. Klopov* – Innovative technology simulation economic security industrial enterprises. .... 55

**Н.Л. Чернова, О.Ю. Полякова, И.М. Чуйко**

Инновационный подход к организации технического обслуживания и ремонта локомотивов.  
*N. Chernova, O. Polyakova, I. Tchuiko* – Innovative approach to the organization of maintenance and repair of locomotive. .... 62

**А.В. Милов, С.В. Милевский**

Модели координации внутрикорпоративных поставок.  
*A. V. Milov, A. Milevski* – Coordination model of internal corporate supply. .... 66

№ 12-2012 (декабрь)

CONTENTS

# БАКТЕРИОЛОГИЧЕСКАЯ ОЦЕНКА БЕЗОПАСНОСТИ МЯСНОГО СЫРЬЯ И МЯСОПРОДУКТОВ, ПРОИЗВОДИМЫХ И ВВОЗИМЫХ В ПРОМЫШЛЕННЫЕ РАЙОНЫ ХМАО-ЮГРЫ

**Шамина Елена Ивановна,**

зав. химико-токсикологическим отделом Филиала Учреждения  
ХМАО–Югра «Ветеринарная лаборатория» «Сургутская межрайонная ветеринарная лаборатория»

**Чемалитдинова Расима Алимовна,**

зав. диагностическим отделом Филиала Учреждения  
ХМАО–Югра «Ветеринарная лаборатория» «Сургутская межрайонная ветеринарная лаборатория»

**Куяров Александр Васильевич,**

д.м.н., профессор кафедры физиологии медицинского института  
Государственного бюджетного образовательного учреждения высшего профессионального образования  
«Сургутский государственный университет Ханты-Мансийского автономного округа-Югры»  
kujarov@mail.ru

**Сайгушева Лидия Александровна,**

к.м.н., доцент, ведущий научный сотрудник научно-исследовательской лаборатории  
«клиническая и экспериментальная патология» Государственного бюджетного образовательного  
учреждения высшего профессионального образования «Сургутский государственный университет  
Ханты-Мансийского автономного округа-Югры»

**Аннотация.** Излагается вопрос бактериологической оценки безопасности мясного сырья и мясных продуктов, производимых и ввозимых в промышленные районы ХМАО. Установлено, что в регион ежегодно ввозится до 30 % нестандартного по бактериологическому признаку мясного сырья. В пробах местного мясного сырья выявление УПМ и КМАФАнМ значительно меньше, чем в ввозимом мясном сырье. В свинине по сравнению с говядиной наблюдается большее выявление нестандартных проб. Выявление нестандартных проб в мясных продуктах, изготовленных в регионе за исследуемый период, составило от 4,8% до 35,0% и зависело от способа обработки сырья, имея в течение года определенную сезонность. В меньшей степени УПМ выявлялись в вареных и копченых мясопродуктах.

**Ключевые слова:** бактериологическая оценка, мясное сырьё, мясопродукты.

## BACTERIOLOGICAL SAFETY ASSESSMENT MYASOPRODKUTOV MEAT RAW MATERIALS AND MANUFACTURED AND IMPORTED IN INDUSTRIAL DISTRICT KHANTY-MANSIYSK

**Shamilina Elena,**

head. chemical-toxicological department Phi liala Institutions  
Khanty-Mansiysk «Veterinary Laboratory» «Surgut Interregional Veterinary Laboratory»

**Chemalitdinova Rasim,**

head. diagnostic department branch agencies  
Khanty-Mansiysk «Veterinary Laboratory» «Surgut Interregional Veterinary Laboratory»

**Kuyarov Alexander,**

MD, Professor of Physiology, Medical College of the State Budget Institution of Higher Professional Education  
«Surgut State University Khanty-Mansiysk Autonomous Okrug-Yugra»

**Saygusheva Lydia,**

MD, associate professor, senior researcher at the research laboratory «Clinical and Experimental Pathology»  
State Budget Institution of Higher Professional Education  
«Surgut State University, Khanty-Mansiysk Autonomous Okrug-Yugra»

**Abstract.** *Of the question of the bacteriological safety assessment of raw meat and meat products produced and exported to the industrial areas of Khanty-Mansiysk. Found that in the region annually imports up to 30% of non-standard feature on bacteriological meat. In the samples from local raw meat identification and UPM QMAFAnM considerably less than imported meat raw. In the pork over beef to identify if there is a larger sample. Detection of non-standard samples of meat products produced in the region during the study period ranged from 4.8% to 35.0% and depended on the method of processing raw materials, with a particular season during the year. To a lesser extent UPM identified in cooked and smoked meat products.*

**Key words:** *bacteriological evaluation, raw meat, meat products.*

**В**ажной проблемой в пищевой промышленности является обеспечение высокого микробиологического качества пищевых продуктов и их безопасности для здоровья человека. На качество и экологическую безопасность мяса и мясопродуктов оказывают влияние эпизоотическое благополучие территорий, где заготавливают мясо [1, 2], профессиональный уровень ветеринарно-санитарной экспертизы и внедрение научных достижений в практику производства и экспертизы мясных продуктов [3].

Микрофлора тела животного часто является одним из источников загрязнения мяса микроорганизмами, ее количественный и видовой состав может существенно влиять на состав микрофлоры мяса, полученного после уоя животных [4].

С продуктами животного происхождения в организм человека могут попадать не только возбудители инфекционных болезней, но и их токсины, ферменты, продукты метаболизма, которые нередко приводят к местным и общим патологическим процессам как на молекулярном, клеточном, так и на органном уровне. Серьезной проблемой в мясной промышленности остается профилактика сальмонеллезной токсикоинфекции у потребителей [4].

Санитарное качество мяса влияет на качество мясных продуктов. Добавки, используемые при производстве колбасных изделий, могут служить источником санитарно-микробиологического загрязнения мясного сырья [3, 5].

Это обстоятельство послужило основанием для обобщения данных и выполнения исследований по изучению бактериологических характеристик ввозимого и производимого в регионе мясного промышленного сырья.

**Целью работы** явилось изучение бактериологических характеристик ввозимого и производимого в регионе мясного промышленного сырья.

**Материал и методы исследования.** Исследование проведено в бактериологическом от-

деле Сургутского филиала Бюджетного учреждения ХМАО-Югра «Ветеринарная лаборатория и в научно-исследовательской лаборатории «Экология микроорганизмов» ГБОУ ВПО СурГУ ХМАО-Югры.

Для выполнения поставленной задачи использован комплекс бактериологических, серологических и статистических методов.

Исследовалось мясное сырье (говядина и свинина) производимое в регионе, ввозимое в регион и мясопродукты, производимые в регионе из этого сырья в динамике 3 лет по следующим группам мясопродуктов.

1. Говядина импортного производства (ГИ), отечественного (ГО) и местного производства (ГМ).
2. Свинина импортного производства (СИ), отечественного (СО) местного производства (СМ).
3. Мясопродукты (МП), изготавливаемые в регионе.

Материал для исследования отбирался и доставлялся в лабораторию ветврачами подсобных хозяйств, технологами мясоперерабатывающих цехов и инспекторами государственной ветеринарной службы ХМАО-Югры. Исследование местного мясного сырья проводилось из крестьянско-фермерских хозяйств Сургутского и Нефтеюганского районов.

Бактериологические исследования мясного сырья проводились в рамках ветеринарно-санитарного контроля, оценки мясного сырья, доставленного в регион с нарушением оформления документации и правил транспортировки, мясного сырья от животных, выращенных в регионе.

Проведено 672 бактериологических исследований мяса и мясного сырья с определением условно-патогенной микрофлоры (УПМ), количества мезофильных аэробных и факультативных анаэробных микроорганизмов (КМАФАнМ; ГОСТ 10444.15-94), бактерии группы кишечной палочки (БГКП; ГОСТ Р. 50474-93), сальмонелл (ГОСТ Р 50480-93), сульфитредуцирующих клостридий (ГОСТ 29185-91),

*S. aureus* (ГОСТ 10444.2-94), *Listeria mohocitogenes* (МУК 4.2.1122-02).

Результаты собственных исследований и их обсуждение. В результате проведенных исследований установлено (рис 1), что за исследуемый период выявление нестандартных проб по бактериологическим показателям в импортной и отечественной говядине, ввезенной в регион, значительно не отличалось, и составляло 26,8% и 24, 2%, соответственно. Выявление нестандартных проб в говядине местного производства было в 1,6 раза меньше, чем импортного производства, и составляло 16,7% от исследуемых проб.

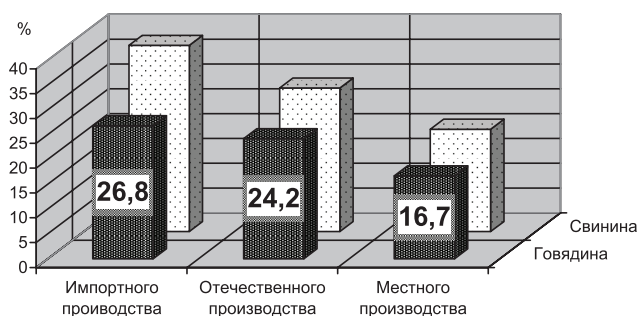


Рис. 1. Частота выявления нестандартной проб говядины и свинины по бактериологическим показателям

Бактериологическое выявление нестандартных проб в говядине импортного производства за исследуемый период достигало максимальных величин до 44,4% исследуемых проб в год. Выявление нестандартных проб в говядине отечественного производства было относительно стабильно и находилось в диапазоне от 18,2% до 27, 3%. В говядине местного производства выявление нестандартных проб было постоянно с меньшей частотой и максимальное значение составило 23,1% исследуемых проб в год.

Выявление бактериологических нестандартных проб в свинине было в 1,2-1,4 чаще, чем в говядине и за исследуемый период составило от 20,6% в свинине местного производства до 37,5% проб в свинине импортного производства. При этом максимальная частота бактериологически нестандартных проб в свинине импортного производства составила 41,2% проб в год. Свинина местного производства контаминирована бактериями в меньшей степени и, в среднем, этот показатель составил 20,6%.

Бактериологическая оценка мясного сырья по показателям количества мезофильных аэробных и факультативно-анаэробных микроорганизмов (КМАФАнМ), бактерий группы кишечной палочки (БГКП), сальмонелл и листерий позволила установить, что за исследуемый период в говядине местного, импортного и отечественного производства сальмонелл и листерий не выявлялось.

Показатели количества мезофильных аэробных и факультативно-анаэробных микроорганизмов в мясном сырье представлены в таблице 1.

Таблица 1

Показатели количества мезофильных аэробных и факультативно-анаэробных микроорганизмов

Наименование продукции	Говядина			Свинина		
	n	абс	%	n	абс	%
Импортного производства	41	5	12,2	40	4	10,0
Отечественного производства	33	2	6,1	38	1	2,6
Местного производства	28	0	0	29	0	0

Из приведенной таблицы 1 следует, что в говядине импортного производства в среднем за исследуемый период наблюдалось повышенное количество мезофильных аэробных и факультативно-анаэробных микроорганизмов (до 12,2% в год). В говядине отечественного производства за весь исследуемый период выявление повышенного количества мезофильных аэробных и факультативно-анаэробных микроорганизмов отмечено в двух пробах мяса (6,1% исследуемых проб). В говядине местного производства показатель КМАФАнМ не превышал допустимые нормы.

В свинине наибольшие показатели КМАФАнМ наблюдались в пробах импортного производства. За исследуемый период в регион поступает 10% проб свинины импортного производства с повышенным показателем КМАФАнМ. В 1 пробе импортной свинины идентифицирована *Listeria mohocitogenes* (свинина импортирована в регион из Вьетнама).

В свинине отечественного производства было выявлено 2,6% проб с повышенным количеством

мезофильных аэробных и факультативно-анаэробных микроорганизмов.

В свинине местного производства проб с повышенным показателем КМАФАнМ не выявлялось.

Бактерии группы кишечной палочки были выделены в единичных случаях только из проб говядины импортного производства.

Показатели выявления нестандартной мясной продукции, изготовленной в регионе из ввозимого сырья, при бактериологическом исследовании представлены в таблице 2.

Из приведенного рисунка 2 следует, что максимальное выявление условно патогенной микрофлоры в пробах полуфабрикатов мясных рубленых наблюдалось в первой половине года. Так, в 2007 и 2008 годах отмечен рост в марте и апреле, а в 2009 году наибольшее число случаев пришлось на июнь, июль и ноябрь, декабрь месяцы.

Показатели выявления УПМ в пробах натуральных мясных полуфабрикатов (суп набор, вырезка, шашлык), представленные на рис 3, свидетельствуют, что в исследуемых пробах полуфабрикатов

Таблица 2

Бактериологическое выявление нестандартной мясной продукции, приготавливаемой в регионе из ввозимого сырья

Год исследования	Полуфабрикаты из говядины и свинины рубленые (фарш, котлеты, пельмени, голубцы)			Полуфабрикаты из говядины или свинины натуральные (суп набор, вырезка, шашлык)			Продукты из мяса (вареные, копченые)		
	n	абс	%	n	абс	%	n	абс	%
2007	76	18	23,9	16	8	50,0	56	5	8,9
2008	40	10	25,0	13	3	23,1	61	1	1,6
2009	49	10	20,4	31	10	32,3	91	4	4,4
Всего	165	38	23,0	60	21	35,0	208	10	4,8

Из приведенной таблицы 2 следует, что при бактериологическом исследовании в мясной продукции, изготовленной в регионе, выявлялись нестандартные пробы. В большей степени отмечено бактериальная контаминация в мясных полуфабрикатах, натуральных и рубленых, по сравнению в продуктами вареными и копчеными. Так, в полуфабрикатах мясных, рубленых наблюдалось выявление нестандартных проб на уровне от 20,4% до 25,0% исследуемых проб, в полуфабрикатах мясных натуральных от 23,1 до 50,0% проб.

В вареных и копченых мясных продуктах выявление нестандартных проб было значительно меньше и в среднем составило 4,8% исследуемых проб.

Выявление нестандартных проб с УПМ по месяцам в мясных рубленых полуфабрикатах (фарш, котлеты, пельмени, голубцы из говядина и свинины), приготавливаемых в регионе, представлены на рис 2.

эти показатели имеют тенденцию, аналогичную их выявлению в пробах полуфабрикатов мясных рубленых, с наибольшими величинами в первой половине года. В 2009 г частота выявления УПМ пришлось на май-июль и ноябрь, декабрь месяцы.

Наиболее часто бактериологическое выявление УПМ в мясных продуктах (вареных, копченых) отмечено с марта по август и максимальное количество таких

Таким образом, при бактериологической оценке безопасности сырья, мясных продуктов производимых и ввозимых в промышленные районы ХМАО установлено, что в регион ежегодно ввозится до 30% нестандартного по бактериологическому признаку мясного сырья. В пробах местного мясного сырья выявление УПМ и КМАФАнМ значительно меньше, чем в ввозимом мясном сырье. В свинине по сравнению с говядиной наблюдается большее выявление нестандартных по бактериологическому признаку проб. Выявление нестандартных проб



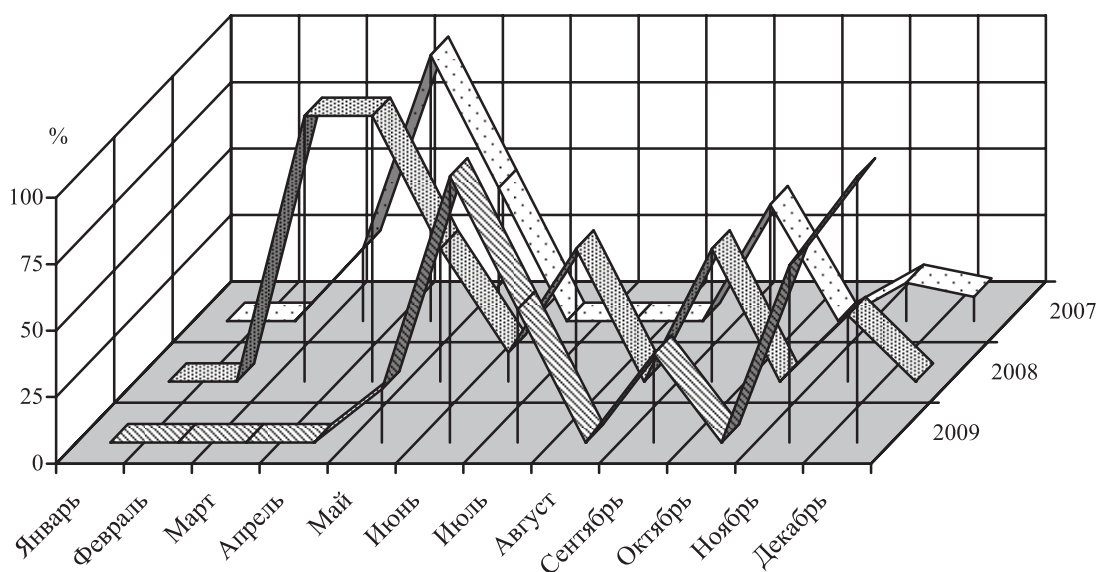


Рис. 2. Выявление проб с УПМ в мясных рубленых полуфабрикатах (фарш, котлеты, пельмени, голубцы из говядины и свинины), изготавливаемых в регионе

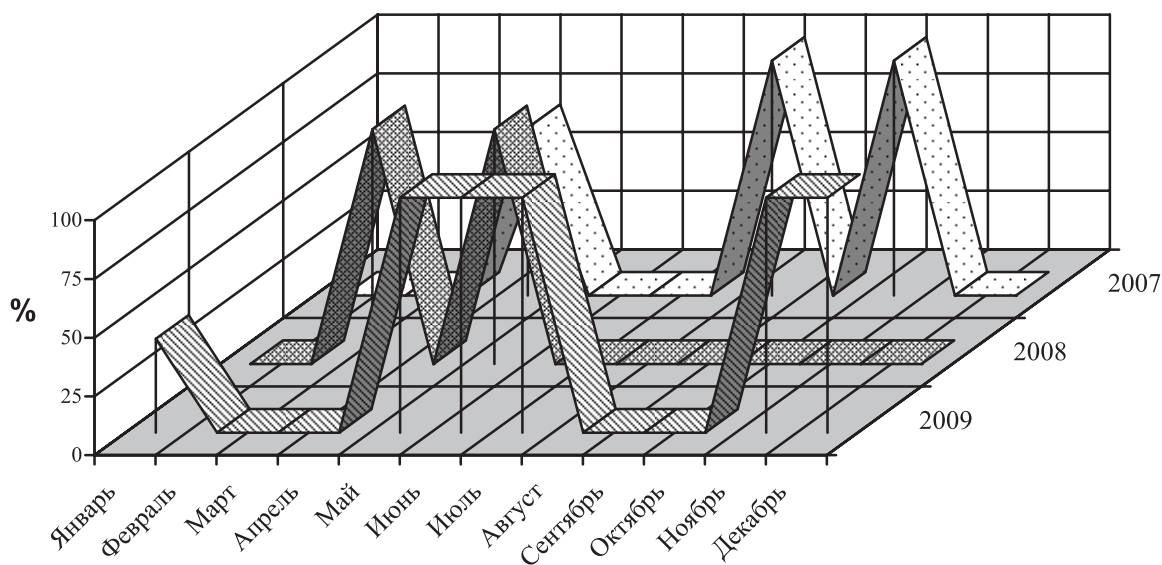


Рис. 3. Бактериологическое выявление УПМ в пробах мясных полуфабрикатов натуральных (суп набор, вырезка, шашлык), изготавливаемых в регионе

в мясных продуктах, изготовленных в регионе за исследуемый период, составило от 4,8% до 35,0% и зависело от способа обработки сырья, имея в те-

чение года определенную сезонность. В меньшей степени УПМ выявлялись в вареных и копченых мясопродуктах.

### Список литературы

1. Абрамян В.В. Ветсанэкспертиза мяса и субпродуктов овец, поражённых гельминтами // Ветеринария. - 2002. - №4. - С.44-45.
2. Иванов А.А., Малиновская М.А., Мясников В.В. Характеристика микробиологических показателей безопасности продовольственного сырья и продуктов питания.-Информационный сборник статистических и аналитических материалов. - М., Федеральный центр Госсанэпиднадзора. - 2004.-17 с.
3. Кожаева Д.К. Разработка оптимальной схемы выделения листерий из мясопродуктов // Вопросы микробиологии, эпизоотологии и ветеринарно-санитарной экспертизы: Сб. научн. работ. - Ульяновск, УГСХА, 2000. - С. 28-31.
4. Мамлеева Д.А. Совершенствование Госветнадзора за качеством и безопасностью продуктов животного происхождения. //Автореф. дисс. ... канд. вет. наук. - Санкт-Петербург, 2000. - 20 с.



## КОЛИЧЕСТВЕННАЯ ОЦЕНКА КОМПЕТЕНТНОСТИ НА ОСНОВЕ ГРАФОВОЙ МОДЕЛИ ЗНАНИЙ

**Гиря Иван Александрович,**  
аспирант НИЯУ МИФИ  
ivan.girya@gmail.com

**Аннотация.** *Описан метод определения компетентности сотрудника организации, использующий данные из модели знаний. Модель знаний строится в виде графа, где узлы соответствуют ключевым понятиям, инструментам, методам, используемым в деятельности организации. Наличие у сотрудника некоторой компетентности определяется как сочетание требуемого уровня знаний по группе узлов графа, соответствующей заданной компетенции (определяется на основе интегрального тестирования) и необходимого уровня навыков по применению этих знаний в работе.*

**Ключевые слова:** оценка компетентности, модель компетенций, модель знаний.

## QUANTITATIVE ASSESSMENT OF COMPETENCY LEVEL USING GRAPH-BASED KNOWLEDGE MODEL

**Ivan Girya,**  
postgraduate student.  
National research nuclear university "MEPhI"

**Abstract.** *The paper is devoted to the description of one method of competence assessment based on knowledge model. This model is graph-based where each node presents a concept, tool or process used in company's everyday work. Employee's competence is described as a combination of two components: 1) knowledge expressed via knowledge of concepts on the graph and 2) skills of using these concepts in real-life tasks.*

**Keywords:** competence assessment, competence model, knowledge model.

Согласно Федеральному стандарту высшего профессионального образования, «Компетенция есть способность применять знания, умения и личностные качества для успешной деятельности в определенной области» [1]. Если не затрагивать формализацию личностных качеств специалиста, то задачу оценки компетентности сотрудника организации можно рассматривать, в первую очередь, как задачу совместной оценки его знаний и умений. Для решения этой задачи необходима разработка внутрифирменной модели компетенций, которая сочетала бы в себе модель знаний и модель умений.

В работе [2] описан метод организации модели знаний на основе понятийного графа и переход к описанию профессиональной компетенции на основе созданной модели.

Узлы понятийного графа («понятия») соответствуют объектам предметной области, к которой относится сфера деятельности организации, составляя, таким образом «знаниевую» часть модели компетенций. Различные варианты совместного

применения этих объектов (сценарии), в свою очередь, соответствуют типовым профессиональным навыкам и умениям, формируя «деятельностную» часть модели компетенций.

Задача количественной оценки компетентности состоит в разработке метода оценки знаний по узлам понятийного графа, оценки навыков их применения и совмещении этих двух оценок в итоговую оценку компетентности.

Организация модели знаний в виде понятийного графа позволяет получить интегральную оценку уровня владения ключевыми объектами модели компетенций, которые представлены узлами графа. Интегральная оценка складывается из базовой оценки и дополнительной, учитывающей оценки понятий связанных с рассматриваемым [3].

Опишем процедуру вычисления интегральной оценки.

Составим базу тестовых вопросов, относящихся к объекту знаний  $X_i$ . На понятийном графе при этом имеется узел, соответствующий этому объекту знаний. Совокупность узлов, непосредственно связан-

ных с  $X_i$ , включая и сам этот узел, обозначим как  $\{X_i\}$ . Положим, что количество узлов в  $\{X_i\}$  равно  $n_i$ .

Базовая оценка уровня знаний понятия  $X_i$  определяется по формуле:

$$E_i = \frac{r_i}{q_i}. \quad (1)$$

Здесь  $q_i$  — число вопросов в тесте, которые связаны с понятием  $X_i$ ,  $r_i$  — число правильных ответов на вопросы  $q_i$ .

Выведем формулу оценки знаний по понятию  $X_i$ , которая учитывала бы значения связанных понятий, т.е. формулу интегральной оценки. Для этого используем базовую оценку знаний по понятию  $X_i$  и оценку знаний по связанным понятиям с учетом их ранга, то есть значимости в определении понятия  $X_i$  (ранг «1» соответствует наименьшему значению).

Развивая идею работы [3], опишем метод интегральной оценки уровня знаний понятия  $X_i$ . Предлагаемая формула интегральной оценки  $E'$  знаний по понятию  $X_i$  имеет следующий вид:

$$E'(x_i) = \frac{E(x_i) \cdot R_{x_i} + \sum_{j=1}^h E(p_j) \cdot R(p_j)}{\sum_{j=1}^k R(p_j) + R_{x_i}}, \quad (1)$$

где  $E(x_i)$  — базовая оценка;  $h$  — количество связанных понятий для  $X_i$ ;  $E(p_j)$  — базовая оценка знаний связанного понятия  $p_j$  с рангом  $R(p_j)$ ;  $R_{x_i}$  — собственный ранг понятия  $X_i$ , определяющийся как  $R_{max} + 1$  ( $R_{max}$  — максимальное из значений рангов связанных понятий).

Выбор метода оценки навыков сотрудника является темой для отдельного обсуждения. Отметим, что для оценки навыков могут использоваться различные методы: экспертное оценивание, имитационные тесты, системы отслеживания ошибок и проч. Предположим, что таковой метод был выбран и нам доступна выраженная количественно оценка навыков сотрудников по оценкам модели компетенций.

Далее рассмотрим в качестве примера два возможных варианта совмещения интегральных оценок уровня знания с оценками навыков для получения количественной оценки владения компетенцией.

#### Метод средневзвешенной оценки

В случае, если известны весовые коэффициенты различных объектов модели компетенций, средне-

взвешенная оценка является самым простым и достаточно эффективным способом получения оценки компетентности и представляется выражением:

$$u^k = \frac{\sum_{j=1}^N w_j^k x_j}{\sum_{j=1}^N w_j^k},$$

где  $w_j^k$  — вес объекта  $x_j$  в компетенции  $k$ .

#### Метод нечеткой классификации

Рассматривая компетенции из области деятельности организации как классы, задачу оценки компетентности можно рассматривать как задачу нечеткой классификации. Нечеткая классификация позволяет говорить о степени принадлежности к какому-либо классу, рассматривая ее в интервале от 0 до 1 (или от 0% до 100%). При этом уровень владения компетенцией совпадает со степенью принадлежности к соответствующему классу.

В зависимости от особенностей организации и набора ее компетенций, можно применить различные методы классификации (такие, как метод FCM-кластеризации Бездека). В работе [4] предложен метод определения функций нечеткой принадлежности, эффективный для задач классификации при перекрывающихся классах. Данный метод хорошо подходит для решения рассматриваемой задачи, т.к. в используемой модели компетенции могут пересекаться (например, один узел понятийного графа относится сразу к нескольким компетенциям). Метод предполагает нахождение степени принадлежности  $u(k)$  к классу  $k$  через решение системы рекуррентных уравнений:

$$\begin{cases} u_j(k+1) = \frac{\mu_j(k)(1+\alpha) - (1-\alpha) \|x(k+1) - c_j\|^2}{2\alpha (\|x(k+1) - c_j\|^2 + \mu_j(k))}, \\ \mu_j(k+1) = \frac{\sum_{p=1}^{k+1} (\alpha u_j^2(p) + (1-\alpha) u_j(p)) \|x(p) - c_j\|^2}{\sum_{p=1}^{k+1} (\alpha u_j^2(p) + (1-\alpha) u_j(p))}. \end{cases}$$

Здесь  $\|x(k+1) - c_j\|^2$  — расстояние компетентности сотрудника  $k+1$  до центроида  $c_j$ , соответствующего степени владения компетенцией  $j$ , равной единице. Принадлежность к каждому из классов является функцией от:

1. расстояния до центра соответствующего класса  $\|x(k+1) - c_j\|^2$ ,

2. параметра размытости границ классов  $\mu_j(k)$ ,
3. настроенного параметра  $\alpha$ .

При этом  $\|x(k+1) - c_j\|^2$  и  $\mu_j(k)$  выступают в противовесе, а  $\alpha$  определяет их баланс.

Сравнивая два рассмотренных математических метода количественной оценки компетентности, отметим следующие рекомендации по их применению:

*Усредненная оценка.* Ввиду простоты реализации и поддержки, подходит небольшим и средним организациям, не готовым выделять значитель-

ные ресурсы на сопровождение системы оценки компетентности.

*Нечеткая классификация.* За счет адаптивности алгоритма, а также его итерационного характера, достигается повышение точности в оценке компетентности сотрудника с учетом оценок для других сотрудников. Однако ввиду того, что реализация и сопровождение системы, построенной на данном алгоритме, является трудоемкой, отметим, что подобный метод подходит для крупных компаний, для которых внедрение системы оценки компетентности является приоритетной задачей и сопровождается выделением значительных человеческих, временных и финансовых ресурсов.

### Список литературы

1. Федеральный государственный образовательный стандарт высшего профессионального образования для подготовки магистров по направлению 220700 — «Автоматизация технологических процессов и производств», утвержденный приказом Министерства образования и науки Российской Федерации от 27 декабря 2009 года №763.
2. Гиря, И.А. Понятийный граф как основа ведения модели знаний. — Наука и образование: электронное научно-техническое издание МГТУ им. Баумана. — 2011, №5.
3. Сидоркина, И. Г. Моделирование подсистемы навигации в системах обучения стандарта Scorm / И. Г. Сидоркина, А. Е. Рыбаков // Программные продукты и системы. — 2009. — №1. — С.11—15.
4. Bodyanskiy Ye., Kolchygin B., Pliss I. Adaptive neuro-fuzzy Kohonen network with variable fuzzifier // Information Theories and Applications. Vol. 18, Number 3, 2011.

## РЕЛЯЦИОННАЯ МОДЕЛЬ ДАННЫХ КАК ОСНОВА ДЛЯ РЕШЕНИЯ ЛОГИЧЕСКИХ ЗАДАЧ

**Курганский Виктор Иванович,**

к.ф.-м.н., доцент,

ФГБОУ ВПО Иркутский государственный университет

kg@irk.ru

**Аннотация.** Разработан реляционный метод диалогового решения логических задач. Доказано, что дедуктивная мощность метода не уступает классическим техникам логического вывода.

**Ключевые слова:** Реляционная гипотеза, реляционное исчисление высказываний, реляционная модель данных, секвенция, теоремы Кодда.

## THE RELATIONAL DATA MODEL AS A BASE OF LOGICAL PROBLEMS SOLVING

**V. Kurgansky,**

postgraduate student.

National research nuclear university "MEPhI"

**Abstract.** The relational method for dialog solving logical problems is developed. The power of the deductive method is not inferior to the classical techniques of logical inference is proved.

**Keywords:** relational hypothesis, relational calculus proposition, relational data model, sequence, Codd's theorems.

### Введение

Реляционная модель данных (РМД) разработана Э.Коддом в начале 70-х прошлого столетия. Реляционная алгебра [1, 2] с незначительными модификациями дошла до наших дней в виде семейства языков реляционных запросов SQL [3].

Наиболее известной попыткой применения РМД для решения логических задач является проект DATALOG [4]. Основные решения проекта представляют собой синтез возможностей РМД по хранению и манипулированию данными и методов автоматического доказательства теорем. В работе [5] отмечено, что выполнение реляционного запроса есть акт логического вывода. В целом же эта работа посвящена исследованию выразительной мощности ряда логик в сравнении с языком реляционных запросов SQL.

В настоящей работе исследуется гипотеза о том, что РМД является основой универсальных инструментов диалогового решения логических задач [6]. Один из центральных тезисов гипотезы

– возможность представления формул и секвенций в виде реляционных таблиц. Предполагается, что это представление в большей мере ориентировано на человека по сравнению с их традиционным текстовым представлением.

Тезис о представлении логических формул матрицами составляет одно из центральных положений алгебры кортежей [7]. Предлагаемый в настоящей работе подход представляется более предпочтительным в силу более высокой технологической развитости РМД и устоявшихся традиций ее применения.

При оценке тезиса о возможности решения логических задач применением штатных механизмов и средств РМД особую важность приобретает вопрос о дедуктивной мощности РМД в сравнении с классическими подходами к решению логических задач. Для ответа на этот вопрос (см. п.2) в п. 1 построено реляционное исчисление высказываний (РИВ). РИВ является адаптацией классического исчисления высказываний [8], учитывающей особенности организации и обработки данных в РМД.

В п. 3 рассматриваются примеры реляционного решения нескольких логических задач.

### 1. Реляционное исчисление высказываний

РИВ представляет собой адаптацию классического исчисления высказываний к особенностям РМД. Эти особенности заключаются в том, что все обрабатываемые данные в РМД организованы в таблицы (отношения). Графы таблиц именованы и называются полями. Поля типизированы. Значения полей при обработке считаются неразложимыми. Таблица рассматривается как множество комплектов значений полей. На рис.1 приведен пример двух отношений (реляционных таблиц)  $T1$  и  $T2$  с полями  $F1, F2, FG$  и  $F3, F4$  соответственно.

Основное действие в РМД заключается в построении таблицы  $T_0$  из таблиц  $T_1, \dots, T_n$ . Правила построения задаются алгебраическим выражением (реляционным термом). В этом выражении кроме операций реляционной алгебры и реляционных таблиц могут использоваться формулы РИВ, задаваться правила вычислительной обработки полей входных таблиц (полевые термы) и правила формирования строк новой таблицы из вычисленных значений.

$$T1 = \begin{array}{|c|c|c|} \hline F1 & F2 & FG \\ \hline 1 & 2 & G1 \\ \hline 3 & 4 & G2 \\ \hline 7 & 8 & G2 \\ \hline \end{array} \quad T2 = \begin{array}{|c|c|} \hline F3 & F4 \\ \hline 1 & 2 \\ \hline 3 & 4 \\ \hline \end{array}$$

Рис. 1. Реляционные таблицы  $T1$  и  $T2$  с полями  $F1, F2, FG, F3$  и  $F4$

Язык РИВ должен обеспечивать описание следующих объектов: полевых термов, формул, реляционных термов, а также аксиом, секвенций и вывода теорем из заданного набора аксиом.

Рассмотрим эти объекты более подробно и формально.

**Индуктивное определение полевого терма.** *Базис индукции.* Поле и постоянное значение полевого терма – это полевой терм.

*Индуктивный переход.* Если  $f$  –  $n$ -местный полевой функциональный символ, а  $t_1, \dots, t_n$  – полевые термы, то  $f(t_1, \dots, t_n)$  – полевой терм. В соответствии с особенностями SQL [3] для одноместных функциональных символов будем использовать

бесскобочную префиксную форму записи (например,  $-t$ ), а для бинарных функциональных символов – традиционную инфиксную форму (например,  $a + b$ ). Набор полевых функциональных символов фиксирован.

Других полевых термов нет.

**Индуктивное определение формулы.** *Базис индукции.* Если  $\theta$  –  $n$ -местный предикатный символ, а  $\dots$  – полевые термы, то  $\theta(t_1, \dots, t_n)$  – формула. Как и выше, для двуместных предикатных символов будем использовать традиционную инфиксную форму записи, например  $a < b$ .

*Индуктивный переход.* Если  $F_1$  и  $F_2$  – формулы, то  $\text{Not } F_1, F_1 \text{ And } F_2, F_1 \text{ Or } F_2, F_1 \text{ Imp } F_2, F_1 \text{ Eqv } F_2$  – формулы<sup>1</sup>.

Других формул нет.

Так как реляционные термы при решении логических задач рассматриваются как формулы, то одновременно с определением реляционного терма будем строить его представление в виде формулы.

Рассмотрим представление реляционной таблицы формулой.

Пусть  $T = \begin{pmatrix} \alpha_1^1, \dots, \alpha_1^k \\ \dots \\ \alpha_n^1, \dots, \alpha_n^k \end{pmatrix}$  – реляционная таблица

с полями  $f_1, \dots, f_k$ .

Формулу  $H(T) = \bigvee_{i=1}^n (\bigwedge_{j=1}^k f_j = \alpha_i^j)$  будем считать формульным представлением реляционной таблицы  $T$ . Отметим, что формула  $H(T)$  – индикатор принадлежности комплекта значений  $\langle \beta_1, \dots, \beta_k \rangle$  множеству строк таблицы  $T$ . Формулы такого вида назовем дизъюнктивной нормальной формой с равенствами (ДНФР).

**Индуктивное определение реляционного терма и его представление в виде формулы.** *Базис индукции.* Реляционная таблица  $T$  – это реляционный терм, а  $H(T)$  – его представление в виде формулы. *Индуктивный переход.*

Пусть  $Q_1$  – реляционный терм,  $H(Q_1)$  – его представление в виде формулы,  $e_1, \dots, e_k$  – комплект полевых термов, а  $f_1, \dots, f_k$  – комплект полей. Тогда  $Q_1[e_1 f_1, \dots, e_k f_k]$ <sup>2</sup> – реляционный терм, а

<sup>1</sup> Символы Not, And, Or, Imp, Eqv обозначают логические связки  $\neg, \wedge, \vee, \rightarrow, \equiv$

<sup>2</sup> Реляционная операция проецирования имеет два аргумента – входную реляционную таблицу и кортеж, составленный



$H(Q_1) \text{ And } f_1 = e_1 \text{ And } \dots \text{ And } f_k = e_k$  – его представление в виде формулы.

Пусть  $Q_1$  и  $Q_2$  – реляционные термы, а  $H(Q_1)$  и  $H(Q_2)$  их представления в виде формул. Тогда  $Q_1 \cup Q_2$ ,  $Q_1 \setminus Q_2$ ,  $Q_1 \cap Q_2$ <sup>3</sup>,  $Q_1 \times Q_2$ <sup>4</sup> – также реляционные термы, а формулы  $H(Q_1) \text{ Or } H(Q_2)$ ,  $H(Q_1) \text{ And Not } H(Q_2)$ ,  $H(Q_1) \text{ And } H(Q_2)$ ,  $H(Q_1) \text{ And } H(Q_2)$  – их представления в виде формул.

Пусть  $Q_1$  – реляционный терм,  $H(Q_1)$  – его представление в виде формулы, а  $F$  – формула, тогда  $Q_1 [F]$ <sup>5</sup> – реляционный терм, а  $H(Q_1) \text{ And } F$  – его представление в виде формулы.

Других реляционных термов нет.

**Понятия аксиомы, секвенции, теоремы и вывода в РИВ** совпадают с аналогичными понятиями классического исчисления высказываний [8].

из пар  $\langle \text{полевой\_терм\_имя\_поля} \rangle$ . Имя поля указывает на поле новой таблицы, которая будет вычислена операцией проецирования. Выполнение операции заключается в построении из каждого кортежа входной таблицы (или группы кортежей) одного кортежа выходной таблицы. В кортежи выходной таблицы включаются значения только тех полей, которые заданы параметром операции проецирования. Значения этих полей строятся вычислением полевых термов, предшествующих именам полей. Для таблиц на рис. 1  $T2 = T1[Count(F1;FG) \ F3, \ Min(F2;FG) \ F4]$ , где  $FG$  – поле группировки.

<sup>3</sup> Реляционные *теоретико-множественные операции* для таблиц, составленных из однотипных кортежей, задаются традиционным образом. Например, для реляционных таблиц  $T1, T2$  на рис. 1

$$T1[F1 \ F3, F2 \ F4] \cup T2 = T1[F1 \ F3, F2 \ F4],$$

$$T1[F1 \ F3, F2 \ F4] \cap T2 = T2, \text{ а}$$

$$T2 \setminus T1[F1 \ F3, F2 \ F4] = \emptyset.$$

<sup>4</sup> Каждый кортеж реляционной таблицы  $T = T_1 \times T_2$  – это пара кортежей, выбранных из таблиц  $T_1$  и  $T_2$ .

<sup>5</sup> Реляционная операция *ограничения* имеет два аргумента – входную реляционную таблицу и формулу. Выполнение этой операции сводится к построению новой реляционной таблицы. Все кортежи этой таблицы принадлежат входной таблице, а значения их полей доставляют формуле значение *True*. Например,  $T1[F1 = F2] = \emptyset$ , где  $T_1$  – входная таблица, а  $F1 = F2$  – формула.

## 2. Дедуктивные свойства реляционной модели данных

Рассмотрим формулу РИВ  $F(f_1, \dots, f_k)$ , где  $f_1, \dots, f_k$  – поля, от которых зависит формула. Выделим в этой формуле атомарные формулы  $A_1, \dots, A_j$ , построенные из предикатных символов и полевых термов в соответствии с пунктом базиса индукции индуктивного определения формулы. Обозначим  $D_1, \dots, D_k$  домены, из которых выбираются значения полей  $f_1, \dots, f_k$ .

*Определение 1.* Интерпретацию  $I(F, \Delta): F \rightarrow \Delta$  формулы  $F(f_1, \dots, f_k)$  во множество  $\Delta: D_1 \times \dots \times D_k$  зададим как результат выполнения реляционного терма  $(D_1 \times \dots \times D_k)[F]$ . Интерпретацию  $I(F, \Delta)$  назовем невырожденной, если ни один из доменов  $D_1, \dots, D_k$  не пуст и таблица, порожденная выполнением реляционного терма  $T_i: (D_1 \times \dots \times D_k)[A_i]$ , не пуста для любой из атомарных формул  $A_1, \dots, A_j$ .

*Предложение 1.* Для всякой формулы РИВ  $F(f_1, \dots, f_k)$  и ее невырожденной интерпретации  $I(F, \Delta)$  существует эквивалентная ей формула РИВ в виде ДНФР.

*Доказательство.* Построим и выполним реляционный терм  $(D_1 \times \dots \times D_k)[F]$ . Обозначим порожденную в результате его выполнения таблицу  $T$  и построим ее ДНФР  $H(T)$ . Построим для каждой из таблиц  $T_1, \dots, T_j$  ДНФР  $H(T_1), \dots, H(T_j)$ . В силу того, что интерпретация  $I(F, \Delta)$  не вырождена, ни одна из формул  $H(T_1), \dots, H(T_j)$  непротиворечива. По построению  $A_1 \equiv H(T_1), \dots, A_j \equiv H(T_j)$ . Заменяем в формуле  $F$  каждую из атомарных формул  $A_1, \dots, A_j$  ее ДНФР. Преобразуем новую формулу к ДНФ. Обозначим ее  $D_F$ . Формулы  $F(f_1, \dots, f_k)$  и  $D_F$  эквивалентны. По определению реляционной операции ограничения и построению ДНФР формулы РИВ  $H(T)$  имеет место соотношение  $D_F \equiv H(T)$ .

*Следствие.* Для всякого реляционного терма  $Q$  и порожденной его выполнением реляционной таблицы  $T$  имеет место соотношение  $H(Q) \equiv H(T)$ .

Таким образом, секвенции вида  $H(Q) \mapsto H(T)$  доказуемы. Такие секвенции названы *теоремами Кодда*.

Оценим теперь дедуктивную мощьность реляционной модели данных. Пусть  $\Phi_1, \dots, \Phi_n \mapsto \Phi_0$  – доказуемая секвенция РИВ,  $Q$  – реляционный терм, а  $T$  – порожденная его выполнением реляционная таблица.



*Определение 2.* Секвенция  $H(Q) \mapsto H(T)$  мажорирует секвенцию  $\Phi_1, \dots, \Phi_n \mapsto \Phi_0$ , если имеет место теорема  $\Phi_1, \dots, \Phi_n \mapsto H(Q)$  и  $H(T) \equiv \Phi_0$ .

*Предложение 2.* Для всякой доказуемой секвенции  $S$  РИВ, имеющей невырожденную интерпретацию, существует мажорирующая ее теорема Кодда.

*Доказательство.* Выполним индуктивно по длине последовательности вывода секвенции  $S: \Phi_1, \dots, \Phi_n \mapsto \Phi_0$ . Под последовательностью вывода понимается последовательность секвенций  $S_0, \dots, S_i, \dots, S$  такая, что всякий ее элемент  $S_i$  – либо аксиома, либо теорема, полученная из элементов  $S_0, \dots, S_{i-1}$  применением одного из 12 правил вывода РИВ.

*Базис индукции.* Для всякой аксиомы вида  $F(f_1, \dots, f_k) \mapsto F(f_1, \dots, f_k)$  построим реляционный терм  $Q: (D_1 \times \dots \times D_k)[F]$ . Секвенция  $H(Q) \mapsto H(T)$ , где  $T$  – реляционная таблица, порожденная выполнением  $Q$ , мажорирует аксиому  $F(f_1, \dots, f_k) \mapsto F(f_1, \dots, f_k)$ .

*Индуктивный переход.* Каждое из правил вывода РИВ представляет собой комплект секвенций  $\frac{S_1^R, \dots, S_m^R}{S_i}$ . Покажем, что для секвенции  $S_i$ , доказанной применением данного правила вывода, существует мажорирующая ее теорема Кодда  $T_0$  при условии, что существуют мажоранты  $T_1, \dots, T_m$  как для секвенций  $S_1^R, \dots, S_m^R$ , так и для всех теорем, доказанных до момента осуществления данного шага вывода.

Рассмотрим правило включения конъюнкции  $\frac{\Gamma \mapsto \Phi; \Gamma \mapsto \Psi}{\Gamma \mapsto \Phi \text{ And } \Psi}$ . Обозначим через  $H(Q_1)$  и  $H(Q_2)$  посылки мажорант первой и второй секвенций правила. Мажоранты имеют вид  $H(Q_1) \mapsto \Phi$  и  $H(Q_2) \mapsto \Psi$ . Посылку мажоранты доказанной секвенции составит одна из формул  $H(Q_1 \cap Q_2)$  или  $H(Q_1 \times Q_2)$ , где  $\cap$  – реляционная операция пересечения, а  $\times$  – реляционное декартово произведение. Выбор одной из этих реляционных операций определяется совпадением или не совпадением состава полей реляционных таблиц, порождаемых термами  $Q_1$  и  $Q_2$ . Мажоранта доказанной секвенции имеет вид  $H(Q_1 \cap Q_2) \mapsto \Phi \text{ And } \Psi$  или  $H(Q_1 \times Q_2) \mapsto \Phi \text{ And } \Psi$ .

Аналогичным образом доказывается существование мажорант для секвенций, выводимых применением других правил вывода РИВ [8, с.26].

Рассмотрим теперь условия, при которых выводы, полученные рассуждениями на примерах реляционных таблиц, могут быть распространены на общий случай.

Обратимся к примеру. Выполнение реляционного терма  $T1[F1 \ F3, F2 \ F4] \cup T2$ , где  $T1, T2$  – реляционные таблицы на рис. 1, приведет к порождению реляционной таблицы  $T3$ . Причем  $H(T1[F1 \ F3, F2 \ F4]) \equiv H(T3)$ .

Возникает вопрос: справедливо ли это соотношение в общем случае, или оно имеет место для данного примера и некоторых других примеров таблиц  $T1, T2$ .

В теореме Венна сформулированы условия, при которых выводы о булевых равенствах, полученные рассуждениями на примерах, могут быть распространены на общий случай. Приведем ее [9, 10].

*Определение.* Составляющие системы множеств  $\{X_1, \dots, X_n\}$  задаются следующим индуктивным определением. *Базис.* Составляющие  $\{X_1\}$  суть  $X_1$  и  $\neg X_1$ . *Шаг.* Если  $S$  – составляющая  $\{X_1, \dots, X_{n-1}\}$ , то  $S \cap X_n$  и  $S \cap \neg X_n$  – составляющие  $\{X_1, \dots, X_n\}$ .

Система множеств *независима*, если все её составляющие не пусты.

*Теорема Венна* [9,10]. Если булево равенство выполнено для некоторой независимой системы множеств, то оно выполнено для любой системы множеств.

Приведем алгоритм построения для заданного реляционного терма системы множеств, независимость которой является основанием обобщения результатов решения логической задачи, полученного выполнением указанного терма. Назовем эту систему множеств дедуктивной характеристикой (ДХ) реляционного терма.

Рассмотрим реляционный терм  $Q(T_1, \dots, T_n; \Phi_1, \dots, \Phi_m)$ , где  $T_1, \dots, T_n$  – реляционные таблицы, а  $\Phi_1, \dots, \Phi_m$  – формулы РИВ. Обозначим  $\Delta: D_1 \times \dots \times D_k$  область интерпретации представления терма  $Q$  формулой РИВ  $H(Q)$ . Введем понятие параметра реляционного терма. Под параметром  $\pi$  будем понимать формулу РИВ, применением которой в составе реляционного терма  $\Delta[\pi]$  будет пос-

троено одно из множеств ДХ реляционного терма. Выделим все параметры реляционного терма  $Q$ :

1. Если  $m = 0$  то параметрами реляционного терма являются формулы  $H(T_1), \dots, H(T_n)$ .
2. Если  $m > 0$ , то для формул  $\Phi_1, \dots, \Phi_m$  строится множество всех атомарных формул  $A = \{A_1, \dots, A_k\}$ , имеющих в хотя бы одной из формул  $\Phi_1, \dots, \Phi_m$ . Если во множестве  $A = \{A_1, \dots, A_k\}$  имеются пары формул  $A_i, A_j$  такие, что  $A_i \equiv \neg A_j, i \neq j$ , то одну из таких формул  $A_i$  или  $A_j$  из множества  $A$  исключим. Элементы множества  $A$  будем считать параметрами терма  $Q$ .
3. Проверим доказуемость секвенций  $\pi \mapsto H(T_i), i = 1, \dots, n$ . Формулу  $H(T_i)$  будем считать параметром терма  $Q$ , если не существует параметра  $\pi \in A$  такого, что секвенция  $\pi \mapsto H(T_i)$  – теорема.

Множества построенной таким образом системы являются подмножествами строк реляционной таблицы  $\Delta$ .

Распространим понятие ДХ с отдельного реляционного терма  $Q_i$  на их комплект  $\Omega = \{Q_1, \dots, Q_n\}$ .

Зададим  $\Delta: D_1 \times \dots \times D_k$  общую область интерпретации для представления каждой из формул  $H(Q_1), \dots, H(Q_n)$ . Домены  $D_1 \times \dots \times D_k$  – множества возможных значений полей, от которых зависят интерпретируемые формулы.

Обозначим  $\Pi(\Omega), \Pi(Q_1), \dots, \Pi(Q_n)$  – множества параметров комплекта реляционных термов  $\Omega$  и реляционных термов  $Q_1, \dots, Q_n$ . Положим  $\Pi(\Omega) = \Pi(Q_1) \cup \dots \cup \Pi(Q_n)$ .

ДХ комплекта реляционных термов  $\Omega$  составляют подмножества строк реляционной таблицы  $\Delta$ , полученные выполнением реляционных термов вида  $\Delta[\pi]$ , для всех  $\pi \in \Pi(\Omega)$ .

В приведенном выше примере тождество  $H(T1[F1 F3, F2 F4]) \equiv H(T3)$  в общем случае не справедливо, так как ДХ комплекта из двух реляционных термов  $H(T1[F1 F3, F2 F4])$  и  $T1[F1 F3, F2 F4] \cup T2$  не удовлетворяет требованию независимости.

ДХ реляционных термов могут использоваться при решении логических задач, связанных с доказательством секвенций РИВ вида  $H(Q_1), \dots, H(Q_n) \mapsto H(Q_0)$ , где  $Q_1, \dots, Q_n, Q_0$  – реляционные термы. Назовем такие секвенции реляционными гипотезами. Доказательство гипотез может быть осуществлено непосредственной

проверкой теоретико-множественного соотношения о доказуемости секвенции в данной теоретико-множественной интерпретации [8, с. 43-44], построением ДХ комплекта реляционных термов  $Q_1, \dots, Q_n, Q_0$  с последующим контролем ее независимости.

Упомянутое теоретико-множественное соотношение о доказуемости секвенции в данной теоретико-множественной интерпретации в наших обозначениях имеет следующий вид:  $I(H(Q_1)) \cap \dots \cap I(H(Q_n)) \subseteq I(H(Q_0))$ .

### 3. Примеры реляционного решения логических задач

Логические задачи могут быть решены построением и выполнением реляционных термов, если их условия представимы в виде реляционных таблиц и реляционных термов. Результаты решения таких задач могут быть извлечены из реляционных таблиц, полученных выполнением реляционных термов, либо диагностированием доказуемости или недоказуемости реляционных гипотез.

Рассмотрим пример решения одной из задач с помощью экспериментального образца информационно-логической среды (ИЛС) для реляционного решения логических задач.

Задача об узнике [7]:

- Узнику был предложен выбор из трех комнат, в одной из которых находилась принцесса, в другой тигр, а третья была пуста.
- Надпись на двери комнаты, где находилась принцесса, была истинной, на двери комнаты, где находился тигр – ложной, а надпись на двери пустой комнаты могла быть истинной или ложной.
- Надписи были такими: комната 1 – «Комната 3 пуста»; комната 2 – «Тигр сидит в комнате 1»; комната 3 – «Эта комната пуста».

Создадим три реляционные таблицы K1, K2 и K3, каждая из которых содержит одно строковое поле – K1, K2 и K3 соответственно и три строки. Значения полей – цепочки символов «Принцесса», «Пусто» и «Тигр» (рис.2).

Запишем часть условий задачи в виде формул РИВ: Так, условия в виде подсказок на дверях комнат имеют вид:

- ПК1:  $(K1\_K1 = \text{ПРИНЦЕССА} \text{ IMP } K3\_K3 = \text{ПУСТО}) \text{ AND } (K1\_K1 = \text{ТИГР} \text{ IMP } K3\_K3 \langle \text{>} \text{ ПУСТО}) \text{ AND } (K1\_K1 = \text{ПУСТО} \text{ IMP } \text{true})$

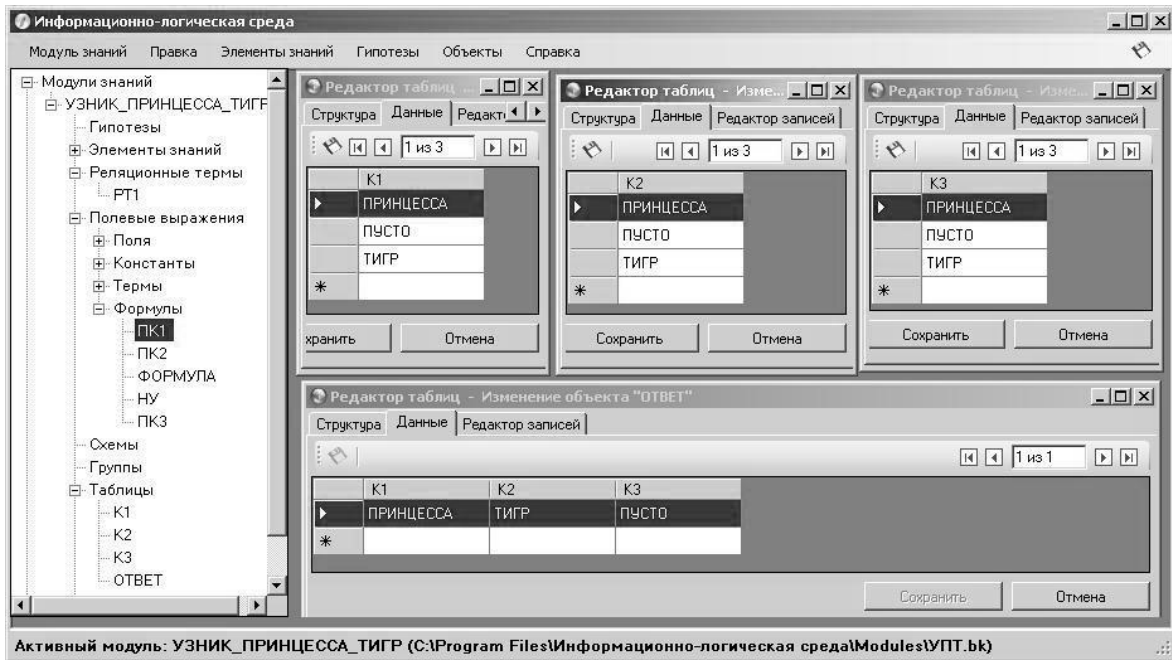


Рис.2. Исходные данные и ответ на вопрос задачи об узнике

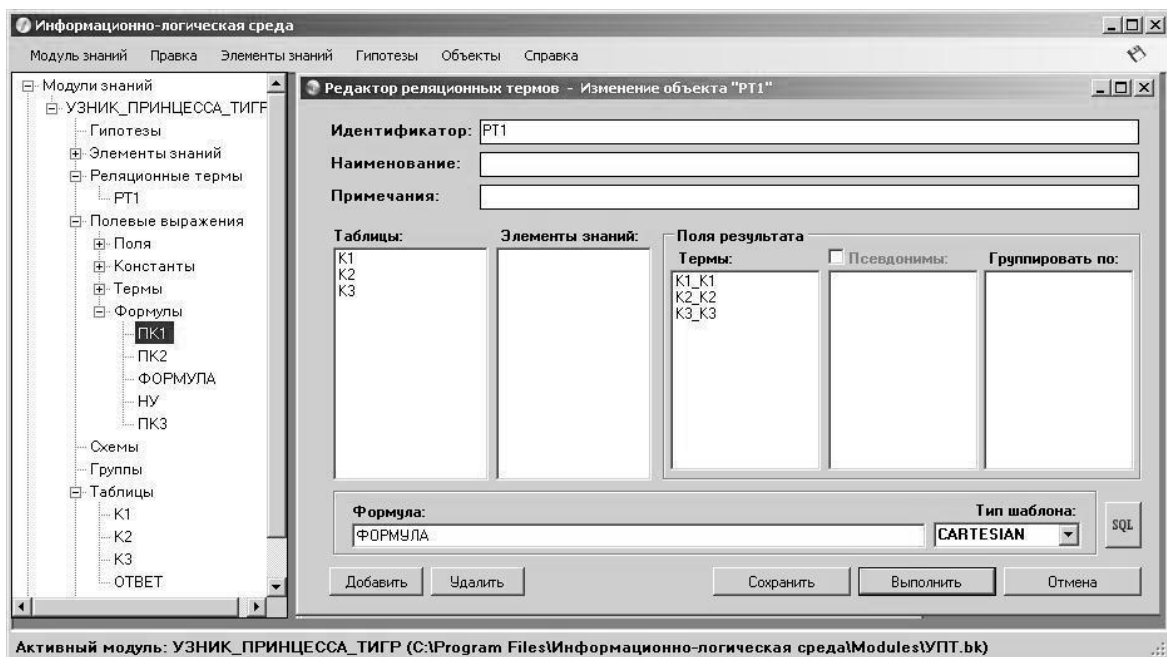


Рис.3. Визуальное представление реляционного терма

- ПК2:  $(K2\_K2 = \text{ПРИНЦЕССА} \text{ IMP } K1\_K1 = \text{ТИГР}) \text{ AND } (K2\_K2 = \text{ТИГР} \text{ IMP } K1\_K1 \neq \text{ТИГР}) \text{ AND } (K2\_K2 = \text{ПУСТО} \text{ IMP } \text{true})$
- ПК3:  $(K3\_K3 = \text{ПРИНЦЕССА} \text{ IMP } K3\_K3 = \text{ПУСТО}) \text{ AND } (K3\_K3 = \text{ТИГР} \text{ IMP } K3\_K3 \neq \text{ПУСТО}) \text{ AND } (K3\_K3 = \text{ПУСТО} \text{ IMP } \text{true})$

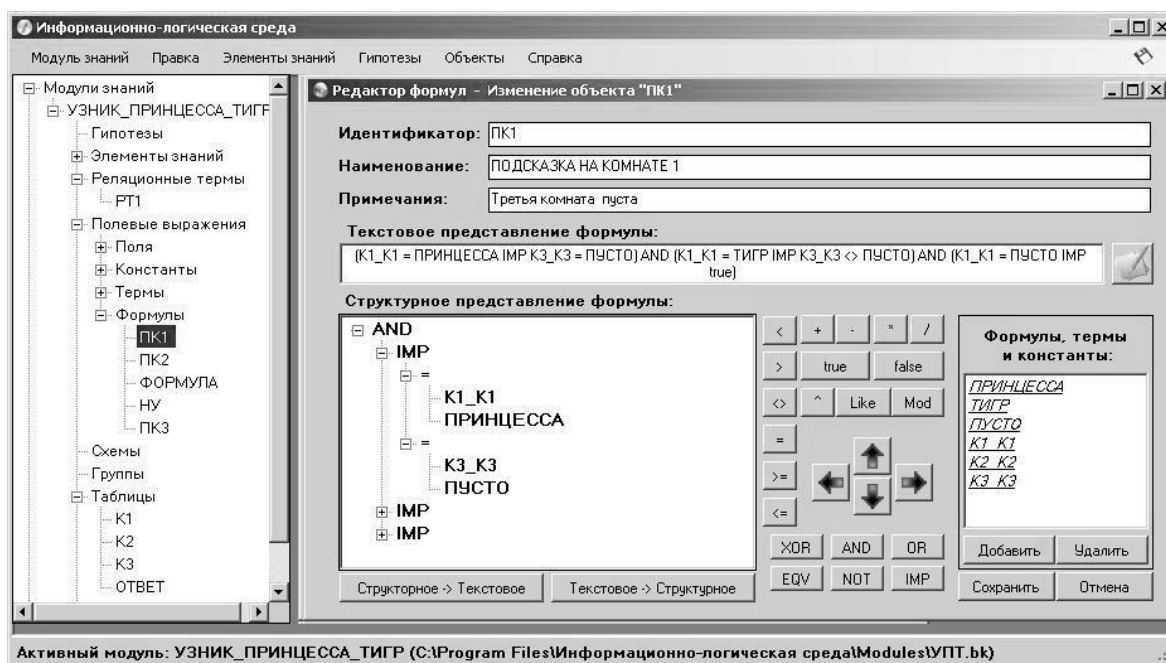


Рис.4. Пример визуального представления формулы РИВ

Условие первого пункта словесной формулировки задачи в виде формулы РИВ выглядит следующим образом:

НПК:  $K1\_K1 \Leftrightarrow K2\_K2 \text{ AND } K1\_K1 \Leftrightarrow K3\_K3 \text{ AND } K2\_K2 \Leftrightarrow K3\_K3$

Обозначим идентификатором ФОРМУЛА формулу РИВ

ФОРМУЛА: ПК1 And ПК2 And ПК3 And НПК

Выполнение реляционного термина  $K1 \times K2 \times K3$ [ФОРМУЛА] (рис.3) порождает реляционную таблицу (рис.2), которая содержит ответ на вопрос задачи. Время, затраченное на формальную реляционную запись задачи и ее решение, составило несколько минут. Столь незначительные временные затраты объясняются применением визуальных средств редактирования объектов РИВ (рис.2-4), создаваемых при решении задачи.

Отметим, что реляционное решение рассмотренной задачи в 3 раза экономичней ее решения средствами классического исчисления высказываний [8] и алгебры кортежей [7]. Реляционное решение было получено построением одной теоремы Кодда. При ее решении в классическом исчислении высказываний нужно строить и доказывать или опровергать три секвенции исходя из трех предположений о том, что принцесса находится в первой, второй или третьей

комнатах. Аналогичная ситуация имеет место и при применении алгебры кортежей [7].

При испытаниях экспериментального образца ИЛС были решены и другие задачи. В их числе:

- Задача о девицах П.С.Порецкого [11].
- Задача расстановки 8 ферзей на 64-клеточной доске [12].
- Логическая задача Эйнштейна [13].
- Антитрестовская задача [7].

Все задачи были решены за приемлемое время, сопоставимое со временем создания базы знаний по их условиям для системы логического программирования ПРОЛОГ. Процесс решения задач нагляден.

Задача о девицах была решена опровержением реляционной гипотезы о несовместности условий задачи с последующей ее корректировкой и доказательством.

Ход решения и результаты решения задачи расстановки 8 ферзей сопровождаются конструированием и демонстрацией шахматных позиций и их фрагментов (рис. 5). Результаты решения представлены 92 допустимыми шахматными позициями с 8 ферзями на доске.



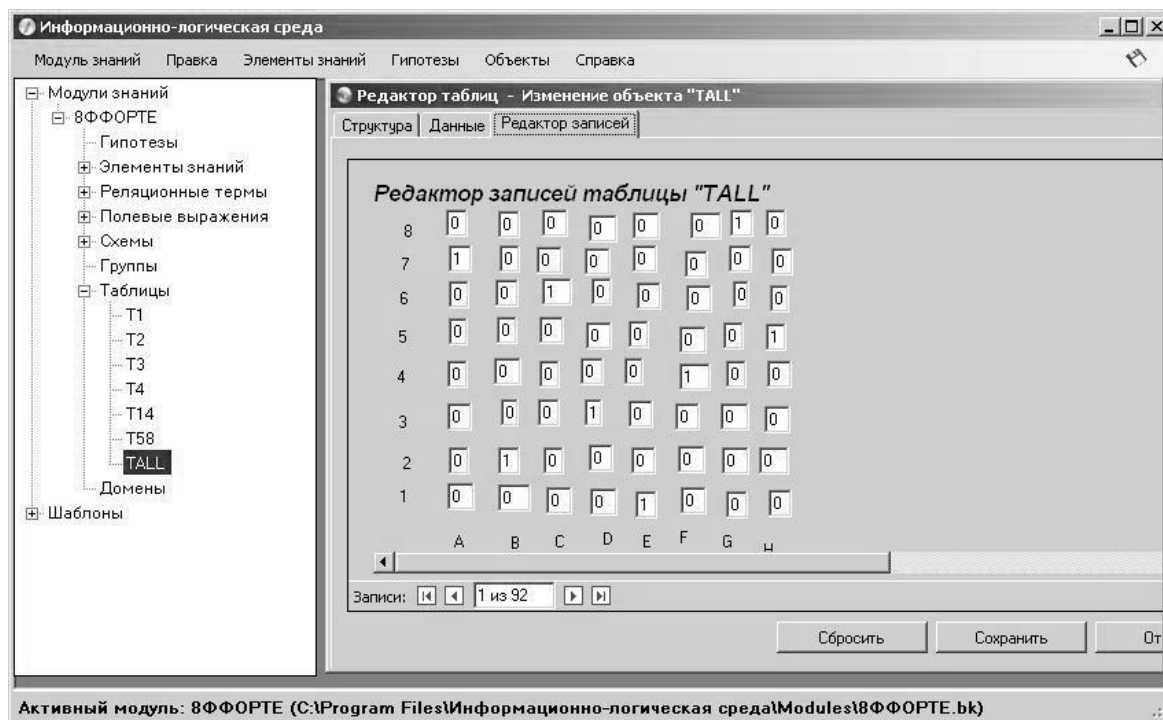


Рис.5. Результаты решения задачи о 8 ферзях в виде реляционной таблицы

Результаты решения логической задачи Эйнштейна наряду с известным ответом (например, [13]) содержат не один, а три возможных ответа на вопрос задачи.

Решение антитрестовской задачи представляет собой вариацию решения известной задачи построения транзитивного замыкания для бинарного отношения [14]. Решение получено конструированием и выполнением макроса. Макрос обеспечивает циклическое исполнение последовательности из двух реляционных термов до тех пор, пока транзитивное замыкание не будет построено.

### Заключение

Разработанная математическая теория реляционного решения логических задач и эксперимен-

тальный образец ИЛС<sup>6</sup> демонстрируют возможность *строгого, точного и наглядного* автоматизированного решения логических задач в различных областях человеческой деятельности – развлекательной, образовательной, организационно-экономической, научно-технической и др.

РМД обеспечивает представление логических объектов в виде реляционных таблиц. Это представление ориентировано на человека в большей степени по сравнению с их традиционным текстовым представлением. По дедуктивной мощности РМД не уступает РИВ – аналогу классического исчисления высказываний.

Средства реляционной обработки данных широко распространены и популярны. Для решения практически значимых задач могут быть использованы существующие реляционные и квазиреляционные базы данных коллективного пользования.

<sup>6</sup> Программное обеспечение экспериментального образца ИЛС разработано студентом Института математики, экономики и информатики Иркутского государственного университета Кочетковым И.М.

### Список литературы

1. Codd E.F. Relational completeness of data base sublanguages. IBM Research Laboratory, San Jose, California. KO 987 (#170041), March 6, 1972, Computer Sciences.
2. Кузин Л.Т. Основы кибернетики. Т. 1. Математические основы кибернетики: Учеб. Пособие для ВУЗов. – 2-е изд.; перераб. и. доп. – М.: Энергоатомиздат, 1994. – 576 с.
3. С.Д. Кузнецов. Введение в стандарты языка баз данных SQL. <http://www.interface.ru/fset.asp?Url=/misc/sql/cont.htm>.
4. R. Ramakrishnan and J. Ullman A survey of research on deductive database systems, 1993. <http://www.iai.uni-bonn.de/III//lehre/vorlesungen/DeduktiveDatenbanken/SS06/Downloads/RU93.pdf>
5. Тайцлин М.А. Сравнение выразительной силы для некоторых языков запросов для баз данных. // Труды математического института им. В.А.Стеклова. – 2011. – Т.274. – С.297-313.
6. Бычков И.В., Курганский В.И. О реляционном решении прикладных логических задач// Винеровские чтения/ Труды IV Всероссийской конференции. Часть I. – Иркутск: 2011. – С. 54-62.
7. Кулик Б.А., Зуенко А.А., Фридман А.Я. Алгебраический подход к интеллектуальной обработке данных и знаний. – С.Петербург: Издательство Политехнического университета. 2010 – 236 с.
8. Ершов Ю.Л., Палютин Л.А. Математическая логика. – 2-е изд., испр. и доп. М.: Наука, 1987. – 336 с.
9. Venn J. Symbolic Logic. – London: Macmillan And Co., 1881. – 446 p.
10. Непейвода Н.Н. Прикладная логика. – 2-е изд., испр. и доп. – Новосибирск, изд-во Новосиб. ун-та, 2000. – 521 с.
11. Порецкий П.С. О способах решения логических равенств и обратном способе математической логики. // Собрание протоколов заседаний секции физико-математических наук общества естествоиспытателей при Казанском университете, т. 2, Каз., 1884.
12. Братко И. Программирование на языке Пролог для искусственного интеллекта. М.:Мир, 1990. – 560 с.
13. Ответ на загадку Эйнштейна. – <http://testsbbox.ru/articles/riddles/fish/>
14. Мейер Д. Теория реляционных баз данных. – М.: Мир. 1987. – 608 с.



# СИНТЕЗ СТАТИСТИЧЕСКИХ АЛГОРИТМОВ ОПРЕДЕЛЕНИЯ ПАРАМЕТРОВ МИКРОСЕЙСМИЧЕСКИХ ИСТОЧНИКОВ ПО ЗАПИСЯМ МАЛОАПЕРТУРНОЙ ГРУППЫ

**Варыпаев Александр Вячеславович,**  
Московский институт электроники и математики,  
кафедра высшей математики  
avalex89@gmail.com

**Аннотация.** Рассматривается задача статистического оценивания параметров микросейсмических источников по наблюдениям сейсмического волнового поля, маскируемого случайными помехами. Предложена оценка максимального правдоподобия параметров источника при неизвестной детерминированной функции источника и сейсмических помехах, коррелированных по времени и по пространству. Показано, что широко применяемая оценка по методу сейсмической эмиссионной томографии является частным случаем МП оценки при некоррелированных помехах. Предложен класс робастных к помехам фазовых оценок параметров источников. Для частной задачи определения координат микросейсмического события предложен фазовый алгоритм, инвариантный к диаграмме излучения источника. Методом независимых испытаний Монте-Карло продемонстрировано, что в случае сильных техногенных сейсмических помех предложенные алгоритмы оценивания обладают существенным преимуществом в точности по сравнению с алгоритмами, применяемыми в настоящее время при добыче углеводородов.

**Ключевые слова:** микросейсмический источник, волновое поле, тензор сейсмического момента, метод максимального правдоподобия, спектральные наблюдения, фазовые робастные оценки.

# SYNTHESIS OF STATISTICAL ALGORITHMS FOR IDENTIFYING OF MICRO SEISMIC SOURCE PARAMETERS USING SMALL APERTURE ARRAY OBSERVATIONS

**Varypaev Alexander Vyacheslavovich,**  
Moscow Institute of Electronics and Mathematics,  
Chair of advanced mathematics

**Abstract.** A problem of microseismic source parameters estimation using surface wavefield observations obscured by random noise is considered. The maximum-likelihood estimate of parameters is proposed for case of unknown deterministic source function and noise correlated in time and space. It is shown that widely used seismic emission tomography is special case of maximum likelihood estimator under uncorrelated noise. A class of estimates based on observations phase information which are robust to noise properties is proposed. For particular case of estimation of source coordinates a subclass of phase algorithms is selected which are invariant to source radiation pattern. Using the method Monte-Karlo of independent trials significant advantage of estimation accuracy is demonstrated for proposed estimation techniques against existing approaches in conditions of strong man-made noise at hydrocarbon exploration sites.

**Keywords:** microseismic source, wave field, seismic moment tensor, maximum likelihood approach, spectral observations, phase robust estimators.

## 1. Введение

Определение параметров микросейсмических источников является важнейшей задачей при мониторинге сложных физических процессов, генерирующих волновые поля в упругой земной среде. Практически важным примером является мониторинг гидравлических разрывов пластов (ГРП) в земной среде – ответственной и дорогостоящей технологической операции, применяемой при разработке нефтяных и газовых месторождений. Задачей мониторинга ГРП является обеспечение оптимального управления процессами добычи углеводородов.

Понятие «микросейсмический источник» означает локальную область земной среды, нарушение сплошности которой вызывает распространяющиеся в земной среде сейсмические волны. При мониторинге ГРП эти волны регистрируются сейсмической антенной – группой сейсмометров, расположенных на поверхности земной среды. При этом слабые сигналы, вызванные источником, регистрируются на фоне техногенных сейсмических помех, вызванных работой механизмов на разрабатываемом месторождении, мощность которых в десятки раз больше, чем мощность полезного сигнала. Сейсмические помехи, как правило, имеют стохастический характер и «борьба» с ними обычно сводится к тем или иным операциям их усреднения. Таким образом, существенной особенностью задачи определения параметров микросейсмического источника по зарегистрированным сигналам сейсмических групп, является необходимость усреднения сейсмических помех по времени (по интервалу наблюдений) и по пространству (по количеству приборов в группе).

Наиболее эффективные вычислительные процедуры усреднения помех в задачах определения параметров наблюдаемых сигналов синтезируются методами математической статистики: для заданных вероятностных параметрических моделей наблюдений статистическая теория оценивания позволяет находить оценки параметров сигналов, наилучшие с точки зрения определенного критерия качества, например, среднеквадратического отклонения оценки от истинного значения параметра.

Поле напряжений, создаваемое источником в упругой земной среде, описывается тензором нормальных и касательных напряжений. В связи с этим источник оказывает на ближайшую к нему окрест-

ность среды или сжимающие (+) или растягивающие (-) воздействия, и полярности воздействий в общем случае различны по различным направлениям (в каждый фиксированный момент времени). Т.е. другой особенностью рассматриваемой задачи является неопределенность в априорном знании диаграммы излучения микросейсмического источника, которая определяет амплитуды и полярности колебаний сигналов, регистрируемых различными приборами группы. Существует два способа решения этой проблемы. Первый заключается в применении алгоритмов обработки данных группы, одновременно определяющих и координаты микросейсмического очага, и параметры его тензора сейсмического момента. Второй подход – создание алгоритмов, определяющих только координаты очага и робастных к характеру диаграммы излучения источника.

В данной работе исследуются два алгоритма локации микросейсмических источников, обладающих свойством робастности к диаграмме излучения источника. При этом с помощью компьютерного моделирования показывается, что традиционные корреляционные алгоритмы локации МИ (предполагающие изотропную диаграмму излучения источника) в случае источников со сложным тензором сейсмического момента могут приводить к непредсказуемым результатам.

## 2. Параметрическая модель наблюдений на группе пространственно распределенных сейсмометров

Математическая модель колебаний, регистрируемых датчиками сейсмической группы, может быть представлена следующим соотношением (для непрерывного времени  $t \in R^1$ ) [1]:

$$x_k(t) = G(t - \tau_k(\mathbf{r}_0), \mathbf{u}_0) * s(t) + \xi_k(t), \quad k = \overline{1, m}; \quad (1)$$

где  $m$  – количество датчиков сейсмической группы;  $s(t)$  – детерминированная функция времени, описывающая колебания в источнике (которая никогда неизвестна наблюдателю),  $\xi_k(t)$ ,  $k = \overline{1, m}$  – случайные аддитивные помехи, представляющие собой гауссовские стационарные эргодические процессы с нулевым вектором средних значений;  $\{x_k(t)\}$ ,  $k = \overline{1, m}$  – колебания, регистрируемые группой;  $\mathbf{r}_0 = (r_0^1, r_0^2, r_0^3)$  – координаты микросейсмичес-

кого источника в локальной прямоугольной системе координат с осями, направленными на восток, север и в глубину;  $\mathbf{u}_0 = (u_0^1, \dots, u_0^6)$  – компоненты тензора сейсмического момента [2], определяющие механизм очага микросейсмического источника;  $\tau_k(\mathbf{r}_0)$  – время распространения сейсмической волны от источника до  $k$ -го сейсмоприёмника;  $G(t - \tau_k(\mathbf{r}_0), \mathbf{u}_0)$  – функция Грина [2], или импульсная характеристика линейной системы, описывающей распространение сейсмической волны от источника до  $k$ -го сейсмоприёмника; символ «\*» означает операцию свёртки двух функций.

Пусть на интервале времени  $[0, T]$ , на котором существуют сигналы от источника, зарегистрирована последовательность:  $\{x_k(t_j)\}_{j=1}^n$ ,  $k = \overline{1, m}$ ,  $t_{j+1} - t_j = 1/f_d$ ,  $j = \overline{1, n}$  с частотой дискретизации по времени  $f_d$ . Введём следующие обозначения:  $\mathbf{x}(t_j) = (x_1(t_j), \dots, x_m(t_j))^T$ ,  $\xi(t_j) = (\xi_1(t_j), \dots, \xi_m(t_j))^T$ . По математическим соображениям удобно преобразовать дискретные наблюдения  $\mathbf{x}(t_j)$  в частотную область дискретного конечного преобразования Фурье (ДКПФ):

$$\mathbf{x}(t_j) \Leftrightarrow \mathbf{x}_j, \text{ где}$$

$$\mathbf{x}_j = (x_{1,j}, \dots, x_{m,j})^T = \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{k=1}^n x(t_k) \exp\left\{\frac{-2i\pi jk}{n}\right\}, \quad j = \overline{1, n}.$$

Используя свойства ДКПФ: линейность, теорему о сдвиге и теорему о свертке, можно математическую модель наблюдений, зарегистрированных датчиками группы, записать в следующей векторной форме:

$$\mathbf{x}_j = s_j \mathbf{h}_j(\mathbf{r}_0, \mathbf{u}_0) + \mathbf{e}_j, \quad j = \overline{1, n} \quad (2)$$

$$\text{где } s_j = \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{k=1}^n s(t_k) \exp\left\{\frac{-2i\pi jk}{n}\right\},$$

$$\xi_j = (e_{1,j}, \dots, e_{m,j})^T = \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{k=1}^n (t_k) \exp\left\{\frac{-2i\pi jk}{n}\right\},$$

$$\mathbf{h}_j(\mathbf{r}, \mathbf{u}) = (h_{1,j}(\mathbf{r}, \mathbf{u}), \dots, h_{m,j}(\mathbf{r}, \mathbf{u}))^T,$$

$$h_{k,j}(\mathbf{r}, \mathbf{u}) = \alpha_k(f_j, \mathbf{u}) \exp\{-2\pi i f_j \tau_k(\mathbf{r})\},$$

$$f_j = \frac{jf_d}{n} \in [0; f_d].$$

Вектор  $\mathbf{h}_j(\mathbf{r}_0, \mathbf{u}_0)$  в (2) естественно интерпретировать как дискретную частотную характеристику среды, описывающую задержку во времени и изменение амплитуды сигнала, генерируемого микросейсмическим источником при его распространении вдоль различных сейсмических лучей, соединяющих источник с датчиками группы.

Переход к спектральным наблюдениям обусловлен тем, что ДКПФ векторных величин  $\xi(t_j)$ ,  $j = \overline{1, n}$ , представляющих собой отсчеты  $m$ -мерного стационарного гауссовского процесса с нулевым вектором средних значений, обладает следующими статистическими свойствами [3,4]:

$$E[\mathbf{e}_j \mathbf{e}_j^*] = \mathbf{F}(f_j) + \mathbf{O}_j(1/n), \quad j \in \overline{1, n};$$

$$E[\mathbf{e}_j \mathbf{e}_s^*] = \mathbf{O}_{j,s}(1/n) \quad j \neq s, \quad j, s \in \overline{1, n} \quad (3)$$

где  $\|\mathbf{O}_j(1/n)\| \rightarrow 0$ ,  $\|\mathbf{O}_{j,s}(1/n)\| \rightarrow 0$  при  $n \rightarrow \infty$  равномерно по  $j, s = \overline{1, n}$ ,

$$p_{e_j}(\mathbf{x}) = (2\pi)^{-m/2} [\det \mathbf{F}(f_j)]^{-1/2} \exp\{-\mathbf{x}^* \mathbf{F}^{-1}(f_j) \mathbf{x}\} + \alpha_{j,n}(\mathbf{x}), \quad (4)$$

где  $\alpha_{j,n}(\mathbf{x}) \rightarrow 0$  при  $n \rightarrow \infty$  равномерно по  $j = \overline{1, n}$ .

В выражении (4)  $p_{e_j}(\mathbf{x})$  есть многомерная плотность распределения действительных и мнимых составляющих комплексных векторных величин  $\mathbf{e}_j$ , а первый член в правой части (4) есть многомерное комплексное гауссовское распределение [3]. В выражениях (3) и (4)  $\mathbf{F}(f_j)$  есть значение на частоте  $f_j$  матричной спектральной плотности мощности многомерного гауссовского стационарного процесса – математической модели совокупности помех, воздействующих на все датчиков группы; верхний символ «\*» означает операцию эрмитового сопряжения: комплексного сопряжения совместно с транспонированием. Соотношение (3) отражает декоррелирующее свойство ДКПФ, в то время как (4) говорит об асимптотической нормальности векторов  $\mathbf{e}_j$  с матрицей ковариаций  $\mathbf{F}(f_j)$ .

### 3. Оценивание параметров микросейсмического источника методом максимального правдоподобия

Воспользуемся выражениями (3) и (4) в предположении, что  $n$  достаточно велико, так что бесконеч-

но малыми величинами в этих выражениях можно пренебречь. Заметим, что мы при этом получаем статистическую модель наблюдений с  $n+9$  неизвестными параметрами, из которых  $n$  с параметров составляют спектральные отсчеты  $s_j$ ,  $j = \overline{1, n}$ , а остальные 9 являются компонентами векторов  $\mathbf{r}_0$  и  $\mathbf{u}_0$ , соответственно. В отличие от стандартных регулярных статистических моделей наблюдений [4], где с ростом числа наблюдений количество неизвестных параметров остаётся конечным, в модели наблюдений (3), (4) число неизвестных параметров линейно возрастает с ростом  $n$ . Поэтому нельзя гарантировать, что оценка параметров  $\mathbf{r}_0$  и  $\mathbf{u}_0$ , полученная с помощью метода максимального правдоподобия, будет обладать свойствами статистической оптимальности, какими она обладает для регулярных моделей [4].

Обозначим последовательность векторов  $\{\mathbf{x}_j\}_{j=1}^n$  за  $\bar{\mathbf{X}}$ , а  $\{s_j\}_{j=1}^n$  за  $\bar{\mathbf{S}}$ . Согласно (2), (3) и (4) логарифм функции правдоподобия от случайных наблюдений  $\mathbf{X}_j$  будет иметь вид

$$\log L(\bar{\mathbf{X}}, \bar{\mathbf{S}}, \mathbf{r}, \mathbf{u}) = \sum_{j=1}^n b(f_j) - \sum_{j=1}^n J(\mathbf{x}_j, s_j, \mathbf{r}, \mathbf{u}), \quad (5)$$

$$\text{где } b(f_j) = (2\pi)^{-N/2} \left[ \det \mathbf{F}(f_j) \right]^{-1/2},$$

$$J(\mathbf{x}_j, s_j, \mathbf{r}, \mathbf{u}) = \left[ \mathbf{x}_j - s_j \mathbf{h}_j(\mathbf{r}, \mathbf{u}) \right]^* \mathbf{F}^{-1}(f_j) \left[ \mathbf{x}_j - s_j \mathbf{h}_j(\mathbf{r}, \mathbf{u}) \right]$$

Из (5) следует, что оценка максимума правдоподобия параметров  $(\mathbf{r}, \mathbf{u})$  микросейсмического источника может быть найдена как решение следующей системы из  $2n + 9$  уравнений:

$$\frac{\partial J(\mathbf{x}_j, s_j, \mathbf{r}, \mathbf{u})}{\partial \operatorname{Re} s_j} = 0, \quad \frac{\partial J(\mathbf{x}_j, s_j, \mathbf{r}, \mathbf{u})}{\partial \operatorname{Im} s_j} = 0, \quad j = \overline{1, n} \quad (6-a)$$

$$\frac{\partial J(\bar{\mathbf{X}}, \bar{\mathbf{S}}, \mathbf{r}, \mathbf{u})}{\partial r_l} = 0, \quad l = \overline{1, 3}; \quad \frac{\partial J(\bar{\mathbf{X}}, \bar{\mathbf{S}}, \mathbf{r}, \mathbf{u})}{\partial u_l} = 0, \quad l = \overline{1, 6} \quad (6-b)$$

Система из  $2n$  уравнений (6-a) является линейной относительно неизвестных  $\operatorname{Re} s_j$  и  $\operatorname{Im} s_j$ , и как легко проверить, имеет решение:

$$s_j = \operatorname{Re} s_j + i \operatorname{Im} s_j = \frac{\mathbf{h}_j^*(\mathbf{r}, \mathbf{u}) \mathbf{F}^{-1}(f_j) \mathbf{x}_j}{\mathbf{h}_j^*(\mathbf{r}, \mathbf{u}) \mathbf{F}^{-1}(f_j) \mathbf{h}_j(\mathbf{r}, \mathbf{u})}, \quad j = \overline{1, n} \quad (7)$$

Подставляя решение (8) подсистемы уравнений (6-a) в подсистему (6-b), получаем систему из 9 нелинейных уравнений:

$$\frac{\partial}{\partial r_l} \Lambda_n(\bar{\mathbf{X}}, \mathbf{r}, \mathbf{u}), \quad l = \overline{1, 3}; \quad \frac{\partial}{\partial u_l} \Lambda_n(\bar{\mathbf{X}}, \mathbf{r}, \mathbf{u}), \quad l = \overline{1, 6}; \quad (8)$$

$$\text{где } \Lambda_n(\bar{\mathbf{X}}, \mathbf{r}, \mathbf{u}) = \sum_{j=1}^n \frac{\left| \mathbf{h}_j^*(\mathbf{r}, \mathbf{u}) \mathbf{F}^{-1}(f_j) \mathbf{x}_j \right|^2}{\mathbf{h}_j^*(\mathbf{r}, \mathbf{u}) \mathbf{F}^{-1}(f_j) \mathbf{h}_j(\mathbf{r}, \mathbf{u})}.$$

Решение системы уравнений (8) (теоретически – одно из возможных решений: то, которое находится в достаточно малой окрестности  $V \times Q$  истинного векторного параметра  $(\mathbf{r}_0, \mathbf{u}_0)$ ), является оценкой вектора  $(\mathbf{r}_0, \mathbf{u}_0)$ , обладающей «хорошими» статистическими свойствами [4]. Однако на практике вычислительно более эффективным является численный поиск экстремума логарифма функции  $\Lambda(\bar{\mathbf{X}}, \mathbf{r}, \mathbf{u})$ :

$$\begin{aligned} (\tilde{\mathbf{r}}(\bar{\mathbf{X}}), \tilde{\mathbf{u}}(\bar{\mathbf{X}})) &= \operatorname{argmax}_{\mathbf{r} \in V, \mathbf{u} \in Q} \Lambda_n(\bar{\mathbf{X}}, \mathbf{r}, \mathbf{u}) = \\ &= \operatorname{argmax}_{\mathbf{r} \in V, \mathbf{u} \in Q} \sum_{j=1}^n \frac{\left| \mathbf{h}_j^*(\mathbf{r}, \mathbf{u}) \mathbf{F}^{-1}(f_j) \mathbf{x}_j \right|^2}{\mathbf{h}_j^{T*}(\mathbf{r}, \mathbf{u}) \mathbf{F}^{-1}(f_j) \mathbf{h}_j(\mathbf{r}, \mathbf{u})} \quad (9) \end{aligned}$$

Оценку (9) будем называть оценкой параметров  $\mathbf{r}_0$  и  $\mathbf{u}_0$  микросейсмического источника по методу максимального правдоподобия (ММП). Следует еще раз подчеркнуть, что метод максимального правдоподобия в данном случае не гарантирует статистической оптимальности оценки (9) в смысле достижения наименьших статистических ошибок оценивания (даже в асимптотике, при  $n \rightarrow \infty$ ). Последнее свойство ММП оценок теоретически установлено только в случае, когда число оцениваемых параметров в модели наблюдений фиксировано, т.е. остаётся постоянным с ростом количества наблюдений [5]. Однако практика использования оценки (9) показывает ее высокую статистическую эффективность, особенно в случае сильной пространственной когерентности случайных помех.

Попутно выше решена ещё одна статистическая задача из области многомерной цифровой обработки сигналов. Правая часть соотношения (7) представляет оценку спектральной компоненты сигнала источника на фиксированной частоте по данным пространственной группы приемников. ДКПФ совокупности этих оценок для всех  $n$  спектральных компонент определяет функцию времени,  $\hat{s}(t_j)$ ,  $j \in \overline{1, n}$ , которая является результатом пространственной фильтрации сигнала источника по данным группы станций. Эта фильтрация – статис-



тически оптимальная, в том смысле, что она асимптотически минимизирует суммарное среднеквадратическое отклонение значений  $\hat{s}(t_j)$ ,  $j \in \overline{1, n}$  от истинных значений  $s(t_j)$ ,  $j \in \overline{1, n}$  функции источника. Впервые оценка (7) была получена Кейпоном при решении задачи условной оптимизации методом неопределённых множителей Лагранжа [6]. Статистические свойства оценки (7) при помехах, обладающих высокой пространственной когерентностью, подробно исследованы в [4].

На практике значения матричной функции  $F^{-1}(f)$ , фигурирующей в оценке (9) определяются по временным интервалам сейсмических шумов, предшествующих времени вступления полезного сигнала источника на группе сейсмоприёмников. Для этого используются известные методы многомерного спектрального анализа [3,7].

Широкое практическое применение в микросейсмическом мониторинге ГРП с помощью поверхностных групп сейсмоприёмников получил алгоритм сейсмической эмиссионной томографии (СЭТ) для оценивания координат  $\mathbf{r}$  микросейсмических событий. Во временной области, т.е. при использовании совокупности  $\tilde{\mathbf{X}} = (x_k(t_j), k \in \overline{1, m}, j \in \overline{1, n})$  наблюдений в модели (2), этот алгоритм заключается в нахождении точки максимума функционала «Сэмбланс» [8]:

$$\hat{\mathbf{r}}_{set}(\tilde{\mathbf{X}}) = \arg \max_{\mathbf{r} \in V} S(\tilde{\mathbf{X}}, \mathbf{r}), \quad (10)$$

$$\text{где } S(\tilde{\mathbf{X}}, \mathbf{r}) = \frac{\sum_{k=1}^m \left| \sum_{l=1}^n x_k(t_l - \tau_k(\mathbf{r})) \right|^2}{\sum_{k=1}^m \sum_{l=1}^n x_k^2(t_l - \tau_k(\mathbf{r}))},$$

$\tau(k, \mathbf{r})$  – время распространения сейсмического сигнала от источника до  $k$ -го датчика группы. Используя свойства ДКПФ, нетрудно показать, что оценка (10) совпадает со следующей оценкой

$$\hat{\mathbf{r}}_{set}(\tilde{\mathbf{X}}) = \arg \max_{\mathbf{r} \in V} S_{fd}(\tilde{\mathbf{X}}, \mathbf{r}), \quad (11)$$

$$\text{где } S_{fd}(\tilde{\mathbf{X}}, \mathbf{r}) = \frac{\sum_{j=1}^n |h_j^*(\mathbf{r})x_j|^2}{\sum_{j=1}^n |x_j|^2},$$

$$h_j(\mathbf{r}) = (a \exp \{-i2\pi f_j \tau_k(\mathbf{r})\}, k \in \overline{1, \dots, m}).$$

Так как знаменатель выражения для  $S_{fd}(\tilde{\mathbf{X}}, \mathbf{r})$  не зависит от  $\mathbf{r}$ , оценка (11), по существу получается как аргумент максимума функционала

$$\tilde{S}_{fd}(\tilde{\mathbf{X}}, \mathbf{r}) = \sum_{j=1}^n |h_j^*(\mathbf{r})x_j|^2. \quad (12)$$

Сравнивая функционал (12) с функционалом ММП оценки параметров источника (9), легко убедиться, что  $\hat{\mathbf{r}}_{set}(\tilde{\mathbf{X}})$  является ММП оценкой для случая, когда:

1) сейсмический источник имеет изотропный характер излучения (тип равномерного излучения энергии по всем направлениям),

2) сейсмические помехи не коррелированы по времени и пространству и имеют одинаковые мощности во всех каналах группы:  $\mathbf{F}_{n,j} \equiv \sigma^2 \mathbf{I}$ , где  $\mathbf{I}$  – единичная матрица,

Следовательно СЭТ-оценка (11)-(12) координат источника есть частный случай ММП оценки при фиксированном, простом механизме очага, а также при сейсмических помехах в виде белого шума по времени по пространству. Такие условия редко встречаются в практике ГРП, где механизмы источников связаны с развитием трещин в среде, и поэтому диаграммы излучения источников зависят от ориентации трещин, и для разных лучей амплитуды и знаки (сжатие – растяжение) излучения существенно различаются.

Поверхностные сейсмические помехи на площадках разработки углеводородов, как правило, имеют техногенное происхождение, и поэтому сильно коррелированы по времени и по пространству. Т.е. ошибки оценивания координат источника для СЭТ оценки в реальных условиях должны быть существенно большими, чем для ММП оценки (9) при оценивании  $\mathbf{r}$ , когда  $\mathbf{u}$  фиксировано, поскольку МП оценка учитывает априорную информацию о корреляционных свойствах помех и диаграмме излучения очага. Модельные эксперименты с синтетическими сигналами и записями реальных помех подтверждают последнее утверждение.

#### 4. Фазовые алгоритмы определения координат источника

Важнейшим для практики свойством любой статистической оценки является её робастность, т.е. устойчивость статистических характеристик оцен-

ки к отклонению реальных свойств наблюдений от математической модели, использованной при построении оценки. В рассматриваемой задаче это могут быть отклонения вероятностных характеристик сейсмических помех, воздействующих на группу сейсмоприемников, или отклонения диаграммы излучения реального источника от той, которая была заложена в модели.

Ниже исследуются подходы к построению алгоритмов определения координат микросейсмического источника, робастных по отношению к характеристикам помех. Первый из этих подходов основан на модификации полученной в предыдущем параграфе оценки сейсмической эмиссионной томографии (СЭТ).

Как указывалось выше СЭТ оценка (11), (12) является ММП оценкой только в случае, когда помехи представляют собой белый шум во времени и по пространству, и при отклонении характеристик помех от этой простейшей модели точность СЭТ оценки существенно уменьшается. В работе [9], посвящённой локации источников акустических волн с помощью пространственных микрофонных групп, показано, что точность локации в случае реальных помех, отличных от белого шума, можно повысить, исключая из рассмотрения амплитуды спектральных наблюдений и используя только фазы этих наблюдений. А именно, было предложено использовать оценку со структурой оценки СЭТ в частотной области, в которой вместо спектральных наблюдений  $x_k(f_j) = x_{k,j}$  в каждом из  $k \in \overline{1, m}$  каналов используются величины

$$\frac{x_{k,j}}{|x_{k,j}|} = \exp\{i\varphi_{k,j}\}, \quad (13)$$

где  $\varphi_{k,j}$  – фаза спектральных наблюдений  $x_{k,j}$   $k$ -го канала на частоте  $f_j$ .

Раскрывая в выражении (12) для функционала оценки СЭТ квадрат модуля слагаемых и подставляя в полученное выражение вместо частотных наблюдений  $x_{k,j}$  их фазовые компоненты (13), получим следующую оценку координат микросейсмического источника:

$$\hat{\mathbf{r}}_{phase}(\vec{X}) = \underset{\mathbf{r} \in V}{\operatorname{argmax}} \Phi_n(\vec{X}, \mathbf{r}), \quad (14)$$

где

$$\Phi_n(\vec{X}, \mathbf{r}) = \sum_{j=1}^n \sum_{k,l=1}^m h_{l,j}^+(\mathbf{r}) h_{k,j}(\mathbf{r}) \exp\{i(\varphi_{k,j} - \varphi_{l,j})\},$$

символ «+» означает комплексное сопряжение.

Учитывая выражение (11) для  $h_{k,j}(\mathbf{r})$ , окончательно запишем функционал  $\Phi_n(\vec{X}, \mathbf{r})$  фазовой оценки координат микросейсмического источника в виде:

$$\Phi_n(\vec{X}, \mathbf{r}) = a^2 \sum_{j=1}^n \sum_{k,l=1}^m \cos[2\pi f_j \delta_{k,l}(\mathbf{r}) - \varphi_{k,l}], \quad (15)$$

где  $\delta_{k,l}(\mathbf{r}) = \tau_k(\mathbf{r}) - \tau_l(\mathbf{r})$  – разность времен прихода сигнала от источника с координатами  $\mathbf{r}$  на  $k$ -й и  $l$ -й датчики группы,  $\varphi_{k,l} = \varphi_{k,j} - \varphi_{l,j}$  – разность фаз спектральных компонент (на частотах  $f_j$ ,  $j \in \overline{1, n}$ ) для наблюдений  $k$ -го и  $l$ -го датчиков группы. Отметим, что вследствие воздействия помех разности фаз  $\varphi_{k,l}$  являются случайными величинами со значениями на отрезке  $[-\pi, \pi]$ , распределение которых было исследовано в [10].

Использование только фазовой информации наблюдаемых процессов для оценивания параметров полезных сигналов, искаженных случайными помехами, является широко распространенным методом в акустике и радиолокации. В разделе 6 на основе численных экспериментов показано, что в случае реальных сейсмических помех оценка (14), (15) обеспечивает существенно более высокую точность определения координат источника, чем СЭТ оценка (11), (12).

С помощью элементарных преобразований выражение (15) можно получить и непосредственно из (12):

$$\begin{aligned} \tilde{S}_{fd} &= a^2 \sum_{j=1}^n \sum_{k,l=1}^m |x_{k,j}| |x_{l,j}| \exp\{i(\varphi_{k,j} - \\ &- \varphi_{l,j})\} \exp\{-i2[\pi_k \tau(\mathbf{r}) - \tau_l(\mathbf{r})]\} = \\ &a^2 \sum_{j=1}^n \sum_{k,l=1}^m |x_{k,j}| |x_{l,j}| \cos[2\pi f_j \delta_{k,l}(\mathbf{r}) - \varphi_{k,l}(f_j)] \end{aligned} \quad (16)$$

Пренебрегая в (16) значениями модулей спектральных наблюдений  $|x_{k,j}|$ ,  $k \in \overline{1, m}$ ,  $j \in \overline{1, n}$ , получаем функционал (15).

В то же время, наличие в (16) весовых множителей  $|x_{k,j}| |x_{l,j}|$  под знаком тройной суммы и косинуса как функции от фазовых невязок  $[2\pi f_j \delta_{k,l}(\mathbf{r}) - \varphi_{k,l}] \in [-\pi, \pi]$  наводит на мысль, что возможно построение целого класса фазовых функционалов с различными весовыми множителями и функциями невязок.



Например, рассмотрим модель наблюдений для разностей фаз в каналах группы в форме стандартной статистической модели нелинейной регрессии:

$$\phi_{k,l}(f_j) = 2\pi f_j \delta_{k,l}(r_0) + \varepsilon_{k,l}(f_j), \quad (17)$$

$$k, l \in \overline{1, m}, \quad k < l, \quad j \in \overline{1, n}$$

В [10] показано, что фазовые помехи  $\varepsilon_{k,l}(f_j) \in [-\pi, \pi]$  в асимптотике имеют средние значения, равные нулю. Поэтому, используя стандартный статистический метод «минимизации невязок» (по существу, основанный на законе больших чисел) можно построить следующий класс фазовых оценок координат источника [11]:

$$\hat{r}_{ph}(\vec{X}) = \arg \min_{r \in V} \Psi_n(\vec{X}, r), \quad \text{где}$$

$$\Psi_n(\vec{X}, r) = \sum_{j=1}^n \sum_{\substack{k,l=1 \\ k < l}}^m c_{k,l}(f_j) \rho(2\pi f_j \delta_{k,l}(r) - \phi_{k,l}(f_j)). \quad (18)$$

Алгоритмы (18) отличаются друг от друга «функциями невязок»  $\rho(x)$  – четными неубывающими функциями, заданными на  $[-\pi, \pi]$ , а также весовыми коэффициентами  $c_{k,l}(f_j)$ . Последние определяют степень влияния невязки каждого из наблюдений  $\phi_{k,l}(f_j)$  в модели (17) на значение минимизируемого функционала  $\Psi_n(\vec{X}, r)$ . Функция невязок и весовые коэффициенты могут выбираться в зависимости от априорной информации о распределении фазовых помех  $\varepsilon_{k,l}(f_j)$  в нелинейной регрессионной модели (17). В частности, если распределение  $\varepsilon_{k,l}(f_j)$  достаточно хорошо аппроксимируется гауссовской кривой или кривой распределения Лапласа, то оптимальными являются функции невязок  $\rho(x) = x^2$  или  $\rho(x) = |x|$ , соответственно. При  $c_{k,l}(f_j) \equiv 1$  и  $\rho(x) = 1 - \cos x$  оценка (18) эквивалентна фазовой оценке (14), (15), полученной путем модификации СЭТ оценки.

В [11] для построения весовых коэффициентов  $c_{k,l}(f_j)$  предложено использовать значения квадрата взаимной когерентности между наблюдениями на различных парах сейсмоприемников:

$$K_{k,l}(f_j) = \frac{|\tilde{S}_{k,l}(f_j)|^2}{S_k(f_j)S_l(f_j)}, \quad (19)$$

где  $\tilde{S}_{k,l}(f)$  – взаимная спектральная плотность мощности наблюдений на  $k$ -м и  $l$ -м сейсмоприемнике,  $S_k(f)$  и  $S_l(f)$  – спектральные плотности мощности этих наблюдений. В качестве  $c_{k,l}(f_j)$

целесообразно применять пороговую функцию от  $K_{k,l}(f_j)$ :

$$c_{k,l}(f_j) = \begin{cases} 1, & \text{если } K_{k,l}(f_j) > K_0, \\ 0, & \text{если } K_{k,l}(f_j) \leq K_0, \end{cases} \quad (20)$$

где  $K_0 \in [0; 1]$  – заданный порог взаимной когерентности. Подобный выбор весовых коэффициентов позволяет учитывать при вычислении функционала оценки (18) только те пары датчиков, которые содержат достаточно информации о сигнале источника.

Значения функции когерентности (19) могут оцениваться по спектральным наблюдениям группы  $x_j$ ,  $j \in \overline{1, n}$  путем стандартной статистической процедуры сглаживания по частоте величин  $|x_{k,j} x_{l,j}^+|$ ,  $|x_{k,j}|^2$  и  $|x_{l,j}|^2$  в скользящем временном окне [12] по формуле

$$\hat{K}_{k,l}(f_j) = \frac{\langle |x_{k,l,j}| \rangle}{\sqrt{\langle |x_{k,j}|^2 \rangle \langle |x_{l,j}|^2 \rangle}}, \quad (21)$$

где  $\langle a_j \rangle$  означает операцию сглаживания последовательности  $a_j$  [7].

## 5. Фазовые алгоритмы оценивания координат источника, робастные к форме диаграммы излучения источника

Рассмотренные выше фазовые алгоритмы оценивания координат источника, как и алгоритм сейсмической эмиссионной томографии, синтезированы в предположении, что вектор частотных характеристик  $h_j(r)$  «путей распространения» сигнала от источника до сейсмоприемников группы описывается формулой (11), т.е. определяется только временами  $\tau_k(r)$  распространения сигнала от источника в точке  $r$  до каждого из приемников группы. Последнее справедливо только в случае изотропной диаграммы излучения микросейсмического источника, т.е. механизма его очага типа взрыва. Механизмы очагов микроземлетрясений, возникающих, в частности при ГРП, имеют сложную диаграмму излучения, приводящую к тому, что амплитуды и полярности колебаний сигналов источника на различных датчиках существенно

различны. Математически это выражается в том, что вектор частотных характеристик  $\mathbf{h}_j(\mathbf{r})$  вместо формулы (11) выражается общей формулой (2) и зависит не только от координат источника  $\mathbf{r}$ , но и от элементов тензора сейсмического момента очага  $\mathbf{u} = (u_1, \dots, u_6)$ .

Теоретический анализ и модельные эксперименты [13] показывают, что СЭТ оценка и рассмотренные выше фазовые оценки в случае сложной диаграммы излучения дают значительно большие ошибки при определении координат источника, чем в случае изотропного механизма очага. Т.е. эти оценки не обладают свойством робастности (в минимаксном смысле) к механизму очагов микросейсмических источников: их качество сильно меняется в зависимости от априори неизвестной диаграммы излучения источника.

Предложенный в разделе 3 ММП алгоритм позволяет оценивать координаты микросейсмического источника одновременно с оценкой шести элементов тензора сейсмического момента, которые однозначно определяют диаграмму излучения источника. Благодаря этому ошибки ММП алгоритма при оценивании координат источника практически не зависят от неизвестной диаграммы излучения. Кроме того, когда диаграмма излучения источника отличается от изотропной, даже в случае белых шумов эти ошибки существенно меньше, чем ошибки СЭТ алгоритма. Таким образом, ММП оценка является робастной по отношению к диаграмме излучения источника.

Если использовать общую формулу (2) в качестве модели векторной частотной характеристики «путей распространения» сигнала источника вдоль сейсмических лучей, соединяющих источник с датчиками группы, то компоненты вектор-функции  $\mathbf{h}(\mathbf{r}, \mathbf{u}) = (h_k(\mathbf{r}, \mathbf{u}), k \in \overline{1, n})$  можно представить в виде:

$$h_k(\mathbf{r}, \mathbf{u}) = a_k(\mathbf{u}) \exp \{-i2\pi f_j \tau_k(\mathbf{r})\} = |a_k(\mathbf{u})| \exp \{\gamma_k(\mathbf{u})\} \exp \{-i2\pi f_j \tau_k(\mathbf{r})\} \quad (22)$$

$$\text{где } \gamma_k(\mathbf{u}) = \begin{cases} 0, & \text{если } a_k(\mathbf{u}) \geq 0, \\ \pi, & \text{если } a_k(\mathbf{u}) < 0, \end{cases}$$

Пренебрегая изменениями величины  $|a_k(\mathbf{u})|$  – амплитуды диаграммы излучения в зависимости

от  $k$  и  $\theta$ , т.е. полагая  $|a_k(\mathbf{u})| \equiv 1$ , путем рассуждений, приведенных в разделе 3, нетрудно получить фазовый алгоритм, позволяющий одновременно оценивать и координаты  $\mathbf{r}$  источника, и параметры  $\mathbf{u}$  его очага:

$$(\tilde{\mathbf{r}}, \tilde{\mathbf{u}}) = \arg \min_{\mathbf{r} \in V, \mathbf{u} \in Q} \Omega_n(\tilde{\mathbf{X}}, \mathbf{r}, \mathbf{u}), \quad \text{где} \quad (23)$$

$$\Omega_n(\tilde{\mathbf{X}}, \mathbf{r}, \mathbf{u}) = \sum_{j=1}^n \sum_{\substack{k,l=1 \\ k < l}}^m c_{k,l}(f_j) \rho(2\pi f_j \delta_{k,l}(\mathbf{r}) - \phi_{k,l}(f_j) - \lambda_{k,l}(\mathbf{u})),$$

$$\lambda_k(\mathbf{u}) = \begin{cases} 0, & \text{если } a_k(\mathbf{u}) a_l(\mathbf{u}) \geq 0, \\ \pi, & \text{если } a_k(\mathbf{u}) a_l(\mathbf{u}) < 0, \end{cases}$$

Путем сканирования по области возможных значений параметра  $\mathbf{u}$  фазовая оценка (23) позволяет определять истинное значение этого параметра, учитывая относительные полярности сигналов, генерируемых источником на различных датчиках группы при различных диаграммах излучения. Аналогично ММП оценке она является робастной по отношению к диаграмме излучения источника.

Однако если основная цель мониторинга микросейсмичности состоит в определении *только* координат источников, способ совместного оценивания  $\mathbf{r}$  и  $\mathbf{u}$  не выгоден в вычислительном отношении. К тому же, увеличение количества оцениваемых параметров всегда приводит к потере точности их определения, т.е. дисперсии ошибок возрастают по отношению к нижней границе, определяемой уровнем сейсмических помех [4].

В то же время, можно построить алгоритмы определения координат микросейсмического источника, робастные по отношению к его диаграмме излучения, и без определения параметров механизма очага. Подобный алгоритм был, в частности, предложен в патенте [14], где аналогично фазовым регрессионным методам авторы аккумулируют «временные невязки», причём в качестве оценки разности времён прихода волн на пару датчиков  $k, l$  используется величина  $v_m$ , максимизирующая абсолютное значение выборочной взаимной корреляционной функции  $C_{k,l}(v)$  колебаний этих волн. Оценка координат источника в этом случае определяется следующей формулой:

$$\tilde{\mathbf{r}} = \arg \min_{\mathbf{r}} \sum_{i=1}^n \sum_{\substack{k,l=1 \\ k < l}}^m d_{k,l} \rho \left( \delta_{k,l}(\mathbf{r}) - \arg \max_v \left| \hat{C}_{k,l}(v) \right| \right), \quad (24)$$

$$\text{где } d_{kl} = \begin{cases} 1, & \max_v \left| \hat{C}_{k,l}(v) \right| \geq \lambda, \\ 0, & \max_v \left| \hat{C}_{k,l}(v) \right| < \lambda, \end{cases}$$

$$\delta_{k,l}(\mathbf{r}) = \tau_k(\mathbf{r}) - \tau_l(\mathbf{r}),$$

$\lambda \in [0; 1]$  – заданный порог,

$$\hat{C}_{k,l}(v) = n^{-1} \sum_{j=1}^n x_k(t_j) x_l(t_j - v) / \sigma_k \sigma_l,$$

$$\sigma_k^2 = n^{-1} \sum_{j=1}^n x_k^2(t_j).$$

В алгоритме (24) разнонаправленность полярностей сигналов от источника на разных датчиках группы не мешает определять по наблюдениям относительные задержки сигналов на этих датчиках. Действительно, если искажения, вносимые средой при распространении сигналов от источника до датчиков, не очень существенны, то сигналы отличаются, в основном, только относительным сдвигом во времени, амплитудой и полярностью. Величина относительного сдвига для каждой пары датчиков, несущая информацию *только* о координатах источника, однозначно определяется аргументом  $V$  модуля взаимной корреляционной функции сигнала, независимо от того, совпадают или нет полярности сигналов и каковы их амплитуды. Это и обуславливает робастность оценки (24) к диаграмме излучения источника, поскольку диаграмма влияет *только* на относительные амплитуды и полярности сигналов источника, регистрируемых разными датчиками.

Автором настоящей работы предложен *класс фазовых алгоритмов* оценивания координат источника, робастных по отношению к его диаграмме излучения, который представляет собой подкласс множества фазовых алгоритмов, задаваемых формулами (18). Этот класс строится путем следующих рассуждений. При  $\mathbf{r} = \mathbf{r}_0$  и отсутствии помех разности фаз  $\phi_{k,l}(f_j)$  для каждой пары  $k, l$  сигналов датчиков и для каждой частоты  $f_j$  или равны нулю – если полярности сигналов совпадают, или равны  $\pm\pi$  – если эти полярности противоположны из-за сложной диаграммы излучения. Поскольку при  $\mathbf{r} = \mathbf{r}_0$  функционал  $\Psi_n(\vec{X}, \mathbf{r})$  фазового алгоритма (18) должен быть минимальным, функция невязок

$\rho(2\pi f_j \delta_{k,l}(\mathbf{r}) - \phi_{k,l}(f_j))$  в нем должна быть выбрана так, чтобы в любом из указанных случаев ее значение было равно нулю. Отсюда (и из очевидных соображений симметрии) сразу следует, что в случае сложных диаграмм излучения источника робастные фазовые алгоритмы оценки координат из класса (18) должны иметь функции невязок  $\rho(x)$ , удовлетворяющие следующим условиям:

$$1) \rho(x) = \rho(-x), \quad \rho(0) = 0 \text{ – четность,}$$

2)  $\rho(|x_1|) < \rho(|x_2|)$ , если  $|x_1| < |x_2|$  и  $x_1, x_2 \in [0, \pi/2]$  – возрастание на отрезке  $[0, \pi/2]$ ,

3)  $\rho(x) = \rho(\pi - x)$  при  $x \in [0, \pi/2]$  – симметрия относительно точки  $\pi/2$ .

Ясно, что этим условиям отвечают, например следующие простейшие функции:

$$\rho_1(x) = 1 - \cos 2x,$$

$$\rho_2(x) = \begin{cases} |x| & \text{при } |x| \in [0, \pi/2] \\ |\pi - x| & \text{при } |x| \in [\pi/2, \pi] \end{cases}$$

## 6. Модельные исследования точности оценивания координат микросейсмических источников

В случае решений сложных экстремальных статистических задач, как правило, невозможен вывод аналитических выражений, описывающих качество этого решения в терминах некоторой функции риска, например среднеквадратического отклонения оценки параметра от его истинного значения. Т.е. теоретическое сравнение ошибок, получаемых при использовании описанных выше алгоритмов оценивания параметров источника, является весьма затруднительным даже в асимптотике при  $n \rightarrow \infty$ . Однако вычислительные возможности современных ЭВМ позволяют применять численные методы для определения точности алгоритмов решения статистических прикладных задач. Особенную популярность имеет метод последовательных независимых испытаний Монте-Карло, который позволяет эффективно определять статистические характеристики алгоритмов принятия решений.

Модельные эксперименты по сравнению качества описанных выше алгоритмов оценивания координат микросейсмических источников заключались в многократном определении горизонтальных коор-

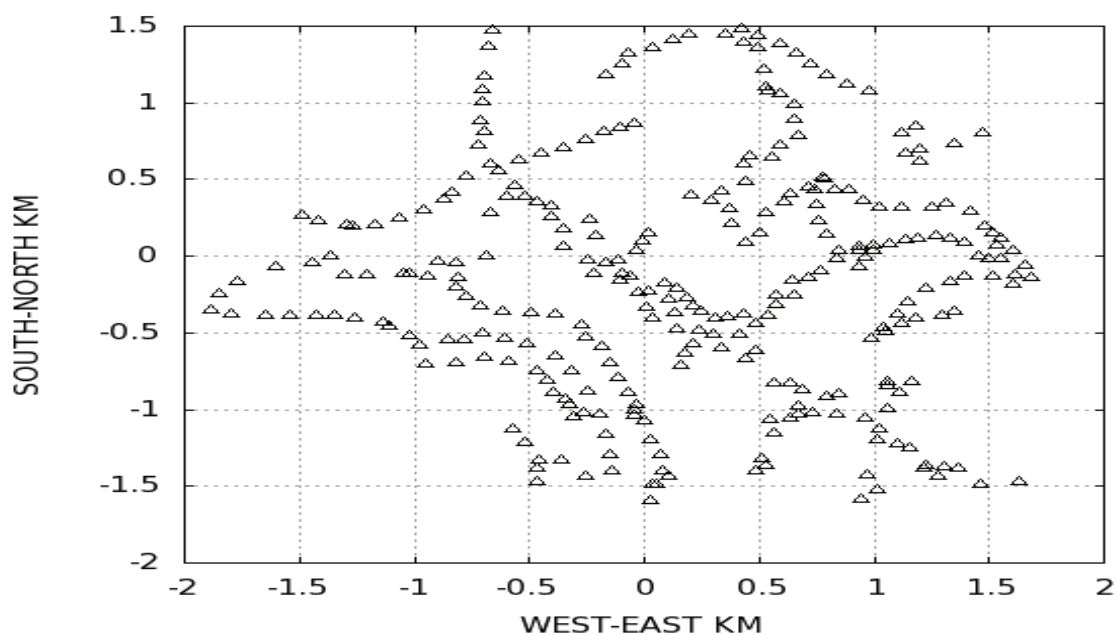


Рис. 1. Расположение 150 сейсмометров группы на месторождении углеводородов

динат источника (при фиксированной его глубине) по модельным многоканальным сейсмограммам поверхностной сейсмической группы. Координаты 150 одноканальных (вертикальных) сейсмометров группы соответствовали реальной поверхностной сейсмической группе, использовавшейся для мониторинга гидроразрыва на месторождении углеводородов в Западной Вирджинии, США [13]. Расположение 150 сейсмометров группы показано на Рис. 1, апертура группы приближенно равна 3x3 км.

Модельные 150-канальные сейсмограммы группы получались в результате смешивания 150-канальных реализаций помех с 150-канальными синтетическими сейсмограммами. В качестве реализаций помех использовались как записи реальных сейсмических помех, зарегистрированных на сейсмометрах группы в Западной Вирджинии при производстве ГРП, так и модельные гауссовские помехи. Синтетические сейсмограммы рассчитывались методом Каньяра де Хупа [2] для фиксированного механизма источника и скоростной модели земной среды, близкой к характеристикам реальной среды на месторождении углеводородов в Западной Вирджинии. В качестве временной функции источника при расчете синтетических сейсмограмм

использовался фрагмент длительностью 0,4 с. сейсмограммы реального сейсмического источника с эффективной полосой частот от 16 до 35 гц. (Рис. 2). В качестве механизмов очага при расчетах синтетических сейсмограмм использовались изотропный механизм: очаг типа взрыва, и механизм типа двойного диполя [2]. Проекция диаграмм излучения источников с этими механизмами на плоскость расположения датчиков группы показаны на Рис. 3.

Синтетическая 150-канальная сейсмограмма источника смешивалась с различными временными фрагментами 20 минутной 150-канальной записи помех. Среднеквадратические значения трасс синтетической сейсмограммы при ее суммировании с различными фрагментами сейсмических помех выбирались таким образом, чтобы обеспечить заданное (усредненное по всем 150 каналам) отношение сигнал-помеха (ОСП). Временные интервалы помех для смешивания с синтетической сейсмограммой были разнесены друг относительно друга во времени на промежутки большие, чем время корреляции помех в каналах группы, так что отсчеты помех на этих интервалах могли считаться статистически независимыми. В результате было получено 109 модельных 150-канальных сейсмограмм, длительностью 10 с., представлявших собой смесь сигналов

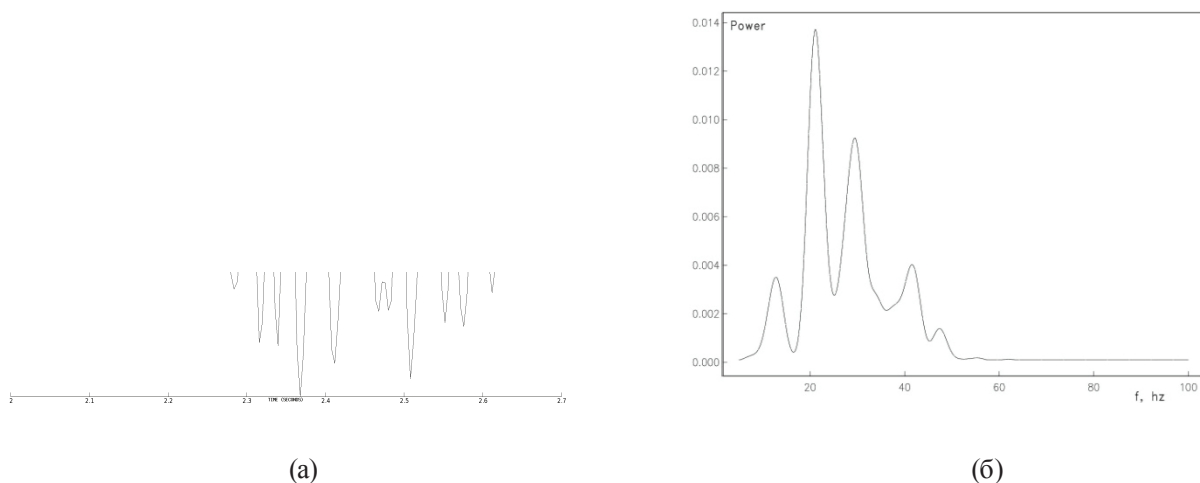
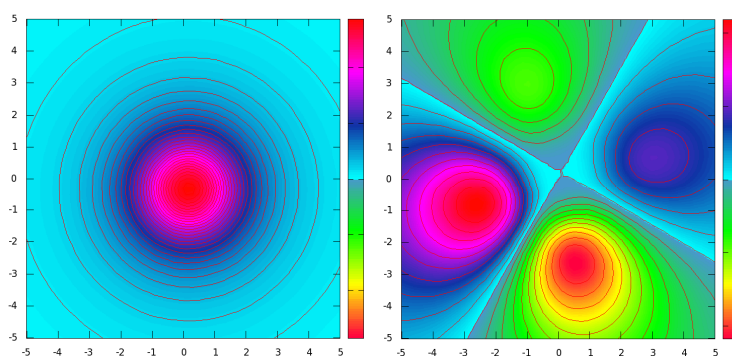


Рис. 2. а) Волновая форма сигнала источника, б) спектральная плотность мощности сигнала источника



а) изотропный источник типа взрыва;

б) источник типа двойного диполя

Рис. 3. Проекция диаграммы излучения на плоскость расположения датчиков группы

и помех. Каждая из этих сейсмограмм обрабатывалась описанными выше алгоритмами с целью определения координат источника синтетической сейсмограммы.

Ниже описаны результаты обработки полученных смесей, соответствующих различным по статистическим характеристикам записям помех. На Рис. 4(а) представлены записи 10 каналов реальных сейсмических помех, зарегистрированных при производстве ГРП на месторождении в Западной Вирджинии. На Рис. 4(б) показаны записи 10 каналов модельной гауссовской помехи с равномерной спектральной плотностью мощности, имитировавшего белую по пространству и времени сейсмическую помеху.

При проведении экспериментов в случае изотропного механизма очага (Рис. 3,а) исследовалась сравнительная точность оценок координат источника, полученных методом сейсмической эмиссионной томографии (СЭТ), методом максимального правдоподобия (ММП) и фазовым методом (ФМ). В этом случае координаты источника синтетической многоканальной сейсмограммы были выбраны равными  $X=0.17$   $Y=-0.33$ ,  $Z=1.87$  км. В случае механизма очага типа двойного диполя (Рис. 3,б) исследовались оценки, робастные к диаграмме излучения источника, описанные в разделе 5. Координаты источника в этом случае были равны:  $X=-0.16$ ,  $Y=-0.12$ ,  $Z=2.5$  км.



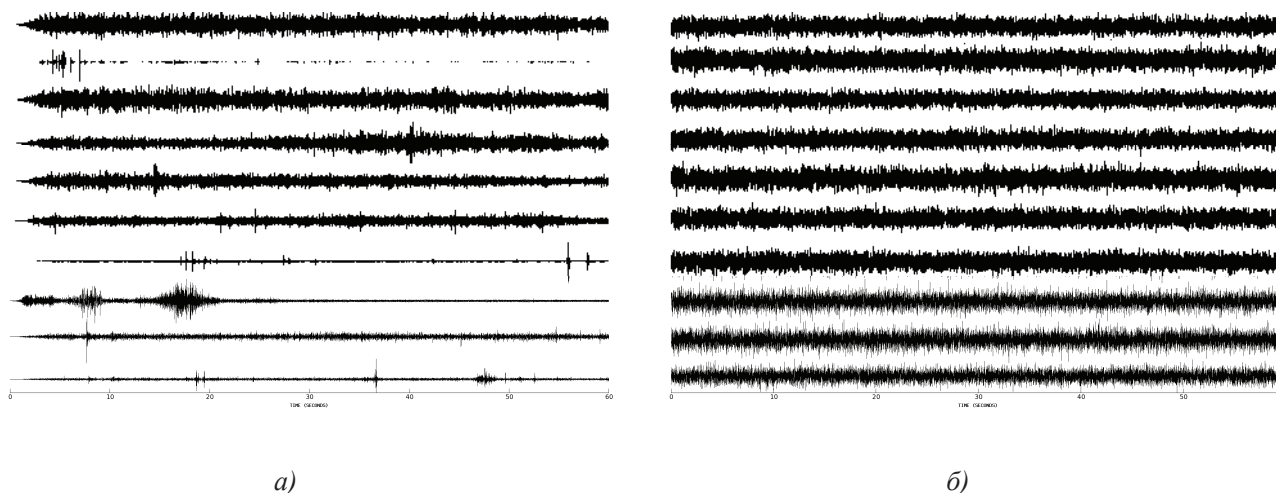


Рис. 4. Первые 10 каналов помех из 150, длительностью 1 мин из 20

### 6.1. Сравнение точности алгоритмов оценивания координат источников при помехах типа гауссовского белого шума и изотропного механизма очага

Как отмечалось ранее, в случае модели случайного поля сейсмических помех в виде белого по пространству и времени шума оценка СЭТ является оценкой максимального правдоподобия для координат источника. Следовательно, можно ожидать, что алгоритм ФМ в этом случае дает большие погрешности в оценивании координат по сравнению с СЭТ алгоритмом. На рис. 5 представлен результат обработки описанных выше 109 фрагментов смеси синтетической сейсмограммы с белым по пространству и времени шумом с помощью оценок координат источника по методу ФМ (а) и методу СЭТ (б). На рисунке изображены карты эмпирических двумерных плотностей вероятности оценок горизонтальных координат источника (X,Y) при фиксированной координате Z=1,87 км. Эти эмпирические плотности были получены с помощью

непараметрического метода Парзена-Розенבלата («ядерной» оценки плотности вероятности) на основе 109 оценок координат источника, полученных в вычислительном эксперименте по методу Монте-Карло. Оценки положения источника изображены на картах в виде желтых точек. В виде красных контуров на картах изображены доверительные области с уровнем значимости 90%. По 109 оценкам координат источника были также рассчитаны оценки двумерных матриц среднеквадратических ошибок для обоих использованных алгоритмов.

Из Рис. 5 и таблицы 1 видно, что в случае, когда помехи имеют гауссовское распределение и являются статистически независимыми как по времени, так и по пространству, алгоритм СЭТ демонстрирует более высокую точность оценивания, чем алгоритм ФМ. При этом важно, что алгоритм ФМ не сильно проигрывает алгоритму СЭТ, т.е. с точки зрения практики среднеквадратические ошибки оценивания двух методов можно считать соизмеримыми, т.к. статистически существенного их расхождения не проявляется.

Таблица 1

Элементы матриц среднеквадратических отклонений для алгоритмов СЭТ и ФМ

Оценка	$\sigma_x$ (км)	$\sigma_y$ (км)	$\rho_{xy}$
СЭТ	0.0207	0.0222	0.0298
ФМ	0.0384	0.0369	0.0532



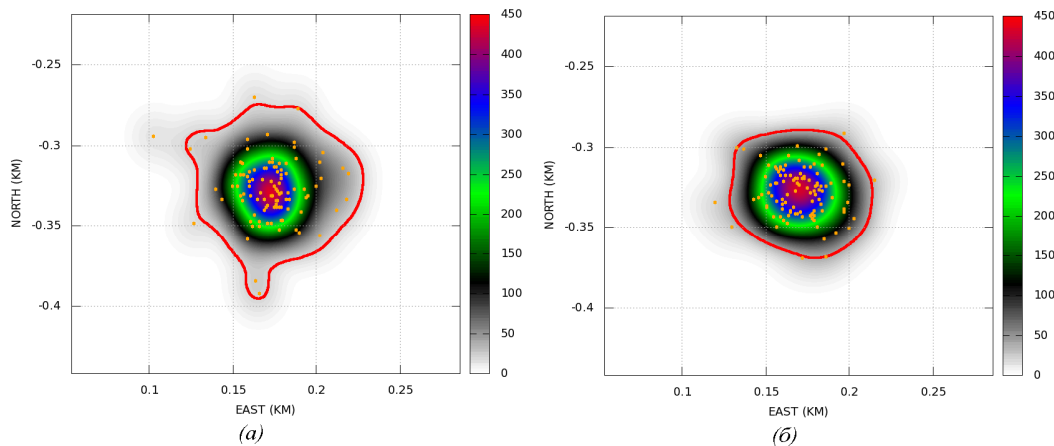


Рис. 5. Карты эмпирических двумерных распределений вероятности оценок координат  $(X, Y)$  источника: (а) ФМ оценка, (б) СЭТ оценка.

Желтые точки – оценки положения источника, красные контуры – 90% эмпирические доверительные области для оценок. Источник с изотропной диаграммой излучения, помехи в виде белого по пространству и времени гауссовского шума, ОСП=0.05.

### 6.2. Сравнение точности алгоритмов оценивания координат источников при реальных сейсмических помехах, зарегистрированных при проведении ГРП. Изотропный механизм очага

Из Рис. 4 отчетливо видно отличие реальных помех от модельных помех в виде гауссовского белого шума. Ярче всего это отличие проявляется в неравномерном уровне мощности помех в различных каналах, а также в наличии существенной нестационарности помех, мощность которых сильно возрастает на некоторых временных интервалах. Более детальный анализ показывает, что изменяется во времени и спектральный состав помех [15]. Поэтому анализ точности алгоритмов оценивания координат источников в случае реальных сейсмических помех представляет значительно больший практический интерес по сравнению с предыдущим случаем модельных гауссовских белых шумов.

Результаты вычислительного эксперимента по методу Монте-Карло с обработкой сигналов источника, смешанных с реальными сейсмическими помехами, оказались неожиданными, однако согласуются с теоретическими положениями, изложенными в предыдущих разделах. На Рис. 6 приведены карты

эмпирических двумерных плотностей вероятностей для трёх алгоритмов оценивания: СЭТ, ФМ и ММП, а в Таблице 2 – оценки матриц среднеквадратических отклонений для каждого из этих алгоритмов. Отметим, что на рис. 6 область отображения карт на плоскости  $X, Y$  была выбрана исходя из удобства визуального сравнения карт, вследствие чего часть кривой доверительной области и желтых точек – оценок координат, на карте (Рис. 6,а), практически, полностью находятся за границами карты.

Метод ММП, применённый в предположении, что случайные помехи в модели (2) могут рассматриваться как взаимно некоррелированными в различных каналах группы (т.е.  $F^{-1}(f_j)$  для любой частоты  $f_j$  является произвольной вещественной положительной диагональной матрицей) показывает наилучшую эффективность по сравнению с остальными методами. Алгоритм СЭТ приводит к неприемлемым среднеквадратическим ошибкам оценивания. Очевидно, это связано со статистическими характеристиками реальных помех, отличных от белых по пространству и времени шумов с одинаковой мощностью во всех каналах (Рис. 4,б). В то же время, алгоритм ФМ демонстрирует устойчивость к реальным сейсмическим помехам и незначительно уступает алгоритму ММП.

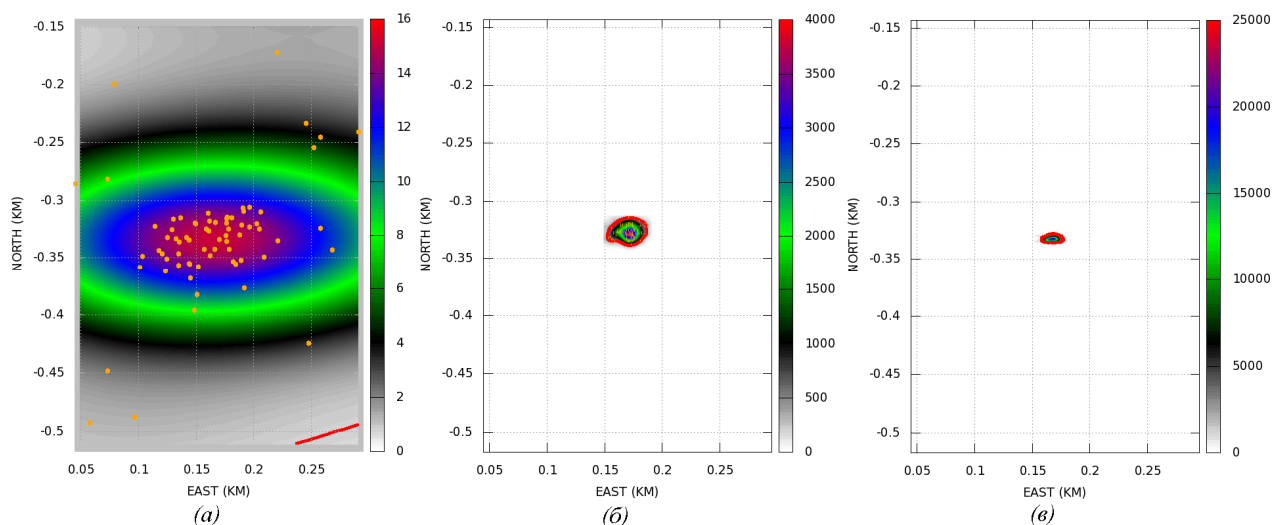


Рис. 6. Карты эмпирических двумерных распределений вероятности оценок координат (X,Y) источника: а) СЭТ оценка, б) ФМ оценка, в) ММП оценка.

Желтые точки – оценки положения источника, красные контуры – 90% эмпирические доверительные области для оценок. Источник с изотропной диаграммой излучения, реальные сейсмические помехи, зарегистрированные в ходе процедуры ГРП на месторождении углеводородов. ОСП=0.05.

Таблица 2

Элементы матриц средневквдратических отклонений для алгоритмов СЭТ, ФМ и МП

Оценка	$RMSE_x$ (км)	$RMSE_y$ (км)	$RMSE_p$ (км)
СЭТ	0.13174	0.10609	0.1689
ФМ	0.00696	0.00570	0.0090
МП	0.00476	0.00302	0.0055

### 6.3. Сравнение точности алгоритмов оценивания координат источников при реальных сейсмических помехах, зарегистрированных при проведении ГРП

Случай механизма очага в виде двойного диполя.

Согласно статистической теории оценивания оценки, обладающие робастным свойством к изменению некоторых характеристик математической модели наблюдений, неизбежно проигрывают в помехоустойчивости оценкам, оптимальным для точно известной модели [4]. В свете этого, рассмотрим результаты обработки смеси многоканальных

записей описанных выше реальных помех и синтетической многоканальной сейсмограммы от источника с механизмом очага в виде двойного диполя и диаграммой излучения, показанной на Рис. 3,б). Целью вычислительного эксперимента по методу Монте-Карло являлось сравнение точности оценки, основанной на аргументах максимумов модулей взаимных корреляций (АММК) сигналов датчиков группы, и фазовой робастной оценки (ФРО), основанной на специальном выборе функции от фазовых невязок, а также демонстрация непригодности традиционной СЭТ оценки. На Рис. 7 визуально показаны результаты сравнения оценок, а в Таблице 3 собраны численные результаты.

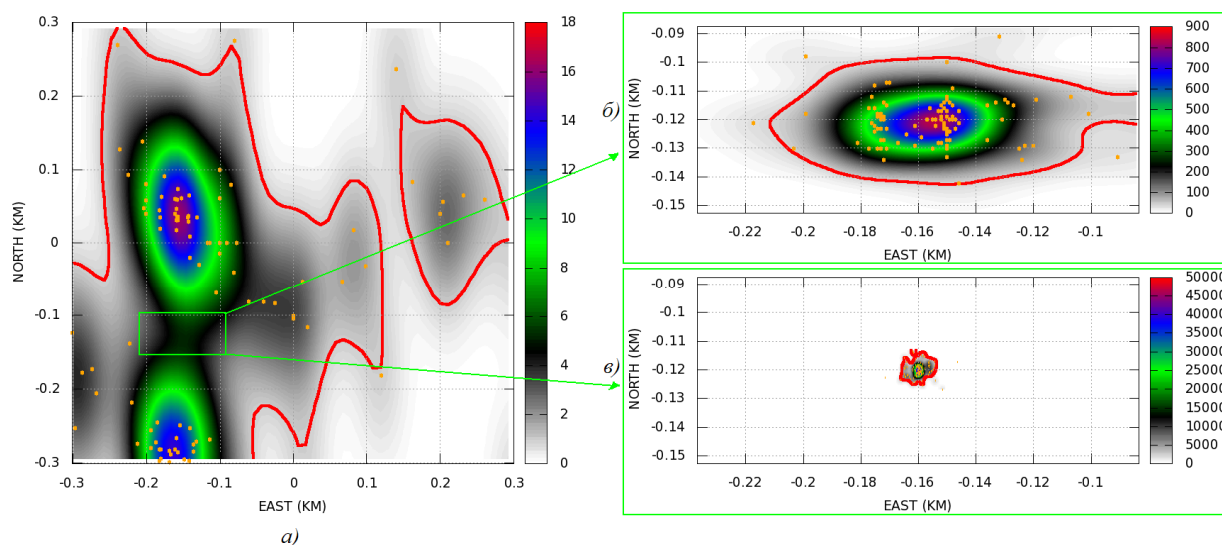


Рис. 7. Карты эмпирических двумерных распределений вероятности оценок координат  $(X, Y)$  источника:  
а) СЭТ оценка, б) АММК оценка, в) ФРО оценка.

Желтые точки – оценки положения источника, красные контуры – 90% эмпирические доверительные области для оценок. Источник с механизмом очага в виде двойного диполя, реальные сейсмические помехи, зарегистрированные в ходе процедуры ГРП на месторождении углеводородов. ОСП=0.1

Таблица 3

Элементы матриц среднеквадратических отклонений для алгоритмов СЭТ, АММК и ФРО

Оценка	$RMSE_x$ (км)	$RMSE_y$ (км)	$RMSE_p$ (км)
СЭТ	0.139050	0.162856	0.2140
АММК	0.025536	0.010770	0.0264
ФРО	0.003122	0.002241	0.0038

Оценки координат источника, полученные традиционным методом СЭТ, не концентрируются вокруг истинного положения источника (рис. 7,а). Это свидетельствует о несостоятельности алгоритма СЭТ в случае механизма микросейсмического очага более сложного, чем механизм типа взрыва. В свою очередь, оценки, робастные к диаграмме излучения источника справляются с неопределённостью механизма очага. При этом фазовая робастная оценка ФРО показывает лучшее усреднение реальных помех по сравнению с оценкой АММК, основанной на аргументах максимумов модулей взаимных корреляций сигналов на парах датчиков группы, предложенной в [14].

## Заключение

В работе теоретически и экспериментально продемонстрирована эффективность использования методов математической статистики в задаче определения координат микросейсмического источника по данным группы приемников, подверженных влиянию сильных техногенных сейсмических помех. Основными теоретическими результатами работы является синтез алгоритма максимального правдоподобия для оценивания параметров микросейсмического источника в случае аддитивных стационарных гауссовских помех, коррелированных

по времени по пространству, а также синтез фазовых алгоритмов оценивания координат источника, робастных к реальным техногенным помехам и форме диаграммы излучения источника.

С помощью метода Монте-Карло экспериментально показано, что оценка по методу максимального правдоподобия и фазовая оценка демонстрируют гораздо более высокую точность при воздействии на группу реальных техногенных сейсмических помех по сравнению с традиционно используемым в геофизике алгоритмом сейсмической эмиссионной томографии (СЭТ). При этом фазовая оценка не сильно уступает по точности вычислительно более сложному адаптивному алгоритму метода

максимума правдоподобия. Экспериментально также показано, что СЭТ оценка может быть крайне неустойчивой в случае сложного механизма очага источника и должна быть замена робастным корреляционным или робастным фазовым алгоритмом. Последний при этом показывает наибольшую помехозащищённость.

Фазовый робастный алгоритм оценивания координат источника, может оказаться весьма полезным при практическом применении для преодоления априорной неопределённости, связанной с характером механизма микросейсмических очагов, а также как эффективное средство подавления нестационарных помех со сложной стохастической природой.

#### *Благодарность*

*Автор благодарит проф. А.Ф. Кушнира за полезные обсуждения, а также руководство ЗАО НИЦ «Синапс» за право публикации данных материалов, полученных в ходе исполнения рабочих обязанностей.*

### Список литературы

1. Я. З. Цыпкин, Информационная теория идентификации // М.: Наука. Физматлит, 1995, 336 с.
2. К. Аки, П. Ричардс, Количественная сейсмология // М., Мир, 1983, 880 с.
3. Д. Бриллинджер, Временные ряды. Обработка данных и теория // М., МИР, 1980, 532 с.
4. Кушнир А. Ф., Статистические вычислительные методы сейсмического мониторинга // М., URSS, 2012, 464 с.
5. И. А. Ибрагимов, Р. З. Хасьминский, Асимптотическая теория оценивания // М.: Наука, 1979, 528 с.
6. А.А. Логинов, О.А. Морозов, М.Ю. Семенова, С.Л. Хмелев, Синтез субоптимальных цифровых фильтров на основе обобщения подхода Кейпона // Радиофизика, Вестник Нижегородского университета им. Н.И. Лобачевского, 2008, №2, с. 39–45.
7. Марпл-мл. С.Л. Цифровой спектральный анализ и его приложения. М.: Мир, 1990, 551 с.
8. Чеботарева И.Я., А.Ф. Кушнир, М.В. Рожков, Устранение интенсивной помехи при пассивном мониторинге месторождений углеводородов методом эмиссионной томографии // Физика Земли, 2008, с. 65-82
9. M. Brandstein, D. Ward, Microphone Arrays // Springer, 2001, 398 с.
10. Варыпаев А. В., Статистический анализ фазового алгоритма локации источника широкоплоского волнового поля. Распределение разности фаз спектральных компонент наблюдений на пространственно разнесённых датчиках // «Естественные и технические науки» №3, 2012, «Спутник+», с. 220-232.
11. Кушнир А.Ф., Рожков М.В. Тагизаде Т.Т., Способ измерения координат микросейсмических источников при воздействии помех, Патент RU №2451308, 20.05.2012.
12. Дженкинс Г., Д. Ваттс Спектральный анализ и его приложения, выпуск 2 // М., МИР, 1972, 284 с.
13. Eriphansky A.G., Kushnir A.F., Rozhkov M.V., Rozhkov N.M., Varupaev A.V., Dricker I.G., Hellman S. Enhancement of Surface Array Monitoring of Hydraulic Fracturing Based on Statistically Optimal Algorithms // 33-rd General Assembly of European Seismological Commission, 19 – 24 August 2012, Moscow, Russia.
14. Ерохин Г.Н., Майнагашев С.М., Бортников П.Б., Кузьменко А.П., Родин С.В., Способ контроля процесса гидроразрыва пласта залежи углеводородов, Патент RU №2319177, 19.06.2006.
15. Rozhkov, M., A. Kushnir, N. Rojkov, I. Dricker, and S. Hellman, 2012, Statistical analysis of microseismic noise during hydraulic fracturing: 74th Conference & Exhibition, EAGE, Extended Abstracts, P092, 7-12 June 2012, Copenhagen, Denmark.

## АНТИГИПОКСИЧЕСКИЙ ЭФФЕКТ ЦЕРЕБРОЛИЗИНА

**Саркисян Кристина Хореновна,**

Пятигорский филиал ГБОУ ВПО Волг ГМУ Минздрава России  
kristyfarm@rambler.ru

**Ивашев Михаил Николаевич,**

Пятигорский филиал ГБОУ ВПО Волг ГМУ Минздрава России  
ivashev@bk.ru

**Масликова Галина Викторовна,**

Пятигорский филиал ГБОУ ВПО Волг ГМУ Минздрава России  
maslikova\_kmv@mail.ru

**Аннотация.** Аминокислотам принадлежит важная роль в современной фармакологии. Они не только являются структурными элементами белков и других эндогенных соединений, но и имеют большое функциональное значение. В нашей работе исследовали антигипоксическое действие комплексного аминокислотного препарата церебролизина на модели циркуляторной гипоксии. Установлено, что церебролизин обладает выраженной антигипоксической активностью при курсовом (14 дней однократно в дозе 1.0 мл/кг массы тела) профилактическом назначении.

**Ключевые слова:** церебролизин, этацизин, каптоприл, гипоксия.

## ANTIHYPOXICAL EFFECT CEREBROLIZINA

**Sarkisyan Kristina Chorenovna,**

Pyatigorsk branch of the Volgograd state medical university

**Ivashev Michail Nikolaevich,**

Pyatigorsk branch of the Volgograd state medical university

**Maslikova Galina Viktorovna,**

Pyatigorsk branch of the Volgograd state medical university

**Abstract.** Amino acids possess an important role in modern pharmacology. They not only are structural elements of proteins and other endogenous connections, but also have great functional value. In our work investigated anti-hypoxic action of a complex aminokislотно preparation cerebrolizina on model of a circulator hypoxia. It is established that cerebrolizin possesses the expressed anti-hypoxic activity at course preventive appointment.

**Key words:** cerebrolizin, ethacyzin, captopril, antihypoxia activity.

**Актуальность.** Аминокислотам принадлежит важная роль в современной фармакологии. Они не только являются структурными элементами белков и других эндогенных соединений, но и имеют большое функциональное значение. Некоторые из них выступают в качестве нейромедиаторных веществ (глутаминовая, аспарагиновая кислоты, глицин, таурин, ГАМК и т.д.). Фенилаланин и тирозин – это биогенетические предшественники дофамина, норадреналина, адреналина; триптофан – серотонина; гистидин – гистамина. Производными аминокислот являются энкефалины, эндорфины, динарфины и другие нейропептиды, а также высвобождающие факторы (рилизинг-факторы) гипоталамуса, гормоны гипофиза, гормоны щитовидной

железы и т.д. К комплексным аминокислотным средствам относят такой лекарственный препарат как церебролизин, относящийся к средствам, регулирующим метаболические процессы.

Гипоксия представляет собой универсальный патологический процесс, сопровождающий и определяющий развитие самой разнообразной патологии. Наиболее часто гипоксические состояния возникают при заболеваниях сердечно-сосудистой системы. Поскольку в основе развития органических повреждений миокарда лежат ишемические нарушения сердечной мышцы, перспективным является изучение препаратов, обладающих антигипоксическим действием, способных в условиях тяжелой гипоксии восстановить энергетический



потенциал клетки и предотвратить развитие необратимых изменений в организме [1,2,3,5]. В связи с этим представляло интерес изучить влияние церебролизина на устойчивость животных к гипоксии.

**Цель работы:** изучить антигипоксическую активность комплексного аминокислотного препарата церебролизина в сравнении с этацизином и каптоприлом.

**Материал и методы:** эксперименты проведены на 40 белых крысах линии Wistar массой 280 – 300 г возрастом 5 – 7 недель (4 серии по 10 животных в каждой). Церебролизин и препараты сравнения этацизин и каптоприл вводили внутривентриально (в дозах 1,0 мл/кг, 0,02 мг/кг и 0,1 мг/кг, соответственно) профилактически в течение 14 дней и в последний день за 30 минут до начала развития гипоксии. Контрольной группе животных в те же сроки и тем же путем вводили изотонический раствор хлорида натрия с добавлением твина-80 в эквивалентных количествах.

Циркуляторную гипоксию воспроизводили в асептических условиях путем билатеральной окклюзии общих сонных артерий у белых крыс, наркотизированных хлоралгидратом в дозе 350 мг/кг (внутрибрюшинно). За оперированными животными вели наблюдение в течение трех суток. Учитывали гибель животных через 24, 48 и 72 часа после острой одномоментной перевязки артерий [4,6,7,9].

Статистическую обработку полученных результатов производили по t-критерию Стьюдента. Различия считались достоверными при уровне значимости  $p < 0,05$  для парных и непарных выборок по критерию Стьюдента [8,10].

**Результаты:** установлено, что комплексный аминокислотный препарат церебролизин и препараты сравнения оказывали неодинаковое влияние на устойчивость животных к различным видам гипоксий. При моделировании циркуляторной гипоксии в контрольной группе (1 серия опытов) большинство животных погибло в течение первых

суток. Через сутки от начала гипоксии в живых осталось 40% животных, а через 72 часа после операции в контроле выживаемость животных составила 30%. Во второй серии опытов при профилактическом введении церебролизина в дозе 1 мл/кг через 24 часа после перевязки общих сонных артерий выжило 80% животных, а через 48 – 72 часа – 40%. Выживаемость животных на фоне церебролизина была в 2 раза выше, чем в контроле. В третьей серии опытов выживаемость белых крыс, которым вводили этацизин в дозе 0,02 мг/кг, через 24 часа после перевязки общих сонных артерий составила 40%; через 72 часа после операции осталось в живых также 40%. Антигипоксический эффект этацизина через 72 часа был выше по сравнению с контрольными опытами, однако существенно ниже по сравнению с действием церебролизина. Препараты сравнения каптоприл не проявлял противогипоксическую активность. Так, в первые и во вторые сутки циркуляторной гипоксии выживаемость была 40%, а через 72 часа – 30%, что достоверно не превышало значений в контрольных экспериментах.

Таким образом, комплексный аминокислотный препарат церебролизин и этацизин в меньшей степени способны ингибировать патологические процессы, происходящие при гипоксии, что, скорее всего, связано с восстановлением энергетического потенциала клетки.

Наибольшей противогипоксической активностью обладает церебролизин, который, по-видимому, повышает устойчивость тканей мозга к кислородной недостаточности, способствует улучшению утилизации органами и тканями кислорода за счет тех аминокислот и низкомолекулярных белков, которые содержатся в изученном препарате.

**Вывод:** комплексный аминокислотный препарат церебролизин обладает более выраженным противогипоксическим действием в сравнении с каптоприлом и этацизином, значительно повышает устойчивость животных к циркуляторной гипоксии.

**Список литературы**

1. Арльт, А.В. Фармакологическая активность новых веществ и препаратов в эксперименте / А.В.Арльт, А.В.Сергиенко, Г.В.Масликова, И.А.Савенко, М.Н.Ивашев // International Journal on Immunorehabilitation (Международный журнал по иммунореабилитации). - 2009.- Т. 11.- №1.- С. 142-142.
2. Дугин, С.Ф. Исследование роли нейро – гуморальных систем в патогенезе экспериментальной хронической сердечной недостаточности / С.Ф. Дугин, Е.А.Городецкая, М.Н.Ивашев, А.Н.Крутиков // Информационный бюллетень РФФИ. – 1994. - Т.2. - №4. - С.292.
3. Ивашев, М.Н. Влияние ГАМК и пирацетама на мозговое кровообращение и нейрогенные механизмы его регуляции / М.Н.Ивашев, В.И.Петров, Т.Н.Щербакова // Фармакология и токсикология.–1984.– №6.– С.40 – 43.
4. Ивашев, М.Н. Антигипоксический эффект производного фенотиазина МИКС-8 / М.Н.Ивашев, Г.В.Масликова, К.Х.Саркисян // Современная наука: актуальные проблемы теории и практики. Серия: естественные и технические науки. – 2012. - №2. – С.74 – 76.
5. Ивашев, М.Н. Биологическая активность соединений, полученных синтетическим путем /М.Н. Ивашев [и др.] // Фундаментальные исследования. – 2012. - №7. – Ч.2. – С.441 – 444.
6. Масликова, Г.В. Роль селена и его соединений в терапии цереброваскулярных заболеваний / Г.В. Масликова, М.Н. Ивашев // Биомедицина. – 2010. - №3. – С. 94-96.
7. Савенко, И.А. Возможность применения ветеринарного препарата в экспериментальной фармакологии / И.А.Савенко [и др.]// Фундаментальные исследования. – 2012. - №5. – Ч.2. – С.422 – 425.
8. Саркисян, К.Х. Кардиотропные эффекты фенотиазина / К.Х. Саркисян, М.Н. Ивашев // Фармация. – 2010. - №4. – С. 38 – 40.
9. Саркисян, К.Х. Фармакотерапия аритмий / К.Х. Саркисян, М.Н. Ивашев // Новая аптека. – 2009. – №8. – С. 43-45.
10. Чуклин, Р. Е. Изучение эффектов некоторых аминокислот при гипоксической гипоксии / Р.Е. Чуклин, К.Т. Сампиева, М.Н. Ивашев, Г.М. Оганова, А.К. Гусейнов // Биомедицина. – 2010. – №4. – С. 122-123.

## КОМПЬЮТЕРНОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ ПРОЦЕССА ПРОТЕКАНИЯ ТОКА В СТРУЕ ЭЛЕКТРОПРОВОДЯЩЕЙ ЖИДКОСТИ

**Хайруллин Ирек Ханифович,**

доктор технических наук, профессор, ФГБОУ ВПО

Уфимский государственный авиационный технический университет

ferro2015@yandex.ru

**Камалов ФилюсАслямович,**

аспирант, ФГБОУ ВПО Уфимский государственный

авиационный технический университет

gprs2010@yandex.ru

**Аннотация.** Данная работа посвящена исследованию процессов, происходящих при протекании тока в струе электропроводящей жидкости. Моделирование проведено с использованием программной среды, которая использует метод конечных элементов. Сформулированы допущения, принимаемые при моделировании. Представлены описания расчетной модели, начальных и граничных условий для осуществления процесса моделирования. Получена картина магнитного поля в струе жидкости. В двух проекциях показано распределение сжимающих усилий в струе. Представлены кривые изменения радиальной составляющей электромагнитных сил и давления вдоль поперечного сечения струи при разных значениях тока в ней.

**Ключевые слова:** Магнетогидродинамический (МГД) канал, струя электропроводящей жидкости, сжимающие усилия.

## SIMULATION MODELING FLOW OF CONDUCTING INCOMPRESSIBLE FLUID IN CYLINDRICAL MAGNETOHYDRODYNAMIC CHANNELS

**Khayrullin I.H.**

Doctor of Technical Sciences, Professor, FGBOU VPO Ufa State Aviation Technical University

**Kamalov F.A.**

Postgraduate, FGBOU VPO Ufa State Aviation Technical University

**Abstract.** The article is devoted to research of the processes occurring with leakage a current in the jet of conducting fluid. Simulation is made with usage of programm medium which uses a finite-element method. The assumptions accepted at simulation are formulated. Descriptions of a computational model, initial and boundary conditions for realisation of process of simulation are presented. The magnetic field pattern in a jet of fluid is gained. In two projections distribution of compressing loads in a jet of fluid is visually displayed. Curve changes of a radial component of electromagnetic forces and pressure along cross-section section of a jet are presented at different values of a current in it.

**Keywords:** Magnetohydrodynamic (MHD) channels, a jet of conducting fluid, compressing loads.

В настоящее время известны магнетогидродинамические (МГД) машины различного назначения, к которым относятся МГД-генераторы электрической энергии, МГД-насосы, МГД-ускорители плазменных сред, компрессоры и дроссели [1]. Среди них наибольшее распространение получили МГД-насосы. Согласно [1], они могут подразделяться на кондукционные, индукционные, линейные, цилиндрические, дисковые, коаксиаль-

ные, спиральные и др. В частности, в работе [2] рассмотрен индукционный цилиндрический насос без внутреннего сердечника. Этот насос не имеет внутреннего сердечника, и рабочий канал в нем представляет собой трубку круглого сечения. Также известны МГД-устройства, например [3,4], где проводником электрического тока является струя электропроводящей жидкости. Основной функциональной частью таких устройств является струя

электропроводящей жидкости, которая служит токопроводящим каналом. Данные устройства можно отнести к МГД-устройствам, когда угол наклона его внешней стенки к оси близка или равен нулю. В отличие от аналогичных устройств, внешней стенкой канала является окружающий воздух. Данные устройства представлены как отдельные технические решения, и отсутствуют исследования, в частности, процессов, возникающих при взаимодействии тока в струе с ее собственным магнитным полем.

В данное время во всех областях науки и техники для исследований физических процессов и явлений применяются компьютерные системы моделирования. Одним из таких систем является программный пакет COMSOL Multiphysics, которая основана на методе конечных элементов.

Таким образом, разработка компьютерной модели процессов, возникающих при протекании электрического тока в струе электропроводящей жидкости, и их исследование, представляет научный и практический интерес.

Моделирование процесса протекания тока в струе электропроводящей жидкости, является сложной задачей, который требует много вычислительного времени и ресурсов. К тому же, реальная струя имеет три существенно различные фазы истечения в окружающую среду: а) область непрерывного истечения струи; б) область распада струи; в) область движения капельно-воздушной смеси. С учетом данных условий, целесообразно рассматривать первую фазу истечения струи. Модель первой фазы истечения струи представляет собой цилиндрический участок, в котором течет электропроводящая жидкость.

По аналогии с [5], под электропроводящей жидкостью будет подразумеваться расплавы металлов, жидкие электролиты, различные суспензии.

Для составления расчетной модели приняты следующие допущения:

- на рассматриваемом участке струи жидкость является сплошной и неразрывной, отсутствуют краевые гидродинамические эффекты;
- жидкость является несжимаемой;
- стенки канала являются магнитно- и электрически изолированными;
- среда является изотропной и принимается, что  $\mu=1$ ,  $\epsilon=1$ .

Известно, при течении жидкости в круглой трубе максимальная скорость находится на оси трубы [6].

У стенок трубы скорость равна нулю, т.к. частицы жидкости покрывают внутреннюю поверхность трубопровода тонким неподвижным слоем. От стенок трубы к ее оси скорости нарастают плавно. График распределения скоростей по поперечному сечению потока представляет собой параболоид вращения, а сечение параболоида осевой плоскостью - квадратичную параболу [6] (рис.1, а). В струе жидкости имеет место аналогичная картина [6] (рис. 1, б).

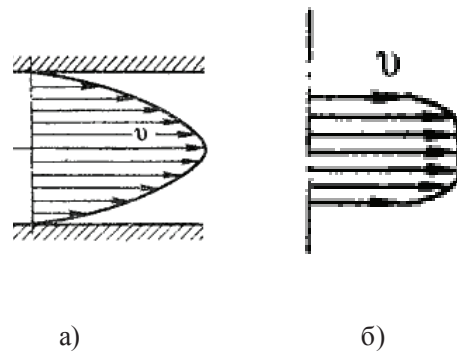


Рисунок 1. Графики распределения скоростей по поперечному сечению потока жидкости в трубе (а) и струи жидкости (б)

Исходя из вышесказанного, целесообразно принять условие, что скорость течения на границе раздела сред «жидкость – воздух»  $u = v = 0$ . Учет внешнего трения производится путем введения коэффициента проскальзывания  $0 \leq c \leq 1$ , который используется в граничных условиях на стенке трубы [7].

Исходные параметры для моделирования приведены в таблице.

Таблица

Параметры моделирования

Параметр	Значение
Значение тока в струе, А	0.4
Скорость потока, м/с	0,001
Электропроводность жидкости, См/м	100

Создание модели струи и последующее его разбиение на конечные элементы осуществлялось встроенными средствами используемой программы. Для построения 3D модели использован цилиндр диаметром 10 мм и длиной 100 мм. Материалом расчетной области струи принята вода. Свойства

материала приняты согласно встроенный библиотеке материалов Comsol. Ток в струе протекает в осевом направлении.

На рис. 2 представлена конечно-элементная модель струи. Ось струи жидкости для модели совпадает с осью X принятой системы координат.

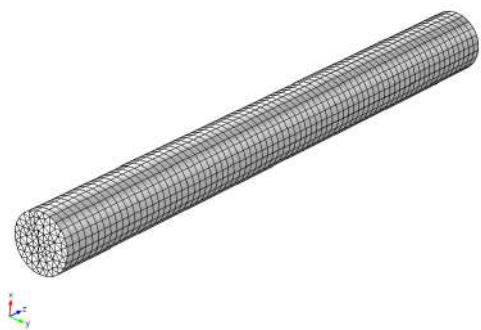


Рисунок 2. Конечно-элементная модель струи (окружающий воздух не показан)

Результаты моделирования для первой фазы истечения струи представлены ниже. На рис. 3 показано распределение векторов магнитного поля в струе, которое образуется при протекании тока. На рис. 4, 5 в двух проекциях приведено распределение сжимающих усилий в струе.

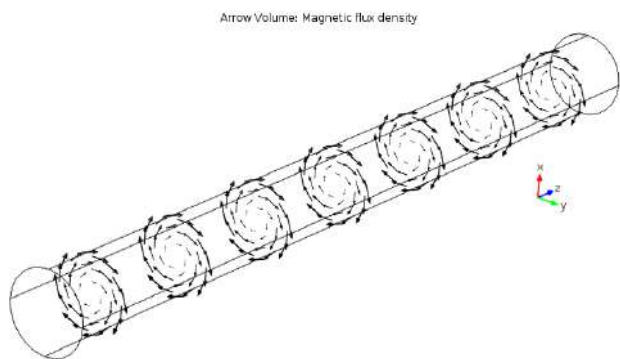


Рисунок 3. Распределения векторов магнитного поля в струе

Ток, протекающий в струе в продольном направлении, создает магнитное поле, диаграмма распределения силовых линий которого приведена на рис. 3. Стрелками показаны направление векторов индукции магнитного поля  $\vec{B}$ . При взаимодействии магнитного поля с протекающим током в струе образуются сжимающие усилия, которые направлены к его оси (рис. 4, 5). Также стоит отметить, что приведенные выше рисунки подтверждают,

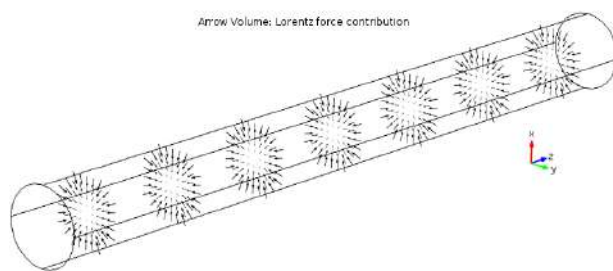


Рисунок 4. Диаграмма распределения векторов сжимающих усилий (сил Лоренца) в струе

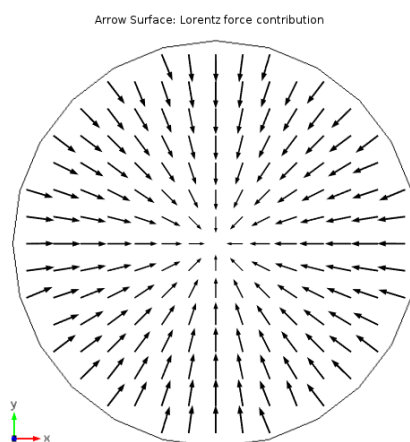


Рисунок 5. Диаграмма распределения векторов сжимающих усилий (сил Лоренца) в поперечном сечении струи

что построенная модель полностью адекватна. К примеру, распределение магнитное индукции (рис. 3) является именно таким, каким он должен быть согласно правилу «буравчика».

С помощью данной модели струи было проведено исследование влияния величины тока в струе на величину радиальной составляющей электромагнитных сил в струе и на гидродинамические параметры струи, в частности на давление в струе.

На рис. 6 приведены сравнительные кривые изменения вдоль поперечного сечения струи радиальной составляющей электромагнитных сил при токах в струе 0 А, 2 А и 4 А.

На рис. 7 приведены сравнительные кривые изменения давления вдоль поперечного сечения струи при токах 0 А, 2 А и 4 А. Симметричность модели позволяет привести кривые для половины модели струи.



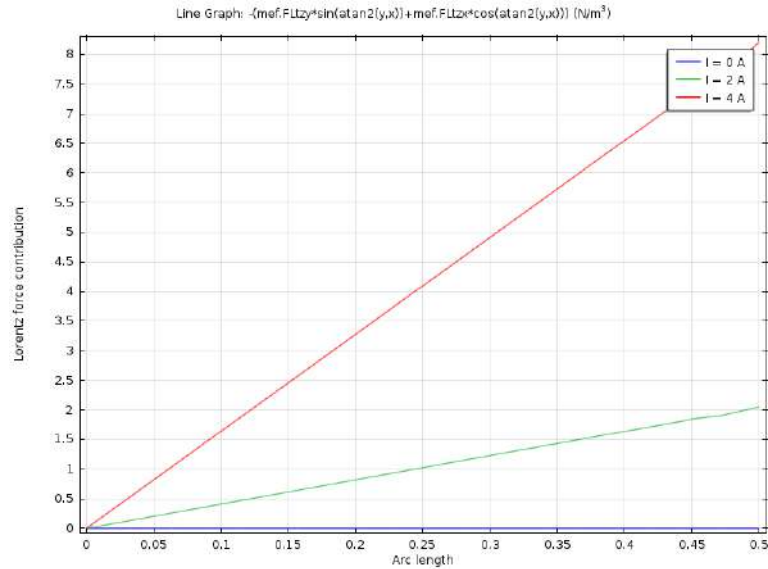


Рисунок 6. Сравнительные кривые изменения радиальной составляющей электромагнитных сил вдоль поперечного сечения струи при токах в струе 0 А, 2 А и 4 А

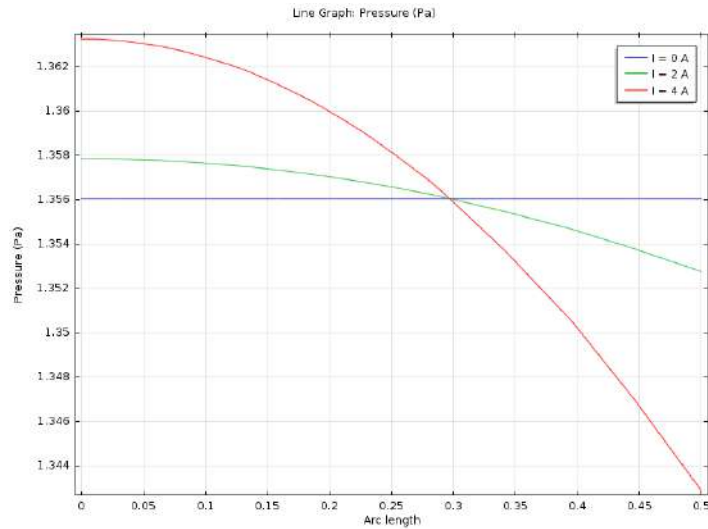


Рисунок 7. Сравнительные кривые изменения давления вдоль поперечного сечения струи при токах 0 А, 2 А и 4 А

На рис. 6 видно, что при нулевом токе электромагнитные силы в струе отсутствуют. При токах в струе 2 А и 4 А радиальная составляющая электромагнитных сил прямо пропорционально увеличиваются. При отсутствии в струе тока (кривая I = 0 А на рис. 7), давление вдоль поперечного сечения

струи постоянна, и при увеличении тока (кривые I = 2 А и I = 4 А на рис. 7) давление в центре струи под действием электромагнитных сил увеличивается, а вблизи к поверхности струи падает.

Таким образом, можно сделать общий вывод, что полученные результаты моделирования процессов,

происходящих при протекании в струе электропроводящей жидкости, в целом согласуются с теорией, в частности, с теоретическими выкладками, приведенными в работе [8]. Установлено, что электромагнитные силы, возникающие при протекании тока, прямо пропорционально зависят от значения этого тока, а также, что давление в струе имеет также зависимость от тока, протекающего в ней. Причем при увеличении тока значение давления в центре струи увеличивается, а вблизи к поверхности струи падает.

С использованием специализированной программной среды COMSOL Multiphysics выполнено исследование процессов, происходящих при протекании тока в струе электропроводящей жидкости. Разработана компьютерная модель связанных задач из областей гидродинамики и электротехники. Установлено, что полученные результаты в достаточной степени согласуются с теорией. Разработанная модель может быть применена при разработке и исследовании соответствующих МГД-устройств, где проводником электрического тока являются жидкие электролиты, ионизированный газ, расплавы металлов.

### Список литературы

1. Кирко И. М., Кирко Г. Е. Магнитная гидродинамика. Современное видение проблем. - М.-Ижевск: НИЦ «Регулярная и хаотическая динамика». Ижевский Институт компьютерных исследований, 2009. - 632 с.
2. Вольдек А.И. Индукционные магнитогидродинамические машины с жидкометаллическим рабочим телом. - Л.: Энергия, 1970. - 271 с.
3. Патент РФ №2370720, F41B 015/04. Электрошокер/ Хайруллин И.Х., Исмагилов Ф.Р., Камалов Ф.А. – Оpubл. 20.10.2009. - Бюл. №29. – 5 с.
4. Patent US №5625525, F41B 9/00, F41B 015/04. Portable electromagnetic stun device and method/ Peter G., Wild, Jr., Norbert C. - Оpubл. 29.04.1997. - Бюл. №08/273571. - 8с.
5. Черняк В. Г., Суетин П. Е. Механика сплошных сред: Учеб. пособ.: Для вузов. - М.: ФИЗМАТЛИТ, 2006. - 352 с.
6. Башта Т.М., Руднев С.С., Некрасов Б.Б. и др. Гидравлика, гидромашины и гидроприводы: Учебник. 2-е изд., перераб. - М.: Машиностроение, 1982. - 423 с.
7. Зайцев А.В., Пеленко Ф.В. Моделирование течения вязкой жидкости в трубе/ Электронный научный журнал «Процессы и аппараты пищевых производств» - №1, 2012 – с. 163-168
8. Хайруллин И.Х. Электрогидродинамические процессы в струе электропроводящей жидкости при протекании тока/ И.Х. Хайруллин, Ф.А. Камалов// Вестник ВГТУ. – 2011. – Т. 7, №5. – С. 150-152.

## К ВОПРОСУ ОЦЕНКИ КАЧЕСТВА ТЕХНОЛОГИЧЕСКОГО ОБОРУДОВАНИЯ СЕРВИСНЫХ ПРЕДПРИЯТИЙ

**Новиченко Антон Игоревич,**

К.т.н., доцент, ФГБОУ ВПО

Московский государственный университет природообустройства

antonypirs@mail.ru

**Шолохов Михаил Николаевич,**

Старший преподаватель, соискатель, ФГБОУ ВПО

Московский государственный университет природообустройства

**Подхватилин Иван Михайлович,**

Ассистент, соискатель, ФГБОУ ВПО

Московский государственный университет природообустройства

**Аннотация.** В работе предложена методика выбора технологического оборудования предприятия, базирующаяся на сравнительной оценке технико-экономических показателей. На примере сервисного предприятия агропромышленного комплекса произведена комплексная оценка качества линий технического диагностирования транспортных машин.

**Ключевые слова:** качество оборудования, технологическое оснащение, оценка потребительских свойств, метод профилей, линия диагностирования.

## TO THE QUESTION OF THE ESTIMATION OF QUALITY PROCESS EQUIPMENT OF THE SERVICE ENTERPRISES

**A. Novichenko, M. Sholohov, I. Podhvatilin**

The Moscow state university of environmental engineering

**Summary.** In work the technique of a choice of the process equipment of the enterprise, based on a comparative estimation of technical and economic parameters is offered. On an example of the service enterprise of agriculture the complex estimation of quality of lines of technical diagnosing of transport machines is made.

**Keywords:** Quality of the equipment, technological equipment, estimation of consumer properties, method of structures, line of diagnosing.

На сегодняшний момент процесс обновления производственных фондов предприятий технического сервиса агропромышленного комплекса затруднен в связи с отсутствием научно обоснованных методик формирования парка технологического оборудования и инженерно-технологических сооружений, учитывающих качественные показатели. В связи с этим возникает необходимость разработки методики подбора технологического оборудования, базирующаяся на сравнительной оценке экономической эффективности, качества и конкурентоспособности существующих образцов и дающая возможность потребителям объективно оценить сравниваемые модели и осуществить обоснованный выбор с учетом качественных характеристик и ценовых показателей.

**Качество оборудования** – это совокупность свойств, обуславливающих пригодность удовлетворять потребностям в соответствии с его назначением. Свойства оборудования, в свою очередь, характеризуются рядом показателей качества, которые понимаются как мера совершенства и прогрессивности и являются основой для количественной оценки технического уровня оборудования, опираясь на которую можно выбрать наилучшее из предлагаемых на рынке.

Для оценки качества изделия, проявляющегося в первую очередь через его свойства, необходимо:

- 1) определить перечень тех свойств, совокупность которых в достаточно полной мере характеризует его качество;
- 2) измерить свойства или определить их численные значения;

3) аналитически сопоставить полученные данные с подобными характеристиками эталонного образца.

Полученный результат будет с достаточной степенью достоверности характеризовать качество исследуемого объекта.

В целях определения эффективности функционирования технологического оборудования желательно установить зависимость количественного показателя качества и стоимости.

В качестве объектов исследования были выбраны однотипные линии технического диагностирования грузовых автомобилей (таблица 1). В составе рассматриваемых линий диагностирования содержится по 5 постов: приборы контроля ОГ (газоанализатор/дымомер); стенд контроля тормозных систем; стенд проверки спидометров (тахографов) и увода колес от прямолинейного движения; стенд контроля состояния подвески и рулевого управления (люфт-детектор); стенд проверки световых приборов.

Таблица 1

Краткая характеристика линий диагностики

№ п/п	Производитель	Производительность, а/м в смену	Количество постов, ед.	Стоимость линии, тыс. руб
1	ГАРО (Россия)	30	5	1130
2	Bosch (Германия)	40	5	1940
3	Cartec (Германия)	36	5	1610
4	МАНА (Германия)	38	5	1850
5	Corghi (Италия)	40	5	1820
6	Tecnotest (Италия)	36	5	1680
7	Muller Bem (Франция)	43	5	1740

С учетом приведенных требований был осуществлен выбор и проведена классификация показателей качества представленных линий технического диагностирования грузовых автомобилей (таблица 2).

Для определения эффективности линий технического диагностирования использовался интегральный коэффициент качества ( $K_k$ ), который предлагается определять *методом профилей*. Данная методика позволяет объединить частные технико-экономические показатели объектов исследования в один общий безразмерный интегральный показатель:

$$K_k = \frac{Y_1/2 + Y_2 + \dots + Y_{n-1} + Y_n/2}{n-1}, \quad (1)$$

где  $Y_1 \dots Y_n$  – расчетные величины, которые определяются:

- для показателей, повышающих коэффициент качества:

$$Y_{\text{ипр}} = \frac{\Pi_i - \Pi_{i\text{min}}}{\Pi_{i\text{max}} - \Pi_{i\text{min}}}, \quad (2)$$

- для показателей, снижающих коэффициент качества:

$$Y_{\text{юбр}} = \frac{\Pi_{i\text{max}} - \Pi_i}{\Pi_{i\text{max}} - \Pi_{i\text{min}}}, \quad (3)$$

где  $\Pi_{i\text{max}}$  и  $\Pi_{i\text{min}}$  – принятые граничные максимальные и минимальные значения  $i$ -го показателя;

$\Pi_i$  – значение  $i$ -го показателя для оцениваемого объекта исследования.

В целом качество технологического оборудования оценивается интегральным показателем – относительной площадью профиля, построенного внутри оценочного поля по технико-эксплуатационным и экономическим показателям. При оценке качественных характеристик линий диагностирования различных производителей учитывались следующие основные группы показателей: конструктивные, эксплуатационные, экономические. Как видно из приведенных показателей (таблица 2) наиболее высокий коэффициент качества имеет линия диагностики Muller Bem.

Таблица 2

Технико-экономические показатели качества линий диагностирования

№ п/п	Наименование показателей	Характер влияния	ГАРО (Россия)	Bosch (Германия)	Cartec (Германия)	МАНА (Германия)	Corghì (Италия)	Tecnostest (Италия)	Muller Bem (Франция)
<b>Пост 1. Приборы контроля отработавших газов: газоанализатор / дымомер</b>									
Газоанализатор для бензиновых двигателей									
1	Рабочее давление, мБар	пр	750 / 1000	700 / 1060	750 / 1100	750 / 1100	700 / 1000	700 / 1060	750 / 1000
2	Прогрев измерительной камеры, мин	обр	13	10	11	11	10	10	12
3	СО, %	пр	10	10	15	15	10	15	10
4	СО <sub>2</sub> , %	пр	20	18	20	20	18	20	16
5	СН, ppm	пр	5000	10000	8000	10000	9000	10000	10000
6	О <sub>2</sub> , %	пр	25	22	22	22	25	25	25
7	Лямбда	пр	0/2	0,5/2	0/4	0,5/4	0,5/4	0,5/2	0,5/2
8	Частота вращения коленвала, об/мин	пр	10000	15000	10000	10000	20000	20000	10000
Дымомер для дизельных двигателей									
9	Длина измерительной камеры, мм	пр	430	400	350	400	300	250	350
10	Диаметр измерительной камеры, мм	обр	28	24	26	25	24	25	26
11	Средняя мощность, Вт	пр	40	90	90	90	100	100	90
12	Степень замутнения, %	пр	100	100	100	100	100	100	100
<b>Пост 2. Стенд контроля тормозных систем</b>									
13	Нагрузка на ось, т	пр	13	15	15	13	16	15	15
14	Коэф-т сцепления шин с роликами	пр	0,8	0,9	0,9	0,9	0,8	0,8	0,8
15	Скорость вращения роликов, км/ч	пр	2,3	2,5	2,3	2,2	2,0	2,3	2,2
16	Время срабатывания, с	обр	1,5	1,1	1,3	1,2	1,2	1,2	1,2
17	Длина роликов, мм	пр	1235	1050	1000	1000	1070	1000	1000
18	Диаметр роликов, мм	пр	301	282	300	202	250	255	250
19	Расстояние между осями роликов, мм	обр	560	530	500	450	442	455	520
20	Ширина колеи по роликам, мм	пр	800 / 2800	800 / 2800	1000 / 3000	800 / 2800	1000 / 3000	800 / 2800	800 / 2800
21	Мощность электродвигателя, кВт	обр	7,5	11	11	7,5	11	11	11
22	Измерение тормозных сил, кН	пр	5/30	0/40	8/40	0/40	0/40	0/40	0/40
23	Усилия на органе управления, Н	пр	100 / 1000	0 / 1000	0 / 1000	0 / 1000	0 / 1000	0 / 1000	0 / 1000
<b>Пост 3. Стенд проверки увода колес от прямолинейного движения</b>									
24	Нагрузка на ось, т	пр	15	13	15	15	13	13	15
25	Длина платформы, мм	пр	850	1000	1000	800	840	840	1230
26	Ширина платформы, мм	пр	650	800	800	500	650	650	930
27	Измерение «схождения», м/мм	пр	-15 / 15	-15 / 15	-14 / 14	-20 / 20	-15 / 15	-16 / 16	-15 / 15



№ п/п	Наименование показателей	Характер влияния	ГАРО (Россия)	Bosch (Германия)	Cartes (Германия)	МАНА (Германия)	Corghì (Италия)	Tesnotest (Италия)	Muller Vert (Франция)
<b>Пост 4. Стенд контроля состояния подвески и рулевого управления</b>									
28	Нагрузка на ось, т	пр	15	15	15	16	16	16	15
29	Ход площадок, мм	пр	150	160	150	150	160	160	140
30	Размер квадратной площадки, мм	пр	800	750	730	750	600	520	800
31	Усилие на площадке, кН	пр	28	28	30	28	26	30	26
32	Давление в гидроприводе, бар	пр	130	140	120	130	140	120	120
33	Мощность гидроагрегата, кВт	пр	2,5	3	3	2,5	3,5	3	2,5
<b>Пост 5. Стенд проверки световых приборов</b>									
34	Диаметр линзы, мм	пр	250	240	230	230	240	200	220
35	Перемещение оптической камеры, мм	пр	250 / 1300	250 / 1300	200 / 1420	200 / 1300	230 / 1300	265 / 1400	280 / 1380
Отклонение светового луча, мм/10м:									
36	- по вертикали	пр	-40 40	-60 60	-50 50	-60 60	-50 50	-50 50	-40 40
37	- по горизонтали	пр	-35 35	-20 20	-25 25	-40 40	-30 30	-20 20	-20 20
38	Сила света фары, кд	пр	100000	100000	150000	100000	100000	150000	125000
<b>Эксплуатационные показатели</b>									
39	Производительность, а/м в смену	пр	30	40	36	38	40	36	43
40	Погрешность измерений, %	обр	10	4	6	5	7	8	3
41	Стабильность работы, балл	пр	4	8	6	8	4	6	10
42	Чувствительность, балл	обр	10	4	8	5	7	6	2
43	Безотказность, балл	пр	4	8	7	9	6	7	10
44	Долговечность, балл	пр	5	8	7	9	6	7	10
45	Ремонтопригодность, балл	пр	10	7	7	8	6	6	8
<b>Экономические показатели</b>									
46	Цена линии диагностики, тыс.руб.	обр	1130	1940	1610	1850	1830	1680	1740
47	Эксплуатационные затраты, тыс.руб.	обр	2870	4059	3587	3899	3898	3680	3767
48	Коэффициент окупаемости	пр	0,47	0,35	0,39	0,34	0,40	0,36	0,51
49	Бюджетный эффект, тыс.руб.	пр	1694	2235	2017	2114	2266	2000	2522
50	Рентабельность инвестиций	пр	1,28	1,08	1,13	1,06	1,16	1,08	1,39
<b>Показатели качества</b>									
Коэффициент качества			0,465	0,574	0,561	0,579	0,554	0,535	0,597
Ранг по коэффициенту качества			7	3	4	2	5	6	1

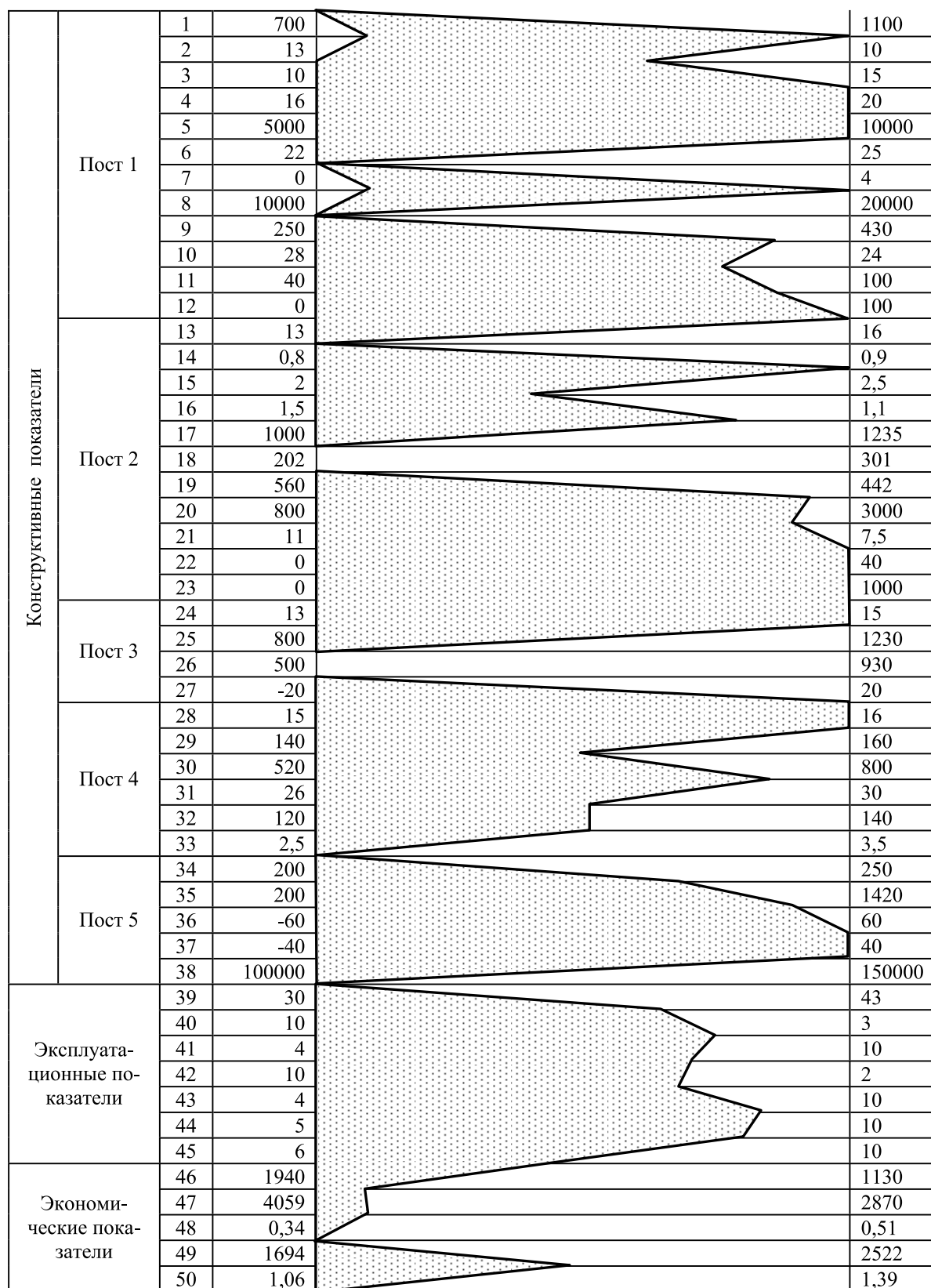


Рис. 1. Профиль качества линии диагностирования «МАНА»

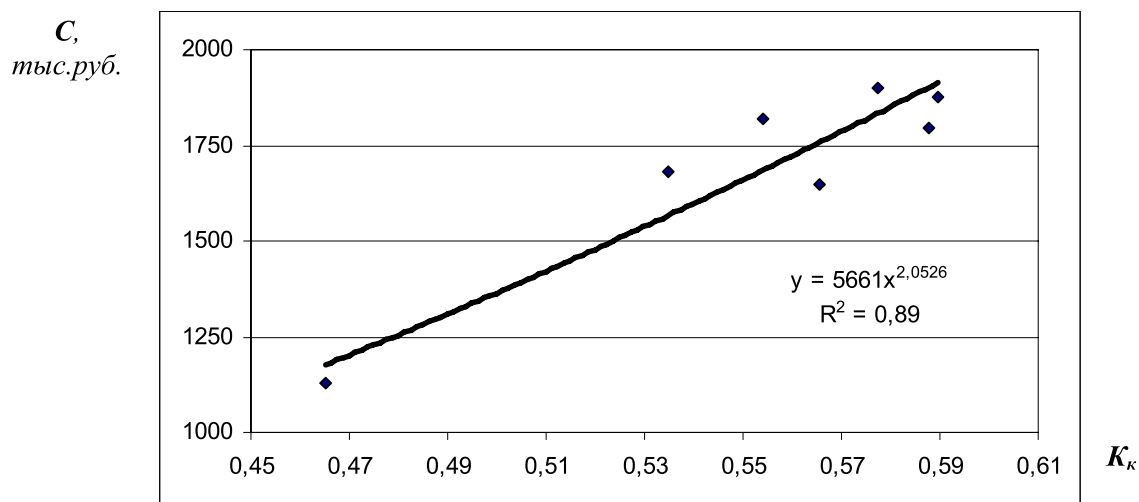


Рис. 2. Зависимость стоимости оборудования от коэффициента качества

Также объекты исследования оценивались в реальных условиях эксплуатации экспертами по выбранным для анализа технико-экономическим показателям. Часть показателей были получены непосредственным измерением, часть – путем балльной оценки. Выявленная зависимость цены от коэффициента качества объектов исследования, полученного с применением метода «профилей» демонстрирует тесную статистическую связь.

Таким образом, предлагаемая методика оценки качества технологического оборудования может быть взята за основу создания экспертной системы, применение которой позволит своевременно и объективно принимать решения в процессе формирования оптимального парка технологического оборудования сервисных предприятий агропромышленного комплекса.

### Список литературы

1. Миротин Л.Б. Управление автосервисом.– М.: Экзамен, 2004.– 320 с.
2. Карташов В.П. Развитие производственно-технической базы автотранспортных предприятий. – М.: Транспорт, 1991.– 151 с.
3. Новиченко А.И., Шолохов М.Н. Современные средства повышения эксплуатационно-технологических свойств машин // Сб. материалов Междунар. науч.-практ. конф.– М.: МГУП, 2011.

## МОДЕЛЬ ПОЯВЛЕНИЯ СОБЫТИЯ В ВЕРОЯТНОСТНОМ МИРЕ

**А.И. Богомолов,**

Финансовый университет при Правительстве Российской Федерации, г. Москва  
bogomol@list.ru

**В.П. Невежин**

Финансовый университет при Правительстве Российской Федерации, г. Москва  
notpolite@ya.ru

**Аннотация.** Предлагается модель появления события (например, дефолт мировой экономики), которая представляет собой сочетание байесовской сети доверия и линейной вероятностной модели (модели двоичного выбора).

**Статья по материалам монографии:** “Инновационные и информационные технологии в развитии национальной экономики: теория и практика: Монография / Под ред. Т. С. Клебановой, В. П. Невежина, Е.И. Шохина. – М.: Научные технологии, 2013. – 528 с.

## MODEL EVENT APPEARANCE IN THE WORLD OF PROBABILITY

**A.I. Bogomolov, V.P. Nevezhin**

Financial University Under the Government of Russian Federation,  
Moscow

**Summary.** The model of occurrence of event, (for example, a default of economic) which represents a combination belief Bayesian networks and linear likelihood model (model of a binary choice) is offered.

**This article wrote on the basis of monograph:** “The innovation and information technologies in the development of national economy: theory and practice”

События, которые происходят в нашем мире, обусловлены причинно-следственными связями с другими событиями, конфигурация которых и вероятность реализации, меняются в зависимости от сообщений, которыми они обмениваются. События, происходящие в нашем мире, каковы бы они не были, можно считать случайными, так как их появление можно предсказать лишь с некоторой вероятностью. Случайное событие определено как событие, которое при осуществлении совокупности условий эксперимента может произойти или не произойти. Если при вычислении вероятности события никаких других ограничений, кроме условий эксперимента, не налагается, то такую вероятность называют **безусловной**; если же налагаются и другие дополнительные условия, то вероятность события называют **условной**. Например, часто вычисляют вероятность события  $B$  при дополнительном условии, что произошло событие  $A$ . **Условной вероятностью**

$$P_A(B) = P(B | A)$$

называют вероятность события  $B$ , вычисленную в предположении, что событие  $A$  уже наступило. Вероятность **совместного появления двух зависимых событий** равна произведению вероятности одного из них на условную вероятность второго, вычисленную при условии, что первое событие произошло, т.е.

$$P(AB) = P(B)P(A | B) = P(A)P(B | A)$$

В частности, отсюда получаем [1]

$$P(A | B) = \frac{P(AB)}{P(B)}$$

Безусловная вероятность существует только в теории. В реальном мире все события в той или иной степени взаимосвязаны и зависят от вероятности появления влияющих на них других событий.

Талантливый математик Фрэнк Пламптон Рамсей [2] доказал, что полная неупорядоченность невозможна. Каждое достаточно большое множество чисел, точек или объектов обязательно содержит высоко упорядоченную структуру. Отсюда мы делаем предположение, что все события образуют некий бесконечный хаос событий, в котором существуют упорядоченные структуры взаимосвязанных событий и вероятность появления отдельного события можно представить в виде некоторого графа, что и сделал Томас Байес [3].

**Байесовская сеть** (или Байесова сеть, Байесовская сеть доверия) – это графическая вероятностная модель, представляющая собой множество переменных и их вероятностных зависимостей [4]. Например, байесовская сеть может быть использована для вычисления вероятности того, чем болен пациент по наличию или отсутствию ряда симптомов, основываясь на данных о зависимости между симптомами и болезнями. Математический аппарат Байесовых сетей создан американским ученым Джудой Перлом, лауреатом Премии Тьюринга (2011) [5]. Перлу принадлежит авторство термина «байесовская сеть», который обозначает статистическую модель, имитирующую деятельность человеческого мозга: в такой сети непрерывно происходит обмен сообщениями без участия какого-либо главного контрольного органа.

Формально, байесовская сеть – это направленный ациклический граф, каждой вершине которого соответствует случайная переменная, а дуги графа кодируют отношения условной независимости между этими переменными. Пример простейшей байесовской сети доверия приведен на рис. 1.

Вершины могут представлять переменные любых типов, быть взвешенными параметрами, скрытыми переменными или гипотезами. Существуют эффективные методы, которые используются для вычислений и обучения байесовских сетей.

Формула совместного распределения вероятностей в узлах сети записывается как результат локальных распределений в узле и его предках (2).

$$P(X_1, \dots, X_N) = \prod_{i=1}^N P(X_i | \text{parents}(X_i))$$

Байесовские сети доверия позволяют решать две важные задачи: прогноз и диагноз [4]. Существует множество алгоритмов, представляющих приближенный вероятностный вывод: на основе посылки

сообщений, преобразовании Байесовской сети в дерево, стохастических выборок: вероятностного взвешивания, выборки по собственной важности, выборки по адаптивной важности, случайной выборки и др. [6]. Некоторые из этих алгоритмов реализованы программно в приложениях с открытым кодом (см. Приложение А).

Сложность применения сетей доверия к исследованию реальных экономических и социальных процессов заключается в громоздкости вычислений при больших размерах сетей и в приближительности оценок вероятности появления событий, влияющих на интересующие нас процесс или событие. Задачу можно попытаться облегчить, если рассматривать случайные события как бинарные переменные и определять их значение на основе бинарной модели выбора.

**Модель бинарного выбора** — применяемая в эконометрике модель зависимости бинарной переменной (принимающей всего два значения – 0 и 1) от совокупности факторов.

$$y_i = \begin{cases} 1, & y_i^* \geq 0 \\ 0, & y_i^* < 0 \end{cases}$$

Построение обычной линейной регрессии для таких переменных теоретически некорректно, так как условное математическое ожидание таких переменных равно вероятности того, что зависимая переменная примет значение 1, а линейная регрессия допускает и отрицательные значения и значения выше 1 [7]. Поэтому обычно используются некоторые интегральные функции распределения. Чаще всего используются нормальное распределение (пробит), логистическое распределение (логит),

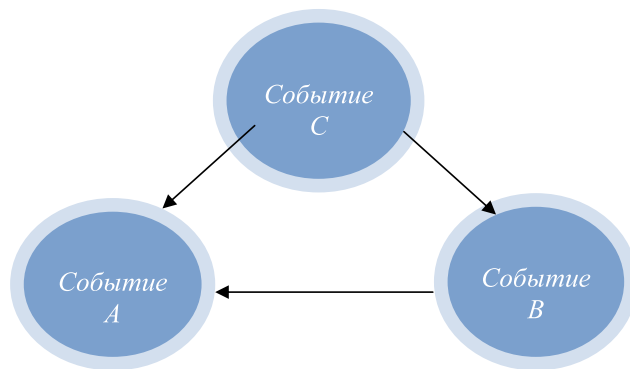


Рисунок 1. Простейшая сеть доверия Байеса



распределение Гомперца (гомпит). В логистическом распределении вероятность события определяется функцией

$$p_i = F(Z_i) = \frac{1}{1 + e^{-Z_i}},$$

где  $Z$  является линейной функцией объясняющих переменных:

$$Z = b_0 + b_1x_{i1} + \dots + b_jx_{ij} + \dots + b_kx_{ik} + e_i$$

Переменная  $Z$  является внутренней, объясняемой переменной, а  $X_i$  – внешние, объясняющие переменные (рис. 2):

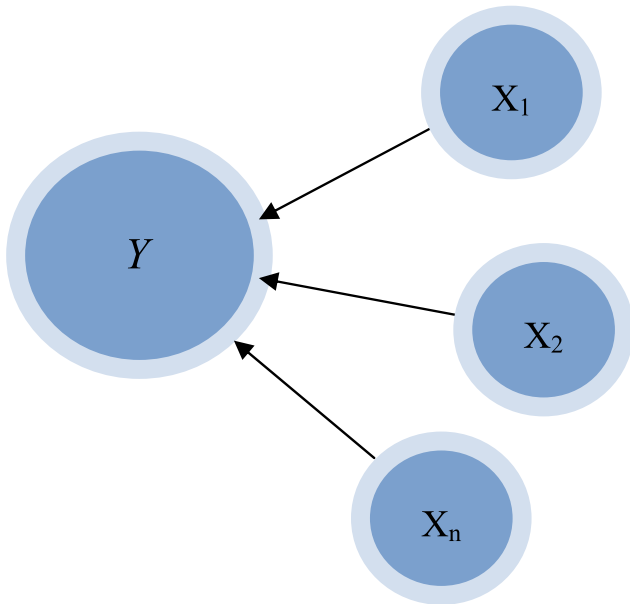


Рисунок 2. Графическая модель линейной множественной регрессии

При построении модели сети доверия для оценки вероятности интересующего нас события, вероятности «объясняющих» событий нижних уровней мы будем определять на основе бинарной модели выбора. Считается, что объясняющие события бинарной модели являются независимыми, в то время как другие события сети доверия могут быть взаимозависимыми (рис. 3).

Рассмотрим модель возможного дефолта российской экономики вследствие развития кризисных

событий в экономиках Европы, США и Китая (события А, Y, В и С). Вероятность развитие негативных событий (дефолта) в экономике Европы – Y, будем определять на основе макроэкономической модели Хоггарта, Соренсена и Зикчино (2005), Алвеса (2005), Тройтлера и Вайлера (2006) [8]. Как правило, в их основе лежит модель векторной авторегрессии

$$Z_{t+1} = C + \sum_{j=1}^p \Phi_j Z_{t+1-j} + \varepsilon_{t+1}$$

где  $C$  – вектор постоянных величин,

$\Phi$  – матрица коэффициентов,

$Z$  – вектор эндогенных переменных, который включает как вероятность дефолта (или другие прокси масштаба экономической рецессии), так и другие параметры, отражающие состояние экономики.

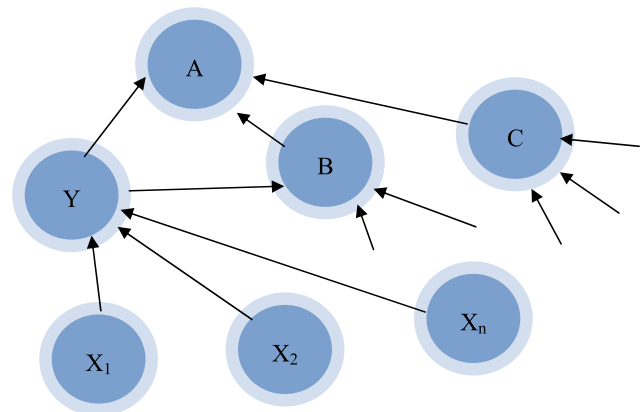


Рисунок 3. Пример сети доверия, где вероятности событий В и С определяются экспертным путём, а вероятность события Y на основе бинарной модели

Вероятности негативных событий В, С и А определяются на основе алгоритмов сети доверия с помощью соответствующей программной системы, например Netica [9].

Комбинированный подход на основе сетей доверия и бинарных моделей расширяет возможности первого и второго методов и имеет большую объяснительную способность, чем каждый из них в отдельности.

**СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ**

1. [http://www.matburo.ru/tvbook\\_sub.php?p=par15](http://www.matburo.ru/tvbook_sub.php?p=par15)
2. <http://rusnauka.narod.ru/lib/matem/ramsey/rams.htm>
3. [http://ru.wikipedia.org/wiki/%C1%E0%E9%E5%F1,\\_%D2%EE%EC%E0%F1](http://ru.wikipedia.org/wiki/%C1%E0%E9%E5%F1,_%D2%EE%EC%E0%F1)
4. Changyun Wang. Bayesian Belief Network Simulation. Department of Computer Science Florida State University February 24, 73 pages, 2003
5. <http://www.osp.ru/cw/2012/07/13014066/>
6. Дзюбан Юрий, Болдак Людмила. Анализ алгоритмов вывода в Байесовских сетях доверия. <http://www.hpc-ua.org/sites/default/files/proceedings-2012/35.pdf>
7. Пасечник, А.А. Использование эконометрических моделей бинарного выбора для оценки вероятности банкротства российских банков [Текст] / А.А. Пасечник, Д.А. Пасечник, Е.Н. Лукаш // Молодой ученый. — 2011. — №10. Т.1. — С. 137-148.
8. <http://www.beintrend.ru/2011-12-01-20-09-36>
9. <http://www.norsys.com/netica>

# ИННОВАЦИОННЫЕ ТЕХНОЛОГИИ МОДЕЛИРОВАНИЯ ЭКОНОМИЧЕСКОЙ ЗАЩИЩЕННОСТИ ПРОМЫШЛЕННОГО ПРЕДПРИЯТИЯ

**С.В. Солодухин,**

Запорожская государственная инженерная академия, г. Запорожье  
solod1@yahoo.com

**И.А. Клопов,**

Запорожская государственная инженерная академия, г. Запорожье  
ziclope@mail.ru

**Аннотация.** В работе изложены основные результаты исследования теоретических и практических аспектов моделирования экономической защищенности промышленного предприятия. Предложена концепция моделирования экономической защищенности промышленного предприятия, сформирована комплекс моделей определения уровня экономической защищенности предприятия.

**Статья по материалам монографии:** “Инновационные и информационные технологии в развитии национальной экономики: теория и практика: Монография / Под ред. Т. С. Клебановой, В. П. Невежина, Е.И. Шохина. – М.: Научные технологии, 2013. – 528 с.

## INNOVATIVE TECHNOLOGY SIMULATION ECONOMIC SECURITY INDUSTRIAL ENTERPRISES

**S.V. Solodukhin, I.A. Kloпов,**

Zaporozhye State Engineering Academy

**Summary.** The paper is devoted to the basic results of research of theoretical and practical aspects of design of economic protected of industrial enterprise. Conception of design of economic protected of industrial enterprise is offered, formed the complex of models of determination of level of economic protected of enterprise.

**This article wrote on the basis of monograph:** “The innovation and information technologies in the development of national economy: theory and practice”

Проведенный анализ трудов отечественных и зарубежных ученых показывает [1,2,6,7,10], что механизм обеспечения экономической защищенности предприятия (ЭЗП) рассматривается как совокупность управленческих, экономических, организационных, правовых и мотивационных способов гармонизации интересов предприятия с интересами субъектов внешней среды, с помощью чего, с учетом особенностей деятельности предприятия, обеспечивается получение прибыли, величина которой достаточная для пребывания предприятия в экономической безопасности.

С учетом существующих методов и подходов к оцениванию и анализу ЭЗП предложена концепция

моделирования экономической безопасности промышленного предприятия (рис. 1), инновационный характер которой основывается на многокритериальном анализе процессов бизнеса, которые отображают разные стороны экономической деятельности, а именно: финансовую, технико-технологическую, кадрово-интеллектуальную, информационную [4].

Реализация концепции дает возможность оценить влияние внешних и внутренних угроз на формирование нестабильной экономической ситуации, а также разработать комплекс управленческих действий, направленных на их локализацию или предотвращение потерь, связанных с их влиянием. Предложенная концепция моделирования эконо-

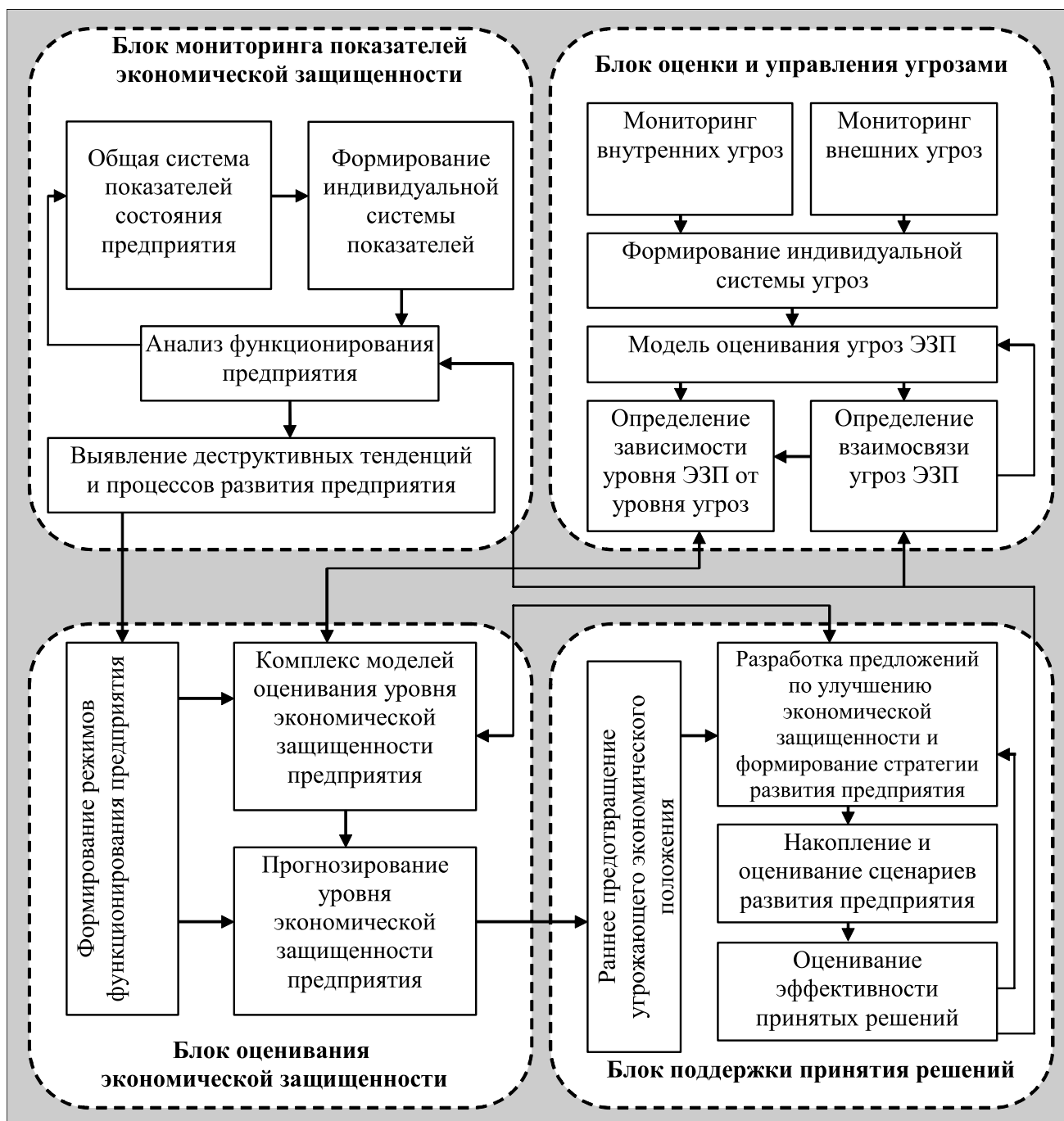


Рисунок 1. Схема концепции моделирования экономической защищенности промышленного предприятия

мической безопасности предприятия позволяет решать задачи диагностики уровня ЭЗП и формирования управленческих решений реагирования экономической системы на влияние внешних и внутренних угроз. Исследование особенностей функционирования промышленных предприятий

как экономически активной системы позволило выделить в предложенной концепции такие характеристики:

- объективность (объективное оценивание экономической защищенности предприятия на основе формализации оценки);

- последовательность (структурная иерархия этапов реализации комплекса управленческих решений);
- универсальность (возможность использования отдельными предприятиями, отраслями, а также внутренними органами контроля на предприятии и внешними службами);
- превентивность (обеспечивает раннюю диагностику и предотвращение симптомов угрожающего экономического положения).

Механизм оценивания уровня экономической защищенности предприятия обеспечивает решение таких задач [8]:

- определение совокупности возможных состояний экономической защищенности и формирования однородных классов состояний экономической защищенности;
- определение текущего состояния экономической защищенности и отнесения ситуации к одному из формируемых классов;
- оценивание и анализ взаимосвязей экономической защищенности не только всех сфер деятельности предприятия, а также его структурных подразделений.

Процесс разработки управленческих решений начинается с анализа и локализации влияния угроз на экономическую защищенность предприятия. Формирование системы альтернатив принятия решений реализуется при непосредственном участии экспертов в целеустремленном исследовании с использованием вычислительных процедур на основе информационного обеспечения. Центральным этапом процедуры принятия решения является накопление, оценивание и выбор эффективного сценария развития предприятия за счет повышения уровня ЭЗП.

Моделирование системы обеспечения и управления экономической защищенностью промышленного предприятия основано на использовании экономико-математических моделей, которые описывают зависимость показателей основных сфер деятельности именно больших промышленных предприятий и достижения таких основных функциональных целей экономической защищенности, как:

- высокая финансовая эффективность работы предприятия, его финансовая стойкость и независимость;

- технологическая независимость предприятия и высокая конкурентоспособность его технологического потенциала;
- защита информационной среды предприятия и коммерческой тайны, высокий уровень информационного обеспечения работы всех его служб;
- высокий уровень квалификации персонала предприятия и его интеллектуального потенциала.

На основе определения и оценивания особенностей функционирования промышленных предприятий предложено рассматривать экономическую защищенность промышленного предприятия как систему из четырех функциональных составляющих: финансовой, технико-технологической, кадрово-интеллектуальной и информационной.

В общем виде определения уровня экономической защищенности предприятия осуществляется таким образом [3]:

$$P = P_F \omega_F + P_C \omega_C + P_T \omega_T + P_I \omega_I, \quad (1)$$

где  $P_F$  – оценка финансовой защищенности предприятия;

$P_C$  – оценка кадрово-интеллектуальной защищенности предприятия;

$P_T$  – оценка технико-технологической защищенности предприятия;

$P_I$  – оценка информационной защищенности предприятия;

$\omega_F, \omega_C, \omega_T, \omega_I$  – соответствующие взвешивающие коэффициенты составляющих экономической защищенности предприятия.

Процесс оценивания ЭЗП проводится на следующих этапах.

*Этап 1.* Формирование комплекса моделей определения экономической защищенности промышленного предприятия на основе композиции отдельных составляющих экономической безопасности предприятия.

Модель оценивания финансовой защищенности предприятия учитывает уровень финансовой составляющей экономической безопасности за группами показателей ликвидности, надежности, финансовой стойкости, рентабельности:

$$P_F = \sum_{i=1}^{IF} \frac{\alpha_i}{F_*^i} \sum_{k=1}^{N_i} \eta_k^i f_k^i, \quad (2)$$



где  $IF$  – количество составляющих оценки финансовой защищенности предприятия;

$\alpha_i$  – удельный вес значимости  $i$ -й составляющей финансовой защищенности предприятия;

$F_*^i = \max_{t \in \Theta_F} F_t^i$  – максимальное значение оценки  $i$ -й составляющей финансовой защищенности предприятия за период исследования  $t \in \Theta_F$ ;

$f_k^i, \eta_k^i$  – соответственно значение и весовой коэффициент  $k$ -го показателя  $i$ -й составляющей финансовой защищенности предприятия;

$N_i$  – количество показателей  $i$ -й составляющей финансовой защищенности предприятия.

Кадрово-интеллектуальная составляющая защищенности предприятия учитывает уровень образования, квалификации, профессиональных характеристик управленческого и производственного персонала и определяется следующим образом:

$$P_C = \sum_{i=1}^{IC} \frac{\beta_i}{L_i \cdot \sum_{l=1}^{L_i} \max_k(D_{lk}^i)} \sum_{l=1}^{L_i} \sum_{k=1}^{N_l} D_{lk}^i, \quad (3)$$

где  $L_i$  – количество работающих в соответствии с оценкой  $i$ -й составляющей кадрово-интеллектуальной защищенности предприятия;

$\beta_i$  – удельный вес значимости  $i$ -й составляющей кадрово-интеллектуальной защищенности предприятия;

$N_l$  – количество показателей для оценки кадровых характеристик  $i$ -й составляющей кадрово-интеллектуальной защищенности предприятия;

$D_{lk}^i$  – балльная оценка  $k$ -го уровня кадровой характеристики  $l$ -й составляющей кадрово-интеллектуальной защищенности предприятия.

Эффективность использования производственных ресурсов и активов промышленного предприятия положена в основу определения уровня технико-технологической защищенности предприятия:

$$P_T = \sum_{i=1}^{IT} \xi_i T_i, \quad (4)$$

где  $IT$  – количество показателей технико-технологической защищенности предприятия;

$\xi_i$  – взвешивающий коэффициент  $i$ -го показателя технико-технологической защищенности предприятия;

$T_i$  – значение  $i$ -го показателя технико-технологической защищенности предприятия.

Уровень информационной защищенности предприятия рассчитывается в разрезе направлений, этапов и основ информационной деятельности предприятия:

$$P_I = \sum_{i=1}^{NE} \sigma^i \sum_{j=1}^{NJ} \sum_{k=1}^{NK_i} \gamma_{jk}^i z_{jk}^i, \quad (5)$$

где  $NE, NJ$  – соответственно, количество направлений и этапов информационной защищенности предприятия;

$NK_i$  – количество основ для  $i$ -го направления информационной защищенности;

$\sigma^i$  – коэффициент значимости  $i$ -го направления;

$z_{jk}^i, \gamma_{jk}^i$  – соответственно, значение и взвешивающий коэффициент показателя информационной защищенности предприятия для  $i$ -го направления  $j$ -го этапа  $k$ -й основы информационной деятельности предприятия.

Для того чтобы иметь возможность оценивать и анализировать отдельные показатели защищенности  $P_F, P_C, P_T, P_I$  и совокупную интегральную оценку  $P$ , сформирована единая шкала из семи качественных термов, каждому из которых отвечает определенный интервал количественной оценки совокупного уровня экономической защищенности [5].

*Этап 2.* Диагностика угроз и моделирования их влияния на ЭЗП.

Классификация угроз по причинам возникновения и сферами управления влиянием дает менеджменту предприятия возможность своевременно и оперативно реагировать на влияние дестабилизирующих факторов, формируя комплекс управленческих решений, направленный на повышение экономической безопасности предприятия [9].

В основу метода диагностики угроз положено определение максимальной суммы отведенного убытка от наступления угроз в разрезе функциональных составляющих ЭЗП в виде решения следующей оптимизационной задачи:

$$Z = \sum_{i=1}^{IS} \varepsilon_i \tau_i \sum_{k=1}^{K_i} \mu_{ik} \theta_{ik} \lambda_{ik} \rightarrow \max; \quad (6)$$

$$V(\lambda_{ik}) \leq V_{dop}, \quad i = \overline{1, IS}; \quad k = \overline{1, K_i},$$

$$\tau_i \in [0, 1], \quad \sum_{i=1}^{IS} \varepsilon_i = 1, \quad (7)$$

где  $\varepsilon_i$  – удельный вес влияния угроз за  $i$ -й функциональной составляющей на уровень экономической защищенности предприятия;

$\tau_i$  – коэффициент, который учитывает склонность ЛППР к оценке значимости угроз  $i$ -й составляющей ЭЗП;

$\mu_{ik}$  – частота наступления  $k$ -й угрозы  $i$ -й составляющей ЭЗП;

$\theta_{ik}$  – степень убытка от наступления  $k$ -й угрозы  $i$ -й составляющей ЭЗП;

$\lambda_{ik}$  – уровень отведения  $k$ -й угрозы  $i$ -й составляющей ЭЗП;

$V(\lambda_{ik})$  – расходы на реализацию отведения  $k$ -й угрозы  $i$ -й составляющей ЭЗП;

$V_{доп}$  – допустимый объем расходов на обеспечение ЭЗП.

Реализация метода диагностики угроз в соответствии с решением отмеченной оптимизационной задачи заключается в оптимальном обосновании количественных и качественных требований к организации системы ЭЗП и предусматривает такие этапы, как:

- сбор и обработка экспертной информации о характеристиках угроз и их устранения: частота наступления, степень убытка, уровень отведения отдельно для каждой угрозы;
- оценивание стоимости организации системы ЭЗП для конкретного варианта ее реализации из учета допустимого объема расходов;
- разработка алгоритма выбора рационального варианта построения системы экономической защищенности предприятия.

*Этап 3.* Прогнозирование уровня ЭЗП.

Прогнозирование экономической безопасности предприятия предоставляет основную начальную информацию для принятия управленческих решений в процессе планирования режимов функционирования предприятия. Качества прогноза во многом зависят от избранной математической модели. Прогнозирование экономической защищенности промышленного предприятия можно представить в виде последовательности этапов (рис. 3) на основе нейросетевых моделей.

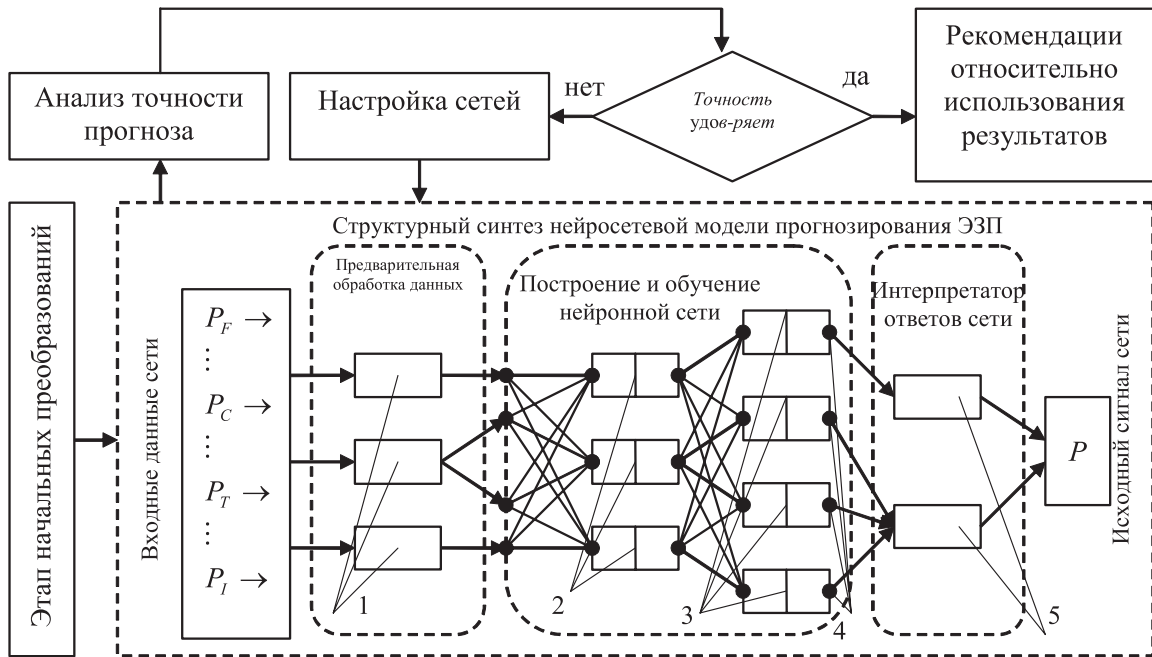
При неудовлетворительной точности прогноза осуществляется повторное обучение нейронных сетей: корректировка ответов одной из нейронных сетей по результатам другой дает возможность повысить качество нейронной сети и точность

прогноза. При этом более точные результаты принимаются как контрольная выборка для корректируемой сети.

При удовлетворительной ошибке прогнозирования проводится работа с моделью, которая предусматривает рассмотрение вариантов изменения факторов, которые влияют на экономическую защищенность для получения наилучших значений интегрального показателя ЭЗП, а значит, в общем случае осуществляется поддержка управленческих решений с точки зрения обеспечения стабильного экономического положения предприятия в будущем. Эффективную информационно-аналитическую поддержку принятия управленческих решений способны обеспечить системы автоматизации аналитической деятельности предприятия, которые организуют процессы сбора, хранения и обработки информации предприятия.

Концепция предложенной системы основана на современной технологии баз данных и углубленной аналитической обработке накопленной информации современными методами поддержки принятия решений. Информационно-аналитическая система реализует концепцию механизма обеспечения и управления экономической защищенностью предприятия на основе ее функциональных составляющих (рис.4), что обеспечивает повышение достоверности и оперативности обеспечения управленческой деятельности по организации системы управления экономической безопасностью предприятия.

Таким образом, экономическая защищенность представлена как система из четырех функциональных составляющих: финансовой, технико-технологической, информационной и кадрово-интеллектуальной, что позволяет обеспечить комплексность оценки и системный подход в анализе динамики показателей, а также проанализировать влияние каждой из составляющих на совокупный уровень ЭЗП. Для каждой из составляющих разработана система индикаторов показателей, построена модель оценки текущего уровня защищенности, а также, разработана модель оценки уровня экономической защищенности предприятия в целом, что дает возможность повысить эффективность управленческой деятельности по обеспечению экономической безопасности предприятия за счет организации систем раннего обнаружения и предупреждения угроз деятельности предприятия.



1 – функциональные блоки трансформации входных данных; 2 – нейроны; 3 – комбинационная функция; 4 – передаточная функция; 5 – функциональные блоки превращения исходных сигналов сети.

Рисунок 3. Последовательность этапов построения нейросетевой модели прогнозирования экономической защищенности предприятия

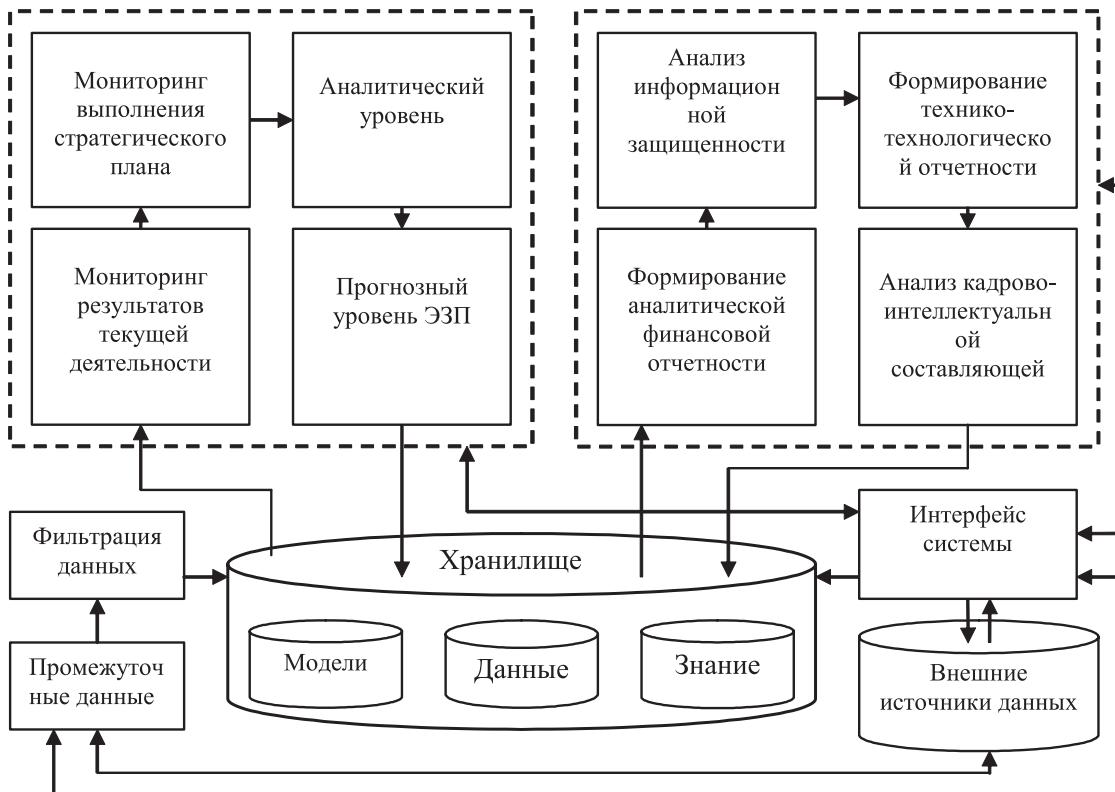


Рисунок 4. Структура информационно-аналитической системы поддержки принятия решений относительно обеспечения экономической защищенности

**Список использованных источников**

1. Бендиков М.А. Экономическая безопасность промышленного предприятия (организационно-методический аспект) / М.А. Бендиков // Консультант директора. 2000. №2. С. 7–30.
2. Домарев В.В. Безопасность информационных технологий. Системный подход. / В.В. Домарёв – К.: ООО “ТИД “ДС”, 2004. – 992 с.
3. Клопов І.О. Забезпечення та управління економічною безпекою промислового підприємства./ І.О. Клопов // “Вісник ЗНУ. Економічні науки” Запоріжжя: ЗНУ. 2011. №1(9), С. 43–52.
4. Клопов І.О. Концепція моделювання економічної безпеки промислового підприємства / І.О. Клопов // Економіка: проблеми теорії та практики: Збірник наукових праць. – Випуск 259: В 7 т. – Т. VI. – Дніпропетровськ: ДНУ, 2010. – С. 1576–1582.
5. Клопов І.О. Оцінка рівня фінансової безпеки підприємства на базі нейромережевих технологій / І.О. Клопов // Збірник наукових праць ЧДТУ. Серія: Економічні науки. – Випуск 25. – 2010. – С. 293–300.
6. Козаченко А.В. Экономическая безопасность предприятия: сущность и механизм обеспечения: [Монография] / Козаченко А.В., Пономарьев В.П., Ляшенко О.М. К.: Либра, 2003. – 280 с.
7. Моделирование экономической безопасности: держава, регіон, підприємство [Монографія] / Гесць В.М., Кизим М.О., Клебанова Т.С., Черняк О.І. – Х.: ВД “ІНЖЕК”, 2006. – 240 с.
8. Солодухін С.В. Механізми забезпечення економічної безпеки підприємства / С.В. Солодухін, І.О. Клопов // Проблеми економічної кібернетики: Науковий збірник – За редакцією В.М. Вовка. Спецвипуск №16. – Львів: Інтереко, 2007, – С. 195–202.
9. Солодухін С.В. Удосконалення управління економічною безпекою промислового підприємства на базі ідентифікації загроз / І.О. Клопов, С.В. Солодухін // Моделювання та інформаційні системи в економіці: зб.наук. праць. – 2010. – Вип. 81.1 – С.49–59.
10. Шлыков В.В. Комплексное обеспечение экономической безопасности предприятия. / В.В. Шлыков – СПб.; «Алетейя», 1999. – 138 с.

## ИННОВАЦИОННЫЙ ПОДХОД К ОРГАНИЗАЦИИ ТЕХНИЧЕСКОГО ОБСЛУЖИВАНИЯ И РЕМОНТА ЛОКОМОТИВОВ

**Н.Л. Чернова,**

Харьковский национальный экономический университет, Харьков, Украина  
xblack@mail.ru

**О.Ю. Полякова,**

Харьковский национальный экономический университет,  
Харьков, Украина  
o.polyakova@gmail.com

**И.М. Чуйко**

Харьковский национальный экономический университет,  
Харьков, Украина  
tchuiko@yandex.ru

**Аннотация.** Работа посвящена перспективам и проблемам применения систем поддержки принятия решений в организации и оптимизации систем технического обслуживания и ремонта локомотивов.

**Статья по материалам монографии:** “Инновационные и информационные технологии в развитии национальной экономики: теория и практика: Монография / Под ред. Т. С. Клебановой, В. П. Невежина, Е.И. Шохина. – М.: Научные технологии, 2013. – 528 с.

## INNOVATIVE APPROACH TO THE ORGANIZATION OF MAINTENANCE AND REPAIR OF LOCOMOTIVE

**N.L. Chernova, O.Yu.Polyakova, I.M.Tchuiko**

Kharkiv National University of Economics

**Summary.** The paper is devoted to perspectives and problems of using decision support systems in organizing and optimization of locomotives technical service and maintenance systems.

**This article wrote on the basis of monograph:** “The innovation and information technologies in the development of national economy: theory and practice”.

Современный парк тягово-подвижного состава железнодорожной отрасли Украины характеризуется высокой степенью морального и физического износа. В связи с этим руководство отрасли проводит политику интенсивного обновления основных фондов. Так, например, введены в эксплуатацию новые скоростные электропоезда, курсирующие между крупными городами страны. С момента внедрения скоростного движения (27 мая 2012г.) на территории Украины, услугами электропоездов «Украинский экспресс» воспользовалось более 348 тыс. человек. Наиболее востребованным маршрутом «Украинских экспрессов» остается направление

Харьков – Киев – Харьков, наполняемость которого составляет более 80%. Наполняемость направлений Львов – Киев – Львов и Донецк – Киев – Донецк составила в среднем за август 2012 г. около 30%, в отдельные дни повышенного спроса достигала 50% [1,2]. Планируется открытие новых маршрутов, на которых уже осуществляются тестовые рейсы[3].

В то же время, существовавшая до сих пор система технического обслуживания и ремонта, очевидно, устарела одновременно с основными фондами и теряет эффективность. Следует признать, что ввод в эксплуатацию новых типов локомотивов требует инновационного подхода к организации всех



связанных с ними систем, в том числе и системы технического обслуживания и ремонта.

Под системой технического обслуживания и ремонта (ТОР) понимается совокупность технико-экономических положений, определяющих содержание локомотивного парка в работоспособном (исправном) состоянии и регламентирующих следующие параметры:

- номенклатуру технических обслуживаний и ремонтов и их количество в ремонтном цикле;
- чередование технических обслуживаний и ремонтов, т.е. структуру ремонтного цикла;
- периодичность технических обслуживаний и ремонтов;
- глубину восстановления (объемы ремонтов и контрольно-профилактических работ).

Выделяют следующие основные виды систем ТОР[4,5]:

- регламентная (планово-предупредительный ремонт) – периодическое обслуживание вне зависимости от состояния объекта обслуживания;
- по состоянию – выполнение тех или иных операций при приближении показателей технического состояния объекта обслуживания к определенному пороговому значению.

В современной практике организации технического обслуживания и ремонта преимущественно используется регламентная система. Использование ремонта по состоянию носит эпизодический характер. Каждая из указанных систем характеризуется как преимуществами, так и недостатками использования.

Преимуществами регламентной системы ТОР является

- возможность долгосрочного планирования программы, объема работ, запасов ресурсов, себестоимости работ;
- возможность параллельного осуществления ряда работ, что сокращает продолжительность простоя объекта обслуживания в ремонте;
- уменьшение числа случайных отказов и неисправностей объекта обслуживания;
- обеспечение высокого коэффициента технической готовности объекта обслуживания.

В качестве основного недостатка регламентной системы ТОР нужно указать осуществление плановых работ для объектов обслуживания, чье фактическое техническое состояние находится в допустимых пределах и не требует корректировки. Последствиями такого вмешательства, кроме

неоправданных затрат, может быть и ухудшение технического состояния объекта обслуживания и необходимость проведения внеплановых работ.

Преимуществами ТОР по состоянию являются:

- сокращение объемов регулировки, демонтажа и монтажа оборудования на локомотиве;
- возможность экономить запасные части, поскольку сокращаются случаи необоснованной замены узлов и деталей;
- повышение степени использования локомотива в эксплуатации.

Таким образом, очевидной становится необходимость формирования оптимальной системы ТОР на основе сочетания двух указанных систем.

Реализация инновационного подхода к организации ТОР требует активного использования информационных технологий как на этапе проектирования системы обслуживания, так и при постоянном ее использовании. Система ТОР является сложным объектом исследования, управление которым требует создания соответствующей системы поддержки принятия решений (СППР).

Основной задачей СППР на этапе проектирования системы ТОР является сбор и анализ исходной статистической информации и определение технико-экономических показателей надежности объекта обслуживания (показатели безотказности, долговечности, ремонтпригодности и сохраняемости [4]).

К техническим показателям относятся:

- вероятность отказа за пробег,
- частота отказов,
- интенсивность отказов,
- средний пробег до отказа,
- параметры потока отказов,
- длительность простоя на различных видах ТОР и др.

Основные экономические показатели включают:

- трудоемкость работ,
- материалоемкость,
- себестоимость и др.

На основании анализа этих показателей принимается решение о составе и структуре системы ТОР.

На этапе эксплуатации основной задачей СППР является определение необходимости и объема ремонтных работ на основании анализа текущего состояния объекта обслуживания, подвергающегося постоянному мониторингу соответствующими

средствами диагностики. Эффективность СППР существенно повышается для новых моделей локомотивов, оснащенных внутренними системами диагностики, за счет возможности интеграции и автоматизации оценки состояния.

Система поддержки принятия решений для ТОР включает

- базу данных ТОР;
- комплекс моделей ТОР;
- лицо (группу лиц), принимающее решение.

Одной из наиболее актуальных и трудоемких задач является наполнение базы данных ТОР, которая должна содержать следующие компоненты:

- банк объектов обслуживания, их группировку и положение в различных иерархиях;
- банк стандартных работ по ТОР;
- банк отказов и неисправностей;
- нормы расхода трудовых, материальных и финансовых ресурсов на каждую работу;
- номенклатурный справочник материалов;
- номенклатурный справочник ресурсов;
- нормы наработки объектов обслуживания, необходимые для планирования работ, с учетом его фактического состояния;
- банк правил (стратегий) проведения ТОР.

Комплекс моделей ТОР включает следующие основные блоки:

- мониторинга технико-экономических показателей системы ТОР;
- оценки уровня надежности объектов обслуживания;
- оценки себестоимости обслуживания;
- динамической оценки состояния объектов обслуживания;
- принятия решений по управлению системой ТОР (модель оптимального управления состоянием объекта обслуживания).

Наибольший интерес с точки зрения инновационных решений представляют последние три блока.

Основными моделями блока динамической оценки состояния объектов обслуживания являются: модель классов состояний, модель распознавания текущего состояния, модель эталонных значений, модель переходов состояния объекта обслуживания из класса в класс.

На вход модели классов состояний объекта обслуживания поступает информация о допустимых пределах по каждому контролируемому СППР па-

раметру, значениях совокупного уровня надежности и уровня отдельных угроз, взаимосвязи уровня надежности и уровня угроз, взаимосвязи угроз.

Классы формируются таким образом, чтобы состояния  $Q_i$  и  $Q_j$ , принадлежащие одному классу, находились на сравнительно небольшом расстоянии друг от друга, а состояния  $Q_i$  и  $Q_k$ , принадлежащие различным классам, были достаточно удалены друг от друга. Получив требуемое разбиение, для каждого из полученных классов на основании использования моделей блока оценки надежности рассчитываются значения соответствующих показателей. Таким образом, формируются описания каждого класса.

На вход модели распознавания текущего состояния объекта обслуживания поступает информация о классах состояний.

Текущее состояние объекта обслуживания описывается вектором  $U_0 = (u_{01}, u_{02}, \dots, u_{0p})$ . При рассмотрении  $U_0$  как реализации многомерной случайной величины, распределенной в  $p$ -мерном пространстве технико-экономических показателей по определенному закону, решение об отнесении текущего состояния к одному из заранее известных классов принимается в результате анализа отношения правдоподобия. В случае рассмотрения  $U_0$  как самостоятельного объекта, критерием его классификации служат расстояния между  $U_0$  и одним или несколькими диагностическими состояниями, определенными для каждого класса.

На вход вероятностной модели переходов из одного класса состояний в другой поступает информация о классах состояний, диапазонах предельных значений и текущем состоянии объекта обслуживания.

Предполагается, что все возможные состояния объекта обслуживания могут быть полностью описаны посредством описания ранее выделенных классов. Таким образом, соответствующая матрица вероятностей переходов из одного класса в другой, формируемая на основании данных постоянного мониторинга состояния, позволяет определять ожидаемую длительность периодов безотказной работы, периодические и поглощающие состояния, рассчитывать вероятности перехода из состояния в состояние за определенное число периодов и пр.

Блок оценки себестоимости содержит модель непосредственной оценки и модель зависимости себестоимости от внешних и внутренних факторов.

Модель оценки себестоимости имеет вид:

$$S = f(FOT, C, R_M, R_T, R_{\text{Э}}, A, P, V) = \frac{FOT + C + R_M + R_T + R_{\text{Э}} + A + P}{V},$$

где  $FOT$  – фонд оплаты труда,  
 $C$  – отчисления на социальные нужды,  
 $R_M$  – расходы на материалы,  
 $R_T$  – расходы на топливо,  
 $R_{\text{Э}}$  – расходы на электроэнергию,  
 $A$  – амортизационные отчисления,  
 $P$  – прочие расходы,  
 $V$  – объем работ.

На вход модели оценки зависимости себестоимости от внешних и внутренних факторов поступает информация о динамике показателя себестоимости  $S$ , полученная в результате реализации модели оценки себестоимости, а также информация о динамике факторов, определяющих величину локомотивной составляющей себестоимости перевозок.

Модель имеет вид:

$$S = s(F_1, F_2, \dots, F_n, b_0, b_1, b_2, \dots, b_n),$$

где  $F_1, F_2, \dots, F_n$  – факторы, определяющие величину локомотивной составляющей себестоимости перевозок,

$b_0, b_1, b_2, \dots, b_n$  – параметры модели.

Модель позволяет оценить форму и степень зависимости уровня себестоимости от выбранных факторов, а также прогнозировать динамику уровня себестоимости в зависимости от динамики экзогенных показателей.

Оптимизация себестоимости предполагает решение модели вида:

$$S = s(F_1, F_2, \dots, F_n, \hat{b}_0, \hat{b}_1, \hat{b}_2, \dots, \hat{b}_n) \rightarrow \min \text{ или}$$

$$S = s((F_1, F_2, \dots, F_n, \hat{b}_0, \hat{b}_1, \hat{b}_2, \dots, \hat{b}_n) \rightarrow \tilde{S}$$

$$g_i(F_1, F_2, \dots, F_n) = (\leq, \geq) p_i, i = [1, p],$$

где  $\tilde{S}$  – заданное значение себестоимости,

$g_i, i = [1, p]$  – ограничения модели,

$p$  – общее число ограничений.

В качестве ограничений модели могут рассматриваться цены на ресурсы, нормативы расходов ресурсов, нормативы качественных показателей использования подвижного состава. На выходе получают значения факторов  $F_1, F_2, \dots, F_n$ , обеспечивающие требуемый уровень себестоимости.

Модель оптимизации себестоимости является основой для блока принятия решений об оптимизации ТОР в целом и для отдельного объекта.

Таким образом, инновационный подход к организации ТОР требует внедрения информационный технологий на всех этапах организации и проведения обслуживания с одновременным анализом технической и экономической результативности системы средствами экономико-математического моделирования.

### Список использованных источников

1. foRum, <http://for-ua.com/ukraine/2012/10/02/111300.html>
2. Комментарии <http://money.comments.ua/banknotes/2012/08/31/357704/ukrainskimi-ekspressami-stali.html>
3. РБК Украина, <http://www.rbc.ua/rus/newsline/show/-ukrainskiy-ekspress-ispytyvaet-zheleznodorozhnyuyu-infrastrukturu-01102012174300>
4. Данковцев В.Т., Киселев В.И., Четвергов В.А. Техническое обслуживание и ремонт локомотивов: Учебник для вузов ж.-д. транспорта/ Под ред. В.А. Четвергова, В.И. Киселева. – М.: ГОУ «Учебно-методический центр по образованию на железнодорожном транспорте», 2007. – 558с.
5. Хасин Л.Ф., Матвеев В.Н. Экономика, организация и управление локомотивным хозяйством/ Под ред. Л.Ф. Хасина: Учебник для техникумов и колледжей ж.-д. трансп.- М.: «Желдориздат», 2002. - 452с.

## МОДЕЛИ КООРДИНАЦИИ ВНУТРИКОРПОРАТИВНЫХ ПОСТАВОК

**А.В. Милов,**

Харьковский национальный экономический университет, г. Харьков  
miloff@rambler.ru

**С.В. Милевский,**

Харьковский национальный экономический университет, г. Харьков  
milevskii@gmail.com

**Аннотация.** Предложен основной принцип координации внутрикорпоративных поставок. В качестве основы для координации предложено использование графа поставок. Рассмотрены основные соотношения, характерные для графа поставок. Полученные соотношения являются основой предлагаемого алгоритма координации внутрикорпоративных поставок.

**Статья по материалам монографии:** “Инновационные и информационные технологии в развитии национальной экономики: теория и практика: Монография / Под ред. Т. С. Клебановой, В. П. Невежина, Е.И. Шохина. – М.: Научные технологии, 2013. – 528 с.

## COORDINATION MODEL OF INTERNAL CORPORATE SUPPLY

**A. Milov, S. Milevskii**

Kharkiv National University of Economics

**Summary.** The basic principle of coordination of intra corporate supplies is proposed. A graph of supply is introduced as a foundation of coordination. The basic relations between the characteristics of graph of supply are used to design the proposed coordination algorithm for supplies inside of corporative systems.

**This article wrote on the basis of monograph:** “The innovation and information technologies in the development of national economy: theory and practice”.

Среди множества корпораций, рассматриваемых как группа предприятий, объединяемых общностью интересов, могут быть выделены корпоративные системы с сильно связанными элементами (предприятиями), корпоративные системы с предметно замкнутыми не связанными внутренней кооперацией предприятиями и корпоративные системы с технологически замкнутыми производствами, наделенными правами частичной хозяйственной самостоятельности. В корпоративных системах первого и второго типов производственная автономность и пространственная распределенность предопределяет юридическую самостоятельность. В корпоративных системах третьего типа речь идет лишь о хозяйственной самостоятельности в рамках одной юридической системы.

Для любого из указанных типов корпоративных систем должен быть создан механизм бескризисного разрешения противоречий корпорации, используя механизм согласования, а не подчинения экономических интересов.

Основной принцип координации в корпоративной системе заключается в следующем. В рамках корпорации продукты одних предприятий выступают в качестве комплектующих или полуфабрикатов для других предприятий, но при этом могут выступать в качестве готового продукта для реализации. При таком представлении координация различных по своему функциональному назначению предприятий, объединяемых общностью производственных интересов, т.е. технологически связанных предприятий, заключается в задании и

поддержании характеристик связей «автономных» частей корпорации некоторым множеством задач. Модели взаимодействия предприятий корпорации отражают степень внутрикорпоративной кооперации. Именно эта связанность элементов корпорации диктует необходимость координации.

Проблемы автономного функционирования и координации в корпоративных системах определяют необходимость поддержания таких режимов функционирования системы управления, которые в рамках децентрализации допускают автономность, а в рамках централизации — обеспечивают координацию действий всех элементов корпорации.

Из всего множества процессов координации далее рассматривается только координация внутрикорпоративных поставок.

Отсутствие координации взаимных поставок в корпорации приводит к связыванию оборотных средств и, как следствие, большим потерям. В условиях сложной взаимозависимости производственных связей в корпорации согласовывать сроки поставок путем прямой договоренности предприятий корпорации практически невозможно.

При координации взаимных внутрикорпоративных поставок сталкиваются две тенденции. С одной стороны, предпринимается попытка максимально синхронизировать сроки выпуска комплектующих изделий со сроками выпуска комплектующих для сведения к минимуму связанных средств в виде полуфабрикатов. С другой стороны, предприятия корпорации заинтересованы в непрерывном производстве однотипных изделий. Полностью учесть эти противоречивые требования в единой постановке задачи координации практически невозможно, так как необходимо искать одновременно как временные, так и объемно-пространственные показатели. Компромиссное решение этой проблемы можно получить на основе определения объемных показателей с последующим согласованием временных.

Для дальнейшего рассмотрения целесообразно уточнить понятие поставки. Под поставкой предприятия можно понимать партию изделий определенного типа, удовлетворяющих потребности всех его потребителей корпорации. Возможен и промежуточный случай, когда общее количество изделия данного типа изготавливаемого на данном предприятии делится на несколько поставок, каждая из которых удовлетворяет потребности некоторой группы потребителей. Другими словами, если  $j$ -ое изделие направляется  $n_j$  потребителям, то можно ввести  $m_j$

различных поставок, где  $1 < m_j < n_j$ . Равенства  $m_j=1$  и  $m_j=n_j$  соответствуют крайним случаям. Выбор количества поставок по каждому изделию зависит от объемов производства по каждой поставке, которые определяются минимальной партией изготовления изделия. Таким образом, осуществляется выбор только по комплектуемым изделиям, идущим внешним потребителям, который учитывает в некоторой степени и интересы предприятий, производящих комплектующие изделия.

Центральный орган корпорации согласует сроки производства поставок, связанных по внутренней кооперации. Для каждой поставки необходимо указать сроки начала и окончания изготовления. Периоды производства остальных поставок, не связанных по кооперации, могут определяться на каждом предприятии в соответствии с ограничениями, формируемыми исходя из ограничений, задаваемых системой управления верхнего уровня.

Множество поставок  $U$ , связанных по внутренней кооперации, можно разбить на непересекающиеся подмножества-ярусы. Первому ярусу принадлежат поставки, которые идут внешним потребителям. Ко второму ярусу относятся поставки, непосредственно комплектующие поставки первого яруса. В  $i$ -ый ярус входят все поставки, комплектующие непосредственно поставки  $(i-1)$ -ого яруса. Ограничимся рассмотрением трех ярусов, обозначив их соответственно  $U_1$ ,  $U_2$  и  $U_3$ . Пронумеруем поставки, принадлежащие множеству  $U$  от 1 до  $N$ , причем поставки из  $U_3$  — от 1 до  $n_3$ , поставки из  $U_2$  — от  $n_3+1$  до  $n_3+n_2$ , поставки из  $U_1$  — от  $n_3+n_2+1$  до  $n_3+n_2+n_1=N$ .

В соответствии с технологией производства строится ориентированный граф кооперативной системы (граф поставок), в котором дуги направлены от комплектующих поставок к комплектуемым. В этом графе выделяется отдельные подграфы (деревья), соответствующие поставкам из  $U_1$ .

Граф  $G$  удобно задавать квадратной матрицей достижимости  $\bar{S} = \|\|S_{ij}\|\|$  порядка  $N$ , состоящей из нулей и единиц, причем  $S_{ij}=1$ , если  $i$ -ая поставка комплектует  $j$ -ую и  $S_{ij}=0$  — в противном случае. В матрице  $\bar{S}$  можно выделить ненулевой блок (подматрицу)  $S = \|\|S_{ij}\|\|$ . Ее элементы находятся на пересечении строк, соответствующих поставкам из  $U_3$  и из  $U_2$  и столбцов соответствующим поставкам из  $U_2 \setminus \bar{U}_2$  и  $U_1$ . Множество  $\bar{U} \subset U_2$  включает те поставки, которые требуют комплектующих из  $U_3$ . Граф  $G$  можно рассматривать как совокупность



маршрутов, связывающих поставки из  $U_3$  и  $\bar{U}_2$  с поставками из  $U_1$ . Строки матрицы  $S$  однозначно соответствуют маршрутам.

Каждой поставке сопоставлен номер  $l$  предприятия-изготовителя. Предполагаются известными  $T_j, j = 1, N$  — длительность изготовления  $j$ -ой поставки соответствующим изготовителем и величина опережения  $\sigma_j$ , указывающая, что на  $\sigma_j$  дней до окончания изготовления  $j$ -ой поставки можно начинать изготовление следующей. Пусть  $\underline{t}_j$  и  $\bar{t}_j$  означают соответственно момент времени начала и окончания изготовления  $j$ -ой поставки.

Безусловно выполняется равенство

$$\underline{t}_j + T_j = \bar{t}_j, j = \overline{1, N} \quad (1)$$

Каждой дуге графа  $G$  поставим в соответствие величину  $\Delta$ , означающую время транспортировки соответствующей поставки до потребителя и  $\tau$  — максимально возможное время изготовления комплектующей поставки до прибытия соответствующей комплектующей.

Величина  $\Delta$  может включать и некоторый резерв на случай возникновения задержки. Так как дерево из  $K$  вершин имеет  $K-1$  ребер, то ребро однозначно можно определить по номеру одной из инцидентных ему вершин (более отдаленной от корня дерева). Тогда величины  $\Delta$  и  $\tau$ , соответствующие  $j$ -ой дуге, обозначим через  $\Delta_j$  и  $\tau_j, j = \overline{1, n_3 + n_2}$ .

Рассмотрим маршруты графа  $G$ . Выделим маршрут  $j$ . Ему соответствует  $j$ -ая строка матрицы  $S$ . Длину маршрута  $\lambda_j$  определим следующим равенством:

$$\lambda_j = (T_j) + (\Delta_j - \tau_j + T) + (\Delta_k - \tau_k + T_i) \quad (2)$$

если:

$$S_{jk} = S_{ji} = 1, \left( j = \overline{1, n}, k = \overline{n_3 + 1, n_3 + n_2}, i = \overline{n_3 + n_2 + 1, N} \right)$$

или

$$\lambda_j = (T_j) + (\Delta_j - \tau_j + T_j), \quad (3)$$

если:

$$j = \overline{n_3 + 1, n_3 + n_2}, i = \overline{n_3 + n_2 + 1, N}.$$

Исходя из технологической зависимости поставок, можно записать:

$$\bar{t}_k + \Delta_k - \tau_k \leq \underline{t}_i, \quad \bar{t}_j + \Delta_j - \tau_j \leq \underline{t}_k \quad (4)$$

Используя обозначения

$$T_j^i = T_j, T_j^k = \Delta_j - \tau_j - T_k, T_j^i = \Delta_j - \tau_k + T_i$$

неравенство (2) можно записать в более удобной форме:

$$\bar{t}_k \leq \underline{t}_i - T_j^i, \quad \bar{t}_j \leq \underline{t}_k - T_j^k \quad (5)$$

Фиксируя окончание одной поставки для некоторого маршрута по неравенствам (2), можно определить и время окончания всех поставок этого маршрута.

Каждой  $j$ -ой поставке  $j = \overline{n_3 + n_2 + 1, N}$  соответствует дерево, имеющее  $m$  маршрутов, где

$$m = \sum_{i=1}^{n_3+n_2} S_{ij}. \text{ Выбирая среди них маршрут с}$$

максимальной длиной, находим максимальную длительность изготовления  $j$ -ой поставки в корпорации:

$$\Lambda_j = \max_{S_{ij}=1, i \in U_1 \cup U_2} \Lambda_i \quad (6)$$

Для распределения поставок во времени достаточно указать  $t$  (или  $\bar{t}$ ).

Возможны два подхода к решению сформулированной задачи. При первом, по аналогии с методами решения задач календарного планирования, на множестве поставок, изготавливаемых на данном предприятии, задается функция предпочтения, которая определяет очередность их производства. При втором подходе, на множестве поставок, принадлежащих множеству  $U_1$  (которым однозначно соответствуют деревья графа  $G$ ), задаются функции предпочтения. Все поставки, которые комплектуют выбранную поставку из

множества  $U_1$ , запускаются в производство соответствующими производителями с учетом их загрузки.

Характерной особенностью предполагаемых подходов к решению задачи координации сроков производства кооперативных поставок является то, что исходной информацией для их работы служит как вся совокупность данных о поставках и производственных мощностях, так и некоторая ее часть. Это дает возможность заранее фиксировать сроки

изготовления некоторых поставок и оперативно производить корректировку в случае отклонения.

Алгоритм распределения поставок формируется следующим образом. Множество всех поставок делится на подмножества  $J^l$  соответственно предприятиям-изготовителям. Множество поставок каждого предприятия корпорации разбивается на три непересекающиеся части по принадлежности к  $U_3, U_2$  и  $U_1$ . Для  $l$ -ого предприятия в  $k$ -ый день  $k = 1, \bar{T}$ , на множестве изготавливаемых поставок строим функцию предпочтения  $F_k^l(j)$ :

Если все поставки, комплектующие  $j$ -ую из  $U_1 \cup U_2$  готовы, то  $F_k^l(j) = T_j + 2L_0$ , иначе  $F_k^l(j) = 0$ ,  $L_0$  — достаточно большое число.

Аналогично, если готовы все поставки, комплектующие  $i$ -ую, то  $F_k^l(i) = T_i + L_0$ , иначе  $F_k^l(i) = 0$ , где  $L_0$  — достаточно большое число.

Когда число нераспределенных поставок из  $U_3 \geq 2$ , то  $F_k^l(q) = \lambda_q$ , где  $q \in U_3$ .

Если имеется одна поставка  $P \in U_3$  и она имеет ненулевой резерв времени  $F_k(q) = 0$ , то  $F_k^l(p) = 0$ , иначе  $F_k^l(p) = \lambda_p$ .

Если в  $k$ -ый день  $l$ -ое предприятие занято, то  $F_k^l(j) = 0$  для всех  $j \in J^l$ .

Можно ввести и параметр самообучения:  $\omega$  — максимальное одновременно распределяемое число деревьев. Для этой цели перед выбором каждой поставки необходимо проверить, в какое дерево она входит, и если поставка входит в еще нерассмотренное дерево и если оно больше  $\omega$ , то для этой поставки  $F_k^l(p) = 0$ .

Предпочтение отдается той поставке, у которой значение функции  $F_k^l(j)$  — максимальное и положительное. Если для всех  $j \in J^l$   $F_k^l(j) = 0$ , то в  $k$ -ый день на  $l$ -ом предприятии не ставится в производство никакая поставка.

Если в  $k$ -ый день на  $l$ -ом предприятии ставится  $j$ -ая поставка, то дни  $k, k+1, \dots, (k+T_j-\sigma_j-1)$  считаются занятыми.

Для поиска решения предлагается следующий алгоритм.

Шаг 1. Сформировать  $\{J^l\}, l \in L$ .

Шаг 2. Зафиксировать сроки изготовления некоторых поставок.

Шаг 3. Положить  $k=0$ .

Шаг 4. Положить  $l=0$ .

Шаг 5. Положить  $l=l+1$ .

Шаг 6. Проверить  $l=L+1$ ? Если да, то перейти к шагу 11, в противном случае — к шагу 7.

Шаг 7. Сформировать массивы  $F_k^l(j), j \in J^l, l \in L$ .

Шаг 8. Выбрать  $F_k^l(j_k) = \max F_k^l(j)$ .

Шаг 9. Проверить  $F_k^l(j_k) = 0$ ? Если да, то перейти к шагу 5, в противном случае — к шагу 10.

Шаг 10. Включить в план изготовления поставку  $j$  на соответствующем предприятии-изготовителе.

Шаг 11. Положить  $k=k+1$ .

Шаг 12. Проверить  $k=T+1$ ? Если да, то перейти к шагу 13, в противном случае — к шагу 4.

Шаг 13. Выделить множество нераспределенных поставок.

Шаг 14. Указать сроки для распределенных и определить множество нераспределенных поставок.

После распределения всех поставок по алгоритму нахождения критического пути в сетевом графике, определяются ранние и поздние сроки начала и резерв времени каждой поставки. При этом в качестве сетевых графиков рассматриваются отдельные деревья. В процессе координации используются как полученные сроки поставок, так и возможные временные интервалы, соответствующие резервам времени по отдельным маршрутам.

### Список использованных источников

1. Милов А.В., Милевский С.В. Формализация механизмов координации решений в корпоративных структурах // Бизнес-информ, 2009, №2, СС. 129-132.
2. Милов А.В., Орлов П.А. Координация управленческих решений в распределенных экономических системах. В кн. Современные проблемы моделирования социально-экономических систем. — Харьков, ИД ИНЖЕК, 2009.
3. Милов А.В., Полякова О.Ю. Моделирование системных характеристик экономики. — Харьков, Издательский дом ИНЖЕК, 2004.

## Требования к оформлению рукописей статей, направляемых для публикации в журнале



Для публикации научных работ в выпусках серий научно–практического журнала "Современная наука: актуальные проблемы теории и практики" принимаются статьи на русском языке. Статья должна соответствовать научным требованиям и общему направлению серии журнала, быть интересной достаточно широкому кругу российской и зарубежной научной общественности.

Материал, предлагаемый для публикации, должен быть оригинальным, не опубликованным ранее в других печатных изданиях, написан в контексте современной научной литературы, и содержать очевидный элемент создания нового знания. Представленные статьи проходят проверку в программе "Антиплагиат".

**За точность воспроизведения дат, имен, цитат, формул, цифр несет ответственность автор.**

Редакционная коллегия оставляет за собой право на редактирование статей без изменения научного содержания авторского варианта.

Научно–практический журнал "Современная наука: актуальные проблемы теории и практики" проводит независимое (внутреннее) рецензирование.

### Правила оформления текста.

- ◆ Текст статьи набирается через 1,5 интервала в текстовом редакторе Word для Windows с расширением ".doc", или ".rtf", шрифт 14 Times New Roman.
- ◆ Перед заглавием статьи указывается шифр согласно универсальной десятичной классификации (УДК).
- ◆ Рисунки и таблицы в статью не вставляются, а даются отдельными файлами.
- ◆ Единицы измерения в статье следует выражать в Международной системе единиц (СИ).
- ◆ Все таблицы в тексте должны иметь названия и сквозную нумерацию. Сокращения слов в таблицах не допускается.
- ◆ Литературные источники, использованные в статье, должны быть представлены общим списком в ее конце. Ссылки на упомянутую литературу в тексте обязательны и даются в квадратных скобках. Нумерация источников идет в последовательности упоминания в тексте.
- ◆ Список литературы составляется в соответствии с ГОСТ 7.1–2003.
- ◆ Ссылки на неопубликованные работы не допускаются.

### Правила написания математических формул.

- ◆ В статье следует приводить лишь самые главные, итоговые формулы.
- ◆ Математические формулы нужно набирать, точно размещая знаки, цифры, буквы.
- ◆ Все использованные в формуле символы следует расшифровывать.

### Правила оформления графики.

- ◆ Растровые форматы: рисунки и фотографии, сканируемые или подготовленные в Photoshop, Paintbrush, Corel Photopaint, должны иметь разрешение не менее 300 dpi, формата TIF, без LZW уплотнения, CMYK.
- ◆ Векторные форматы: рисунки, выполненные в программе CorelDraw 5.0–11.0, должны иметь толщину линий не менее 0,2 мм, текст в них может быть набран шрифтом Times New Roman или Arial. Не рекомендуется конвертировать графику из CorelDraw в растровые форматы. Встроенные – 300 dpi, формата TIF, без LZW уплотнения, CMYK.

По вопросам публикации следует обращаться к шеф–редактору научно–практического журнала "Современная наука: актуальные проблемы теории и практики" ( e-mail: [redaktor@nauteh-journal.ru](mailto:redaktor@nauteh-journal.ru) ).