

p-ISSN 1607-3274
e-ISSN 2313-688X

Радіоелектроніка
Інформатика
Управління

Радиоэлектроника
Информатика
Управление

Radio Electronics
Computer Science
Control

2017/2





Запорізький національний технічний університет

Радіоелектроніка, інформатика, управління

Науковий журнал

Виходить чотири рази на рік

№ 2(41) 2017

Заснований у січні 1999 року.

Засновник і видавець – Запорізький національний технічний університет.

ISSN 1607-3274 (друкований), ISSN 2313-688X (електронний).

Запоріжжя

ЗНТУ

2017

Запорожский национальный технический университет

Радиоэлектроника, информатика, управление

Научный журнал

Выходит четыре раза в год

№ 2(41) 2017

Основан в январе 1999 года.

Основатель и издатель – Запорожский национальный технический университет.

ISSN 1607-3274 (печатный), ISSN 2313-688X (электронный).

Запорожье

ЗНТУ

2017

Zaporizhzhya National Technical University

Radio Electronics, Computer Science, Control

The scientific journal

Published four times per year

№2(41) 2017

Founded in January 1999.

Founder and publisher – Zaporizhzhya National Technical University.

ISSN 1607-3274 (print), ISSN 2313-688X (on-line).

Zaporizhzhya

ZNTU

2017

Науковий журнал «Радіоелектроніка, інформатика, управління» (скорочена назва – РІУ) видається Запорізьким національним технічним університетом (ЗНТУ) з 1999 р. періодичністю чотири номери на рік.

Зареєстрований Державним комітетом інформаційної політики, телебачення та радіомовлення 29.01.2003 р. Свідцтво про державну реєстрацію друкованого засобу масової інформації серія КВ №6904.

ISSN 1607-3274 (друкований), ISSN 2313-688X (електронний).

Наказом Міністерства освіти і науки України № 1328 від 21.12.2015 р. «Про затвердження рішень Атестаційної колегії Міністерства щодо діяльності спеціалізованих вчених рад від 15 грудня 2015 року» **журнал включений до переліку наукових фахових видань України**, в яких можуть публікуватися результати дисертаційних робіт на здобуття наукових ступенів доктора і кандидата фізико-математичних та технічних наук.

В журналі безкоштовно публікуються наукові статті англійською, російською та українською мовами.

Правила оформлення статей подано на сайті: <http://ric.zntu.edu.ua/information/authors>.

Журнал забезпечує **безкоштовний відкритий он-лайн доступ** до повнотекстових публікацій.

Журнал дозволяє авторам мати авторські права і зберігати права на видання без обмежень. Журнал дозволяє користувачам читати, завантажувати, копіювати, поширювати, друкувати, шукати або посилатися на повні тексти своїх статей. Журнал дозволяє повторне використання його вмісту у відповідності з СС ліцензією СС-ВУ.

Опублікованими статтям присвоюється унікальний ідентифікатор цифрового об'єкта DOI.

Журнал входить до наукометричної бази Thomson Reuters Web of Science.

Журнал реферується та індексується у провідних міжнародних та національних реферативних журналах і наукометричних базах даних, а також розміщується у цифрових архівах та бібліотеках з безкоштовним доступом у режимі on-line (у т. ч. DOAJ, DOI, CrossRef, EBSCO, eLibrary.ru / РИИЦ, Google Scholar, Index Copernicus, INSPEC, ISSN, Ulrich's Periodicals Directory, WorldCat, ВІНТИ, Джерело), повний перелік яких подано на сайті: <http://ric.zntu.edu.ua/about/editorialPolicies#custom-0>.

Журнал розповсюджується за Каталогом періодичних видань України (передплатний індекс – 22914).

Тематика журналу містить: радіофізику, мікро-, нано- і радіоелектроніку, апаратне і програмне забезпечення комп'ютерної техніки, комп'ютерні мережі і телекомунікації, теорію алгоритмів і програмування, оптимізацію і дослідження операцій, міжмашинну і людино-машинну взаємодію, математичне і комп'ютерне моделювання, обробку даних і сигналів, управління в технічних системах, штучний інтелект, включаючи системи, засновані на знаннях, і експертні системи, інтелектуальний аналіз даних, розпізнавання образів, штучні нейронні і нейро-нечіткі мережі, нечітку логіку, колективний інтелект і мультиагентні системи, гібридні системи.

Усі статті, пропоновані до публікації, одержують **об'єктивний розгляд**, що оцінюється за суттю без урахування раси, статі, віросповідання, етнічного походження, громадянства або політичної філософії автора(ів).

Усі статті проходять двоступінчасте закрите (анонімне для автора) **рецензування** штатними редакторами і незалежними рецензентами – провідними вченими за профілем журналу.

РЕДАКЦІЙНА КОЛЕГІЯ

Головний редактор – Субботін С. О., д-р. техн. наук, Україна

Заст. головного редактора – Піза Д. М., д-р техн. наук, Україна

Члени редколегії:

Андроулідакіс Й., д-р філософії, Греція

Безрук В. М., д-р техн. наук, Україна

Бодяньський Є. В., д-р техн. наук, Україна, редактор розділу з управління

Васильєв С. М., д-р фіз.-мат. наук, академік РАН, Росія

Гімплевич Ю. Б., д-р техн. наук, Україна

Горбань О. М., д-р фіз.-мат. наук, Великобританія

Дробахін О. О., д-р фіз.-мат. наук, Україна

Зайцева О. М., канд. фіз.-мат. наук, Словаччина

Камеяма М., д-р техн. наук, Японія

Карпуков Л. М., д-р техн. наук, Україна

Корніч Г. В., д-р фіз.-мат. наук, Україна, редактор розділу з радіофізики

Кулік А. С., д-р техн. наук, Україна

Лебедєв Д. В., д-р техн. наук, Україна, редактор розділу з управління

Левашенко В. Г., канд. фіз.-мат. наук, Словаччина

Лиснянський А., канд. техн. наук, Ізраїль

Марковська-Качмар У., д-р наук, Польща

Олещук В. О., канд. фіз.-мат. наук, Норвегія, редактор розділу з радіоелектроніки

Онуфрієнко В. М., д-р фіз.-мат. наук, Україна

Папшицький М., д-р філософії, Польща

Погосов В. В., д-р фіз.-мат. наук, Україна

Рубель О. І., канд. техн. наук, Канада

Хаханов В. І., д-р техн. наук, Україна, редактор розділу з інформатики

Шарпанських О. А., д-р філософії, Нідерланди, редактор розділу з інформатики

Рекомендовано до видання вченою радою ЗНТУ, протокол № 10 від 09.06.2017.

Журнал зверстаний редакційно-видавничим відділом ЗНТУ.

Веб-сайт журналу: <http://ric.zntu.edu.ua>.

Адреса редакції: Редакція журналу «РІУ», Запорізький національний технічний університет, вул. Жуковського, 64, м. Запоріжжя, 69063, Україна.

Тел: (061) 769-82-96 – редакційно-видавничий відділ

Факс: (061) 764-46-62

E-mail: rvv@zntu.edu.ua

Научный журнал «Радиоэлектроника, информатика, управление» (сокращенное название – РИУ) издается Запорожским национальным техническим университетом (ЗНТУ) с 1999 г. периодичностью четыре номера в год.

Зарегистрирован Государственным комитетом информационной политики, телевидения и радиовещания 29.01.2003 г. (Свидетельство о государственной регистрации печатного средства массовой информации серия КВ №6904).

ISSN 1607-3274 (печатный), ISSN 2313-688X (электронный).

Приказом Министерства образования и науки Украины № 1328 от 21.12.2015 г. «Об утверждении решений Аттестационной коллегии Министерства относительно деятельности специализированных ученых советов от 15 декабря 2015 года» **журнал включен в перечень научных профессиональных изданий Украины**, в которых могут публиковаться результаты диссертационных работ на соискание ученых степеней доктора и кандидата физико-математических и технических наук.

В журнале бесплатно публикуются научные статьи на английском, русском и украинском языках.

Правила оформления статей представлены на сайте: <http://ric.zntu.edu.ua/information/authors>.

Журнал обеспечивает **бесплатный открытый он-лайн доступ** к полнотекстовым публикациям. Журнал разрешает авторам иметь авторские права и сохранять права на издание без ограничений. Журнал разрешает пользователям читать, загружать, копировать, распространять, печатать, искать или ссылаться на полные тексты своих статей. Журнал разрешает повторное использование его содержания в соответствии с СС лицензией СС-BY.

Опубликованным статьям присваивается уникальный идентификатор цифрового объекта DOI.

Журнал входит в наукометрическую базу Thomson Reuters Web of Science.

Журнал реферруется и индексируется в ведущих международных и национальных реферативных журналах и наукометрических базах данных, а также размещается в цифровых архивах и библиотеках с бесплатным доступом on-line (в т.ч. DOAJ, DOI, CrossRef, EBSCO, eLibrary.ru / РИНЦ, Google Scholar, Index Copernicus, INSPEC, ISSN, Ulrich's Periodicals Directory, WorldCat, ВИНТИ, Джэрэло), полный перечень которых представлен на сайте: <http://ric.zntu.edu.ua/about/editorialPolicies#custom-0>.

Журнал распространяется по Каталогу периодических изданий Украины (подписной индекс – 22914).

Тематика журнала включает: радиофизику, микро-, нано- и радиоэлектронику, аппаратное и программное обеспечение компьютерной техники, компьютерные сети и телекоммуникации, теорию алгоритмов и программирования, оптимизацию и исследование операций, межмашинное и человеко-машинное взаимодействие, математическое и компьютерное моделирование, обработку данных и сигналов, управление в технических системах, искусственный интеллект, включая системы, основанные на знаниях, и экспертные системы, интеллектуальный анализ данных, распознавание образов, искусственные нейронные и нейро-нечеткие сети, нечеткую логику, коллективный интеллект и мультиагентные системы, гибридные системы.

Все статьи, предлагаемые к публикации, получают **объективное рассмотрение**, которое оценивается по существу без учета расы, пола, вероисповедания, этнического происхождения, гражданства или политической философии автора(ов).

Все статьи проходят двухступенчатое закрытое (анонимное для автора) **рецензирование** штатными редакторами и независимыми рецензентами – ведущими учеными по профилю журнала.

РЕДАКЦИОННАЯ КОЛЛЕГИЯ

Главный редактор – Субботин С. А., д-р техн. наук, Украина

Зам. главного редактора – Пиза Д. М., д-р техн. наук, Украина

Члены редколлегии:

Андроидакис И., д-р философии, Греция

Безрук В. М., д-р техн. наук, Украина

Бодянский Е. В., д-р техн. наук, Украина, редактор раздела по управлению

Васильев С. Н., д-р физ.-мат. наук, академик РАН, Россия

Гимпилевич Ю. Б., д-р техн. наук, Украина

Горбань А. Н., д-р физ.-мат. наук, Великобритания

Дробахин О. О., д-р физ.-мат. наук, Украина

Зайцева Е. Н., канд. физ.-мат. наук, Словакия

Камеяма М., д-р техн. наук, Япония

Карпуков Л. М., д-р техн. наук, Украина

Корнич Г. В., д-р физ.-мат. наук, Украина, редактор раздела по радиофизике

Кулик А. С., д-р техн. наук, Украина

Лебедев Д. В., д-р техн. наук, Украина, редактор раздела по управлению

Левашенко В. Г., канд. физ.-мат. наук, Словакия

Лиснянский А., канд. техн. наук, Израиль

Марковска-Качмар У., д-р наук, Польша

Олещук В. А., канд. физ.-мат. наук, Норвегия, редактор радиоэлектроники

Онуфриенко В. М., д-р физ.-мат. наук, Украина

Папшицкий М., д-р философии, Польша

Погосов В. В., д-р физ.-мат. наук, Украина

Рубель О. И., канд. техн. наук, Канада

Хаханов В. И., д-р техн. наук, Украина, редактор раздела по информатике

Шарпанских А. А., доктор философии, Нидерланды – редактор раздела по информатике

Рекомендовано к изданию ученым советом ЗНТУ, протокол № 10 от 09.06.2017.

Журнал сверстан редакционно-издательским отделом ЗНТУ.

Веб-сайт журнала: <http://ric.zntu.edu.ua>

Адрес редакции: Редакция журнала «РИУ», Запорожский национальный технический университет, ул. Жуковского, 64, г. Запорожье, 69063, Украина.

Тел.: +38-061-769-82-96 – редакционно-издательский отдел

Факс: (061) 764-46-62

E-mail: rvv@zntu.edu.ua

© Запорожский национальный технический университет, 2017

The scientific journal «Radio Electronics, Computer Science, Control» is published by the Zaporizhzhya National Technical University (ZNTU). since 1999 with periodicity four numbers per year.

The journal is registered by the State Committee for information policy, television and radio broadcasting of Ukraine in 29.01.2003. The journal has a State Registration Certificate of printed mass media (series KB №6904).

ISSN 1607-3274 (print), **ISSN 2313-688X** (on-line).

By the Order of the Ministry of Education and Science of Ukraine from 21.12.2015 № 1328 “On approval of the decision of the Certifying Collegium of the Ministry on the activities of the specialized scientific councils dated 15 December 2015” **journal is included in the list of scientific specialized periodicals of Ukraine**, where the results of dissertations for Doctor of Science and Doctor of Philosophy in Mathematics and Technical Sciences may be published.

The journal publishes scientific articles in English, Russian, and Ukrainian free of charge.

The **article formatting rules** are presented on the site: <http://ric.zntu.edu.ua/information/authors>.

The journal provides policy of **on-line open (free of charge) access** for full-text publications. The journal allow the authors to hold the copyright without restrictions and to retain publishing rights without restrictions. The journal allow readers to read, download, copy, distribute, print, search, or link to the full texts of its articles. The journal allow reuse and remixing of its content, in accordance with a CC license CC-BY.

Published articles have a unique digital object identifier (DOI).

The journal is included into Thomson Reuters Web of Science.

The journal is abstracted and indexed in leading international and national abstractig journals and scientometric databases, and also placed to the digital archives and libraries with a free on-line access (including DOAJ, DOI, CrossRef, EBSCO, eLibrary.ru / РИИЦ, Google Scholar, Index Copernicus, INSPEC, ISSN, Ulrich’s Periodicals Directory, WorldCat, VINITI (All-Russian Institute of scientific and technical information), Djerelo), full list of which is presented on the site: <http://ric.zntu.edu.ua/about/editorialPolicies#custom-0>.

The journal is distributed: by the Catalogue of Ukrainian periodicals (the catalog number is 22914).

The journal scope: radio physics, micro-, nano- and radio electronics, computer hardware and software, computer networks and telecommunications, algorithm and programming theory, optimization and operations research, machine-machine and man-machine interfacing, mathematical modeling and computer simulation, data and signal processing, control in technical systems, artificial intelligence, including knowledge-based and expert systems, data mining, pattern recognition, artificial neural and neuro-fuzzy networks, fuzzy logics, swarm intelligence and multiagent systems, hybrid systems.

All articles proposed for publication receive an **objective review** that evaluates substantially without regard to race, sex, religion, ethnic origin, nationality, or political philosophy of the author(s).

All articles undergo a two-stage **blind peer review** by the editorial staff and independent reviewers – the leading scientists on the profile of the journal.

EDITORIAL BOARD

Editor-in-Chief: S. A. Subbotin, Doctor of Science in Engineering, Ukraine

Deputy Editor-in-Chief: D. M. Piza, Doctor of Science in Engineering, Ukraine

Members of Editorial Board:

I. Androulidakis, Ph. D, Greece

V. M. Bezruk, Doctor of Science in Engineering, Ukraine

Ye. V. Bodyanskiy , Doctor of Science in Engineering, Ukraine, Control section editor

O. O. Drobakhin, Doctor of Science in Physics and Mathematics

Yu. B. Gimpilevich, Doctor of Science in Engineering, Ukraine

A. N. Gorban, Doctor of Science in Physics and Mathematics, United Kingdom

V. I. Hahanov, Doctor of Science in Engineering, Ukraine, Computer Science section editor

M. Kameyama, Doctor of Science, Japan

L. M. Karpukov, Doctor of Science in Engineering, Ukraine

G. V. Kornich, Doctor of Science in Physics and Mathematics, Ukraine, Radio Physics section editor

A. S. Kulik, Doctor of Science in Engineering, Ukraine

D. V. Lebedev, Doctor of Science in Engineering, Ukraine, Control section editor

V. G. Levashenko, Ph.D, Slovakia

A. Lisnianski, Ph.D, Israel

U. Markowska-Kaczmar, Doctor of Science, Poland

V. A. Oleshchuk, Ph.D in Physics and Mathematics, Norway, Radio Electronics section editor

V. M. Onufrienko, Doctor of Science in Physics and Mathematics, Ukraine

M. Paprzycki, Ph.D, Poland

V. V. Pogosov, Doctor of Science in Physics and Mathematics, Ukraine

O. I. Rubel, Ph.D, Canada

A. A. Sharpanskykh, Ph.D, Netherlands, Computer Science section editor

S. N. Vassilyev, Doctor of Science in Physics and Mathematics, Academician of Russian Academy of Sciences, Russia

E. N. Zaitseva, Ph.D, Slovakia

Recommended for publication by the Academic Council of ZNTU, protocol № 10 dated 09.06.2017.

The journal is imposed by the editorial-publishing department of ZNTU.

The journal web-site is <http://ric.zntu.edu.ua>.

The address of the editorial office: Editorial office of the journal «Radio Electronics, Computer Science, Control», Zaporizhzhia National Technical University, Zhukovskiy street, 64, Zaporizhzhya, 69063, Ukraine.

Tel.: +38-061-769-82-96 – the editorial-publishing department.

Fax: +38-061-764-46-62

E-mail: rvv@zntu.edu.ua

© Zaporizhzhya National Technical University, 2017

ЗМІСТ

РАДІОЕЛЕКТРОНІКА ТА ТЕЛЕКОМУНІКАЦІЇ.....	7
<i>Поповский В. В., Коляденко А. В.</i> МЕТОД ОБНАРУЖЕНИЯ СИГНАЛОВ ПЕРВИЧНЫХ ПОЛЬЗОВАТЕЛЕЙ В КОГНИТИВНЫХ РАДИОСЕТЯХ.....	7
<i>Ципоренко В. В.</i> ДОСЛІДЖЕННЯ ЕФЕКТИВНОСТІ АНТЕННИХ РЕШІТОК РІЗНОЇ КОНФІГУРАЦІЇ ДЛЯ КОРЕЛЯЦІЙНО-ІНТЕРФЕРОМЕТРИЧНОГО ПЕЛЕНГУВАННЯ.....	16
МАТЕМАТИЧНЕ ТА КОМП'ЮТЕРНЕ МОДЕЛЮВАННЯ.....	25
<i>Бердник М. Г.</i> МАТЕМАТИЧНА МОДЕЛЬ І МЕТОД РІШЕННЯ ПРОСТОРОВОЇ УЗАГАЛЬНЕНОЇ КРАЙОВОЇ ЗАДАЧІ ТЕПЛООБМІНУ ПОРОЖНЬОГО КУСКОВО-ОДНОРІДНОГО ЦИЛІНДРА, ЯКИЙ ОБЕРТАЄТЬСЯ.....	25
<i>Жарикова М. В.</i> МОДЕЛЬ ТЕРРИТОРИАЛЬНОЙ СИСТЕМЫ В УСЛОВИЯХ ЧРЕЗВЫЧАЙНЫХ СИТУАЦИЙ ПРИРОДНОГО ХАРАКТЕРА.....	33
<i>Маляр М. М., Поліщук В. В., Шаркаді М. М.</i> МОДЕЛЬ ІНФОРМАЦІЙНОЇ ТЕХНОЛОГІЇ ОЦІНЮВАННЯ РИЗИКУ ФІНАНСУВАННЯ ПРОЕКТІВ РІЗНОГО ПОХОДЖЕННЯ.....	44
<i>Погосов А. Ю., Деревянко О. В.</i> МОДЕЛИ ПРИКЛАДНОЙ ИНФОРМАТИКИ УЧЕТА КИНЕТИКИ КИБЕРНЕТИЧЕСКИХ УГРОЗ В СИСТЕМЕ ФИЗИЧЕСКОЙ ЗАЩИТЫ АЭС.....	53
НЕЙРОІНФОРМАТИКА ТА ІНТЕЛЕКТУАЛЬНІ СИСТЕМИ.....	61
<i>Москаленко В. В., Коробов А. Г.</i> ІНФОРМАЦІЙНО-ЕКСТРЕМАЛЬНИЙ АЛГОРИТМ ФУНКЦІОНУВАННЯ СИСТЕМИ РОЗПІЗНАВАННЯ ОБ'ЄКТІВ НА МІСЦЕВОСТІ З ОПТИМІЗАЦІЄЮ ПАРАМЕТРІВ ЕКСТРАКТОРА ОЗНАК.....	61
<i>Субботин С. А.</i> МЕТРИКИ КАЧЕСТВА ВЫБОРОК ДАННЫХ И МОДЕЛЕЙ ЗАВИСИМОСТЕЙ, ОСНОВАННЫЕ НА ФРАКТАЛЬНОЙ РАЗМЕРНОСТИ.....	70
<i>Oliinyk A.O., Skrupsky S. Yu., Shkarupylo V. V., Blagodariov O. Yu.</i> PARALLEL MULTIAGENT METHOD OF BIG DATA REDUCTION FOR PATTERN RECOGNITION.....	82
ПРОГРЕСИВНІ ІНФОРМАЦІЙНІ ТЕХНОЛОГІЇ.....	93
<i>Боровик О. В., Рачок Р. В., Дармороз М. М.</i> ОЦІНКА ЕФЕКТИВНОСТІ ФУНКЦІОНУВАННЯ СИСТЕМИ ОПТИКО-ЕЛЕКТРОННОГО СПОСТЕРЕЖЕННЯ.....	93
<i>Kolpakova T., Oliinyk A., Lovkin V.</i> INTEGRATED METHOD OF EXTRACTION, FORMALIZATION AND AGGREGATION OF COMPETITIVE AGENTS EXPERT EVALUATIONS IN A GROUP.....	100
<i>Lakhno V. A.</i> DEVELOPMENT OF A SUPPORT SYSTEM FOR MANAGING THE CYBER SECURITY	109
<i>Молодецька-Гринчук К. В.</i> МЕТОД ВИЯВЛЕННЯ ОЗНАК ІНФОРМАЦІЙНИХ ВПЛИВІВ У СОЦІАЛЬНИХ ІНТЕРНЕТ-СЕРВІСАХ ЗА ЗМІСТОВНИМИ ОЗНАКАМИ.....	117
<i>Сердюк М. Є., Беркут В. Г.</i> КОМП'ЮТЕРНА СИСТЕМА ЛОКАЛІЗАЦІЇ ТА ВИДАЛЕННЯ ТІНЕЙ У ЦИФРОВИХ ЗОБРАЖЕННЯХ.....	127
<i>Трифоновна К. О.</i> МЕТОД ВИЯВЛЕННЯ ПОРУШЕННЯ ЦІЛІСНОСТІ ЦИФРОВОГО ЗОБРАЖЕННЯ ШУМОМ ПЕРЛІНА.....	134
УПРАВЛІННЯ У ТЕХНІЧНИХ СИСТЕМАХ.....	142
<i>Гусев В. Б.</i> АНАЛІЗ РЕШЕНІЙ НА ОСНОВЕ ЕКСПЕРТНИХ ДАННИХ І РЕФЛЕКСИВНИХ ПРОЦЕДУР ВИВОДА.....	142
<i>Дивак М. П., Порплиця Н. П., Масляк Ю. Б., Пукас А. В., Мельник А. М.</i> МЕТОД ІДЕНТИФІКАЦІЇ МОДЕЛЕЙ ОБ'ЄКТІВ ІЗ РОЗПОДІЛЕНИМИ ПАРАМЕТРАМИ З ПРОСТОРОВО РОЗПОДІЛЕНИМ КЕРУВАННЯМ НА ОСНОВІ АНАЛІЗУ ІНТЕРВАЛЬНИХ ДАНИХ.....	150
<i>Лобов В. Й., Лобова К. В.</i> МОДЕЛЮВАННЯ СИСТЕМИ АВТОМАТИЧНОГО РЕГУЛЮВАННЯ ШВИДКІСТЮ ВИПАЛЮВАЛЬНИХ ВІЗКІВ КОНВЕСЕРНИХ МАШИН.....	160
<i>Хобін В. А., Левінский М. В.</i> ПРИНЦИПИ, АЛГОРИТМИ І РЕЗУЛЬТАТИ ПІДВИЩЕННЯ ЕФЕКТИВНОСТІ САМОНАЛАГОДЖУВАЛЬНОЇ СИСТЕМИ КЕРУВАННЯ ОБ'ЄКТОМ ТЕХНОЛОГІЧНОГО ТИПУ.....	172

CONTENTS

RADIO ELECTRONICS AND TELECOMMUNICATIONS.....	7
<i>Popovski V. V., Kolyadenko A. V.</i> METHOD FOR DETECTION OF SIGNALS PRIMARY USERS IN COGNITIVE RADIO NETWORKS.....	7
<i>Tsymporenko V. V.</i> RESEARCH OF EFFICIENCY OF ANTENNA ARRAYS OF DIFFERENT CONFIGURATIONS FOR CORRELATIVE- INTERFEROMETRIC OF DIRECTION FINDING.....	16
MATHEMATICAL AND COMPUTER MODELLING.....	25
<i>Berdnyk M. G.</i> MATHEMATICAL MODELS AND METHODS OF SOLVING SPATIAL GENERALIZED BOUNDARY VALUE PROBLEM HEAT ROTATING HOLLOW PIECEWISE HOMOGENEOUS CYLINDER.....	25
<i>Zharikova M.</i> THE MODEL OF TERRITORIAL SYSTEM IN NATURAL DISASTER CONDITIONS.....	33
<i>Malyar N. N., Polishchuk V. V., Sharkadi M. N.</i> MODEL OF INFORMATION TECHNOLOGY PROJECT FINANCING RISK ASSESSMENT.....	44
<i>Pogosov A. Yu., Derevianko O. V.</i> APPLIED INFORMATICS MODEL OF KINETICS ACCOUNTING OF CYBERNETIC THREATS IN NPP PHYSICAL PROTECTION SYSTEM.....	53
NEUROINFORMATICS AND INTELLIGENT SYSTEMS.....	61
<i>Moskalenko V. V., Korobov A. G.</i> INFORMATION-EXTREME ALGORITHM OF THE SYSTEM FOR RECOGNITION OF OBJECTS ON THE TERRAIN WITH OPTIMIZATION PARAMETER FEATURE EXTRACTOR.....	61
<i>Subbotin S. A.</i> THE FRACTAL DIMENSION BASED QUALITY METRICS OF DATA SAMPLES AND DEPENDENCE MODELS.....	70
<i>Oliinyk A. O., Skrupsky S. Yu., Shkarupylo V. V., Blagodariov O. Yu.</i> PARALLEL MULTIAGENT METHOD OF BIG DATA REDUCTION FOR PATTERN RECOGNITION.....	82
PROGRESSIVE INFORMATION TECHNOLOGIES.....	93
<i>Borovik O. V., Rachok R. V., Darmoroz M. M.</i> EVALUATING THE EFFECTIVENESS OF THE OPTICAL-ELECTRONIC SURVEILLANCE SYSTEM.....	93
<i>Kolpakova T., Oliinyk A., Lovkin V.</i> INTEGRATED METHOD OF EXTRACTION, FORMALIZATION AND AGGREGATION OF COMPETITIVE AGENTS EXPERT EVALUATIONS IN A GROUP.....	100
<i>Lakhno V. A.</i> DEVELOPMENT OF A SUPPORT SYSTEM FOR MANAGING THE CYBER SECURITY.....	109
<i>Molodetska-Hrynychuk K.</i> OUTREACHES CONTENT TRACING TECHNIQUE FOR SOCIAL NETWORKING SERVICES.....	117
<i>Serdiuk M. E., Berkut V. G.</i> THE COMPUTER SYSTEM OF SHADOW LOCATING AND REMOVAL IN DIGITAL IMAGES.....	127
<i>Tryfonova K. O.</i> METHOD OF DETECTION INTEGRITY VIOLATIONS OF DIGITAL IMAGE BY PERLIN NOISE.....	134
CONTROL IN TECHNICAL SYSTEMS.....	142
<i>Gusev Vladislav Borisovich</i> DECISION ANALYSIS ON THE BASIS OF EXPERT DATA AND REFLEXIVE PROCEDURES OF THE CONCLUSION..	142
<i>Dyvak M. P., Porplytsya N. P., Maslyiak Y. B., Pukas A. V., Melnyk A. M.</i> METHOD OF IDENTIFICATION OF MODELS OF OBJECTS WITH DISTRIBUTED PARAMETERS WITH A SPATIALLY DISTRIBUTED CONTROL BASED ON INTERVAL DATA ANALYSIS.....	150
<i>Lobov V. Y., Lobova K. V.</i> MODELING SYSTEM OF AUTOMATIC SPEED REGULATION OF CONVEYOR MACHINES ROASTING TRUCKS....	160
<i>Khobin V. A., Levinskyi M. V.</i> PRINCIPLES, ALGORITHMS AND RESULTS OF EFFECTIVENESS INCREASE OF THE SELF-TUNING AUTOMATIC CONTROL SYSTEM WITH THE CONTROL OBJECT OF TECHNOLOGICAL TYPE.....	172

РАДИОЭЛЕКТРОНИКА ТА ТЕЛЕКОМУНІКАЦІЇ

РАДИОЭЛЕКТРОНИКА И ТЕЛЕКОММУНИКАЦИИ

RADIO ELECTRONICS AND TELECOMMUNICATIONS

УДК 654.16:621.391.82

Поповский В. В.¹, Коляденко А. В.²

¹Д-р техн. наук, профессор, заведующий кафедрой инфокоммуникационной инженерии, Харьковский национальный университет радиоэлектроники, Харьков, Украина

²Аспирант кафедры инфокоммуникационной инженерии, Харьковский национальный университет радиоэлектроники, Харьков, Украина

МЕТОД ОБНАРУЖЕНИЯ СИГНАЛОВ ПЕРВИЧНЫХ ПОЛЬЗОВАТЕЛЕЙ В КОГНИТИВНЫХ РАДИОСЕТЯХ

Актуальность. С появлением сетей мобильной связи сигнально-помеховая обстановка стала резко усложняться. Все возрастающее количество радиоэлектронных средств различного назначения приводят к образованию множественного характера электромагнитных взаимодействий между ними. Одновременно с этим еще важнее становится дефицит частотного ресурса, обостряется проблема электромагнитной совместимости. Найти пути решения данной проблемы можно, используя когнитивное распределение частотного ресурса с повторным использованием частот. Таким образом, оптимизация распределения частотного ресурса в когнитивных радиосетях и разработка алгоритма распределения частотного ресурса с повторным использованием частот является актуальной научной задачей.

Цель. Целью исследования является обеспечение электромагнитной совместимости при когнитивном распределении ресурсов в сети мобильной связи.

Методы исследований базируются на основных положениях радиофизики, теории электросвязи, системного анализа, математической статистики, теории вероятностей, теории оптимизации, математического и имитационного моделирования.

Результаты. Ситуацию и самую электромагнитную обстановку в сетях мобильной связи сильно осложняет тот факт, что в эту обстановку вносятся различные часто случайные факторы, носящие трудно прогнозируемый характер. В этих условиях рассчитать заранее электромагнитную обстановку и решить задачу электромагнитной совместимости с достаточной точностью не всегда удается, а часто просто невозможно из-за априорной неопределенности. Задачу электромагнитной совместимости для сетей мобильной связи необходимо решать на стадии ее функционирования в реальном масштабе времени. Предложен алгоритм решения задачи оптимизации распределения частотного ресурса для сетей мобильной связи. В основе алгоритма лежит метод локальной оптимизации – один из приближенных методов дискретного программирования. В данном случае условием локальной оптимальности является то, что рабочая частота, которая присваивается очередной абонентской станции должна быть близкой к присвоенной на предыдущем шаге частоте, но при этом должны быть выполнены требования электромагнитной совместимости.

Выводы. Впервые разработан метод обеспечения электромагнитной совместимости при распределении частотного ресурса в сети мобильной связи, который состоит из алгоритма с повторным использованием частот. Использование данного метода позволяет сократить полосу частот в 2–3 раза.

Ключевые слова: Когнитивная сеть, первичный пользователь, вторичный пользователь, процедура обнаружения сигнала, критерий Вальда.

НОМЕНКЛАТУРА

КР – когнитивное радио;
ЛТ – ложная тревога;
ОП – отношение правдоподобия;
ОСШ – отношение сигнал/шум;
ПЦ – пропуск цели;
 h – пороговый уровень, определяемый заданной вероятностью ложной тревоги;
 H_0 – гипотеза: первичный пользователь отсутствует;

H_1 – гипотеза: первичный пользователь работает со спектром;
 k – шаг измерения;
 m – математическое ожидание шума;
 m_s – математическое ожидание аддитивной смеси сигнала и шума;
 $p(0)$ – априорная вероятность отсутствия сигнала
 $s(t)$;

$p(s)$ – априорная вероятность передачи сигнала $s(t)$;

$p(x)$ – априорная плотность вероятности сигнала $x(t)$;

$p(x|0)$ – априорная условная плотность вероятности входного сигнала при отсутствии сигнала от первичного пользователя;

$p(x|s)$ – априорная условная плотность вероятности входного сигнала при наличии сигнала от первичного пользователя;

$p(0|x)$ – апостериорная вероятность отсутствия сигнала $s(t)$ при условии принятия сигнала $x(t)$;

$p(s|x)$ – апостериорная вероятность наличия сигнала $s(t)$ при условии принятия сигнала $x(t)$;

$P_{\text{ош}}$ – вероятность ошибки;

$s(t)$ – сигнал первичного пользователя;

$x(t)$ – сигнал, принимаемый пользователем КР;

Z_* – нижний порог;

Z^* – верхний порог;

z_i – текущее значение решающей статистики на i -м шаге;

Z_i – накопленные значения ОП на i -м шаге;

α – вероятность ложной тревоги;

β – вероятность пропуска цели;

$v(t)$ – аддитивный белый гауссов шум;

σ^2 – дисперсия шума.

ВВЕДЕНИЕ

Уровень востребованности и дефицитность радиочастотного ресурса определяют актуальность проработки различных подходов и технологических решений, направленных на повышение эффективности его использования [1, 2]. В этой связи заслуживают внимания работы, связанные с развитием технологий когнитивного радио (КР), основанные на использовании временно свободных участков спектра.

Главная задача когнитивного радио состоит в том, что вторичный пользователь должен обнаружить первичного пользователя и быстро освободить полосу частот [2–4]. Спектр классифицирован на три типа: черные пространства, серые пространства и пробелы. Черные пространства заняты сигналами от первичных пользователей высокой мощности и вторичные пользователи должны избегать этих полос частот. Серые пространства частично занимают помехи с невысокой мощностью, но они могут использоваться вторично. Свободные пробелы содержат помехи, которые состоят из естественных и искусственных форм шума: теплового шума, перекрестных помех и импульсного шума. Пробелы могут использоваться вторичными пользователями [5].

Реализуемость КР на практике основывается на принципах самообучения, на получении информации об электромагнитной и географической обстановке на основе оперативного априорного и апостериорного ана-

лиза (мониторинга) загруженности радиочастотного спектра, определения свободных участков спектра с целью их использования когнитивными системами на вторичной основе [6].

Целью данной работы являлась разработка метода обнаружения сигналов первичных пользователей для использования свободных полос частот в когнитивных радиосетях на вторичной основе.

1 ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ

Сканирование спектра используется для обнаружения присутствия или отсутствия сигналов первичных (лицензируемых) пользователей в радиосреде, что определяет возможность доступа к среде вторичных (не лицензируемых) пользователей [7].

Уравнение наблюдения за спектром представляет собой значение измеренного обнаруживаемого сигнала $s(t)$ на фоне шума $v(t)$:

$$x(t) = s(t) + v(t).$$

Сигнал $x(t)$ является сигналом, принимаемым пользователем КР, $s(t)$ – передаваемый сигнал от первичного пользователя, $v(t)$ – аддитивный белый гауссов шум.

Стратегия функционирования системы вторичного пользователя состоит в том, что при появлении сигнала $s(t)$ возникает необходимость осуществить управление на смену полосы частот. Данная задача обнаружения сигнала сводится к проверке статистических гипотез:

H_0 : $x(t) = v(t)$ – первичный пользователь отсутствует,

H_1 : $x(t) = s(t) + v(t)$ – первичный пользователь работает со спектром.

Условная плотность вероятности входного сигнала при отсутствии сигнала от первичного пользователя (гипотеза H_0) определяется выражением:

$$p(x|0) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}\right),$$

где m – математическое ожидание шума, σ^2 – дисперсия.

Условная плотность вероятности входного сигнала при наличии сигнала от первичного пользователя (гипотеза H_1) определяется выражением:

$$p(x|s) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x-m_s)^2}{2\sigma^2}\right),$$

где m_s – математическое ожидание аддитивной смеси сигнала и шума.

Иными словами: по наблюдению за случайным сигналом $x(t)$ необходимо принять детерминированное решение на разрешение или запрещение использования полосы частот вторичным пользователем.

Из-за случайного характера сигнала $s(t)$ и шума $v(t)$ возможны ошибки. Такие ошибки бывают двух родов. Ошибка первого рода – это принятие гипотезы H_1 , в то

время как следовало бы принять H_0 (ложная тревога – ЛТ). Ошибка второго рода – принятие гипотезы H_0 , в то время как следовало бы принять H_1 (пропуск цели – ПЦ).

В теории оптимального обнаружения сигналов применяются следующие критерии: критерий идеального наблюдателя; критерий минимального среднего риска; критерий Неймана-Пирсона; критерий Вальда. Выбор критерия зависит от использования его в конкретной системе. Так в системах электросвязи чаще используется критерий идеального наблюдателя, в радиолокации – критерий Неймана-Пирсона. Кроме того, первые три критерия основываются на фиксированном объеме наблюдаемой выборки. Недостатком критерия Вальда является неопределенность с числом наблюдений.

2 ЛИТЕРАТУРНЫЙ ОБЗОР

Критерий идеального наблюдателя обеспечивается решающей схемой, построенной по правилу максимума апостериорной вероятности – решение, что сигнал $s(t)$ присутствует, принимается в том случае, если выполняется неравенство [1, 4, 7]:

$$p(s|x) > p(0|x), \quad (1)$$

где $p(s|x)$ – апостериорная вероятность наличия сигнала $s(t)$ при условии принятия сигнала $x(t)$, $p(0|x)$ – апостериорная вероятность отсутствия сигнала $s(t)$ при условии принятия сигнала $x(t)$.

Апостериорная вероятность сигнала $s(t)$ определяется согласно формуле Байеса [8]:

$$p(s|x) = \frac{p(s)p(x|s)}{p(x)}, \quad (2)$$

где $p(x|s)$ – априорная условная плотность вероятности – функция правдоподобия гипотезы, что сигнал присутствует, $p(x)$ – априорная плотность вероятности сигнала $x(t)$, $p(s)$ – априорная вероятность передачи сигнала $s(t)$.

Можно записать правило решения по критерию идеального наблюдателя в следующей форме:

$$p(s)p(x|s) > p(0)p(x|0), \quad (3)$$

где $p(0)$ – априорная вероятность отсутствия сигнала $s(t)$, $p(x|0)$ – априорная условная плотность вероятности – функция правдоподобия гипотезы, что сигнал отсутствует.

Правило (3) можно записать иначе [9]. Решение о том, что сигнал $s(t)$ присутствует должно приниматься, если выполняется неравенство:

$$\frac{p(x|s)}{p(x|0)} > \frac{p(0)}{p(s)}. \quad (4)$$

Отношение в левой части этого неравенства называется отношением правдоподобия (ОП) двух гипотез: о том, что передается сигнал $s(t)$, и о том, что он отсутствует.

В случае, когда вероятности наличия сигнала $s(t)$ и его отсутствия равны, т. е.

$$p(s) = p(0), \quad (5)$$

правило (4) упрощается:

$$\frac{p(x|s)}{p(x|0)} > 1. \quad (6)$$

Различные ошибки приводят к различным последствиям. Для системы КР опаснее не обнаружить сигнал, нежели объявить «ложную тревогу», когда в действительности первичный пользователь пассивен. Учет последствий ошибок различного рода приводит к обобщению критерия идеального наблюдателя, известного под названием критерия минимального среднего риска. В общем же случае в байесовском приемнике чаще будут возникать ошибки, связанные с малыми потерями, и реже – с большими потерями.

Ситуация, в которой практически невозможно определить априорную вероятность наличия или отсутствия сигнала первичного пользователя, а последствия ошибок разного рода неодинаковы, типична для КР [5, 6]. Как правило, априорная вероятность наличия сигнала $s(t)$ заранее не известна. Последствия двух родов ошибок – ложной тревоги и пропуска цели – неравноценны [7]. В этой ситуации чаще всего пользуются критерием Неймана-Пирсона. Суть его заключается в том, что решающая схема считается оптимальной, если при заданной вероятности ложной тревоги $\alpha = P(H_1 | H_0)$ обеспечивается минимальная вероятность пропуска цели $\beta = P(H_0 | H_1)$ [7], что достигается при выполнении неравенства:

$$\frac{p(x|s)}{p(x|0)} > h,$$

где h – пороговый уровень, определяемый заданной вероятностью ложной тревоги.

Приведенные выше подходы основаны на предположении, что объем наблюдаемой выборки фиксирован. Однако, если стоимость или время, затрачиваемое на получение одной оценки значительны, то может оказаться выгодным оставить вопрос о числе измерений открытым и считать число измерений достаточным, лишь тогда, когда наблюдатель убедится в правильности одной из гипотез. Соответствующая процедура, позволяющая определить необходимое число наблюдений, была разработана Вальдом и называется последовательным наблюдателем [8, 9]. Поэтому в данной работе в качестве критерия выбран критерий Вальда.

3 МАТЕРИАЛЫ И МЕТОДЫ

При последовательном наблюдателе принимается одно из трех решений:

- 1) принять решение, что первичный пользователь пассивен;
- 2) принять решение, что первичный пользователь активен;
- 3) произвести следующее измерение.

На любой стадии испытания, принимаемые решения будут зависеть от результатов уже выполненных измерений. Методика проведения последовательного наблюдения состоит в следующем. На основании каких-либо соображений выбираются приемлемые значения ошибок 1-го α и второго рода β . По результатам первых k наблюдений формируется ОП $\frac{p(x|s)}{p(x|0)}$. Полученное значение

сравнивается с двумя порогами Z_* и Z^* . Если $\frac{p(x|s)}{p(x|0)} \geq Z^*$ принимается гипотеза, что первичный

пользователь активен (гипотеза H_1), если $\frac{p(x|s)}{p(x|0)} \leq Z_*$

принимается гипотеза, что первичный пользователь пассивен (гипотеза H_0), если $Z_* < \frac{p(x|s)}{p(x|0)} < Z^*$, то производится следующее $k+1$ -е измерение, определяется новое ОП и повторяется процедура сравнения с порогами. Процесс продолжается, пока не будет принята одна из гипотез [10].

Пороги Z_* и Z^* должны выбираться так, чтобы вероятность того, что $\frac{p(x|s)}{p(x|0)} > Z^*$, когда справедлива гипотеза H_0 была равна α , а вероятность того, что при гипотезе H_1 величина $\frac{p(x|s)}{p(x|0)} < Z_*$ была равна β . Классический последовательный подход решения данной задачи предполагает вычисление логарифма ОП $\ln \frac{p(x|s)}{p(x|0)}$ на каждом шаге, с последующим сравнением его с двумя порогами [8]:

$$Z_* = \ln \frac{\beta}{1-\alpha} \text{ и } Z^* = \ln \frac{1-\beta}{\alpha}.$$

Основное преимущество двухпорогового последовательного решения по сравнению с однопороговым заключается в том, что среднее число измерений (время наблюдения) существенно уменьшается [8, 9].

Недостатком последовательного наблюдателя является неопределенность с числом наблюдений. В случаях, когда среднее число наблюдений становится недопустимо большим необходимо искусственно прерывать процедуру испытаний и принимать результирующее решение, осуществляя выбор между двумя альтернативами. Данную процедуру называют усечением [8].

В работе [11] рассмотрен способ решения задачи радиолокационного обнаружения случайного одиночного сигнала известной формы на основе модифицированного последовательного алгоритма Вальда, позволя-

ющего получить автоматически усекаемую процедуру обнаружения. Для КР форма сигнала первичного пользователя априори неизвестна. Проанализировав данный алгоритм, авторы статьи пришли к выводу, что для обнаружения параметры сигнала как таковые не требуются (не требуется знания о виде модуляции). Для принятия решения в когнитивной радиосети предложен данный модифицированный последовательный подход к обнаружению. С этой целью рассчитываются пороги обнаружения на каждом шаге процедуры, исходя из обеспечения постоянства ошибок обнаружения: $\alpha = \text{const}$, $\beta = \text{const}$. При использовании модифицированного последовательного критерия рассматриваемая задача обнаружения предполагает следующие действия.

Шаг 1. На вход приемника поступает случайный отсчет принятого сигнала $x(t_1)$, с использованием которого формируется значение логарифма ОП [9, 11]:

$$Z_1 = z_1 = \frac{1}{\sigma^2} \left(x(t_1)(m_s - m) - \frac{1}{2}(m_s^2 - m^2) \right),$$

где z_1 – значение решающей статистики для выборки на 1-м шаге; Z_1 – накопленное значение статистики на 1-м шаге.

Исходя из заданных значений вероятностей ошибок α и β , рассчитываются пороги обнаружения: Z_1^* и Z_1^* .

При этом если выполняется условие $Z_1 \geq Z_1^*$, то принимается гипотеза H_1 . Если выполняется условие $Z_1 \leq Z_1^*$, то принимается гипотеза H_0 . Если $Z_*^1 < Z_1 < Z_1^*$, то наблюдение продолжается и осуществляется переход к шагу 2. В работе [11] предлагается вместо сравнения решающей статистики Z_1 с порогами осуществлять сравнение величины $x(t_1)$ с модифицированными порогами обнаружения. Такой подход требует дополнительных вычислений (взятие логарифма от порогов Z_1^* и Z_1^*), что в свою очередь увеличит время на обнаружение сигнала и принятие решения.

Шаг 2. На вход приемника поступает выборка $x(t_1) x(t_2)$. Формируемое значение логарифма ОП принимает вид:

$$Z_2 = z_1 + z_2 = \frac{(m_s - m)}{\sigma^2} (x(t_1) + x(t_2)) - (m_s + m).$$

Значения порогов обнаружения Z_*^2 и Z_2^* на 2-м шаге процедуры, определяются исходя из условия обеспечения фиксированных значений α и β . При этом если выполняется условие $Z_2 \geq Z_2^*$, то принимается гипотеза H_1 . Если выполняется условие $Z_2 \leq Z_*^2$, то принимается гипотеза H_0 . Если $Z_*^2 < Z_2 < Z_2^*$, то наблюдение продолжается и осуществляется переход к следующим итерациям процедуры.

Шаг k . На вход приемника поступает выборка $x(t_1 t_2 \dots t_k) = x(t_1) + x(t_2) + \dots + x(t_k)$. Формируемое значение логарифма ОП принимает вид:

$$Z_k = Z_{k-1} + z_k = \frac{(m_s - m)}{\sigma^2} \left(\sum_{i=1}^k x(t_i) - \frac{k}{2} (m_s + m) \right).$$

Исходя из условия обеспечения фиксированных значений α и β , определяются значения порогов обнаружения Z_k^* и Z_k^* на k -м шаге процедуры.

4 ЭКСПЕРИМЕНТЫ

Реализация модифицированного двухпорогового последовательного наблюдателя в рамках обнаружения сигналов в когнитивной сети представлена в виде обобщенной схемы (рис. 1).

Рассматривая задачу обнаружения случайных гауссовских отсчетов, наблюдаемых на фоне некоррелированного шума, будем полагать, что на вход приемника последовательно поступают случайные отсчеты принятого сигнала $x(t_1), x(t_2), x(t_3), \dots$. В общем случае их количество определяется ходом процедуры обнаружения сигнала и является случайным.

После 1-го шага обработки процедуры обнаружения на выходе устройства оптимальной обработки формируется случайная величина $z_1 = \ln \frac{p(x(t_1)|s)}{p(x(t_1)|0)}$ – текущее

значение решающей статистики пропорциональное логарифму ОП. На выходе запоминающего устройства формируется накопленное значение статистики $Z_1 = z_1$. Далее рассчитываются модифицированные порогами на 1-м шаге наблюдения Z_1^* и Z_1^* .

Пороговое устройство принимает решение: принять окончательное решение с остановкой процесса наблюдения или произвести следующее наблюдение. В случае продолжения наблюдений с модифицированными порогами сравниваются накопленные значения ОП, рас-

считываемые на последующих шагах наблюдения Z_2, Z_3, Z_k . При этом пороги определяются на каждом шаге Z_2^* и Z_2^* ... Z_k^* и Z_k^* . Проверка продолжается до пересечения решающей статистикой одного из останавливающих порогов обнаружения. В этом случае импульсом «сброс» обнуляется запоминающее устройство.

Для анализа эффективности предложенного метода были программно реализованы в среде Matlab классический метод Вальда и автоматическая процедура обнаружения с усечением.

5 РЕЗУЛЬТАТЫ

Проведен анализ эффективности классической процедуры Вальда. На рис. 2 показана пошаговая работа классической процедуры принятия решения при $\alpha = \beta = 10^{-3}$. При этом решающие границы представляют собой две параллельные прямые, расстояние между которыми всегда постоянно. В данном случае сигнал обнаружен при условии наличия сигнала.

Расстояние между этими границами (ширина области неопределенности) определяется заданным уровнем ошибок. С повышением точности (уменьшением α и β) область неопределенности увеличивается, а, следовательно, и среднее число наблюдений также увеличивается. Например, при $\alpha = \beta = 10^{-4}$ имеем $Z^* = 9,21$, $Z_* = -9,21$, а при $\alpha = \beta = 10^{-5}$ получаем $Z^* = 11,513$, $Z_* = -11,513$. Поскольку величины ошибок α и β , которые при обнаружении сигнала выбираются весьма малыми, очевидно, что отдельные испытания могут длиться достаточно долго, а значит, и среднее число наблюдений становится недопустимо большим [5] (рис. 3).

На рис. 3 показана пошаговая работа процедуры принятия решения при $\alpha = \beta = 10^{-5}$. В данном случае сигнал обнаружен при условии наличия сигнала (правильное обнаружение). На рис. 4 показана пошаговая работа

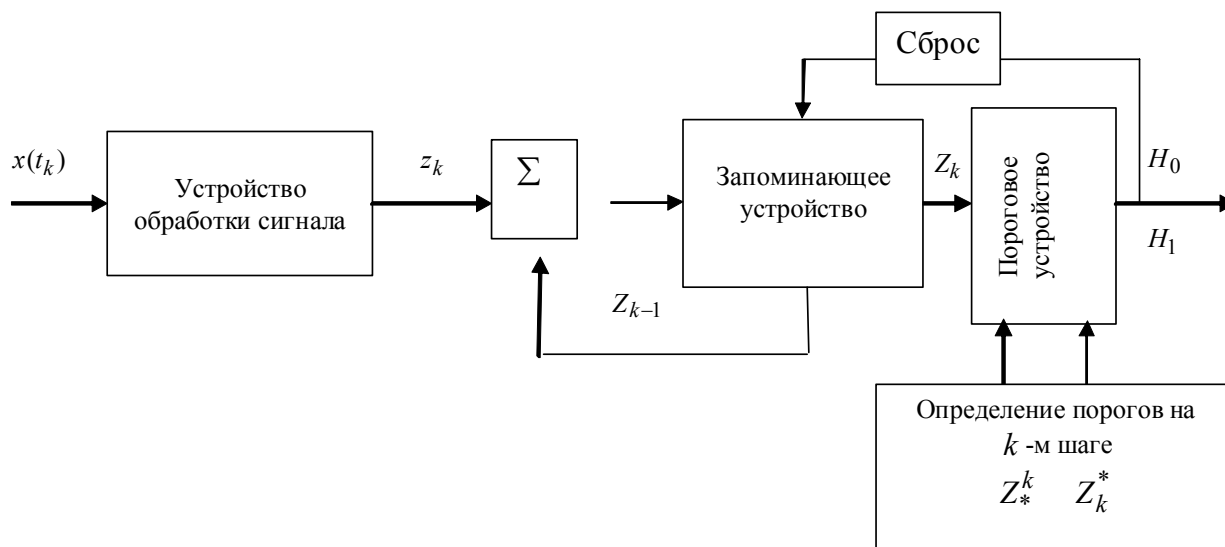


Рисунок 1 – Схема модифицированного двухпорогового последовательного наблюдателя

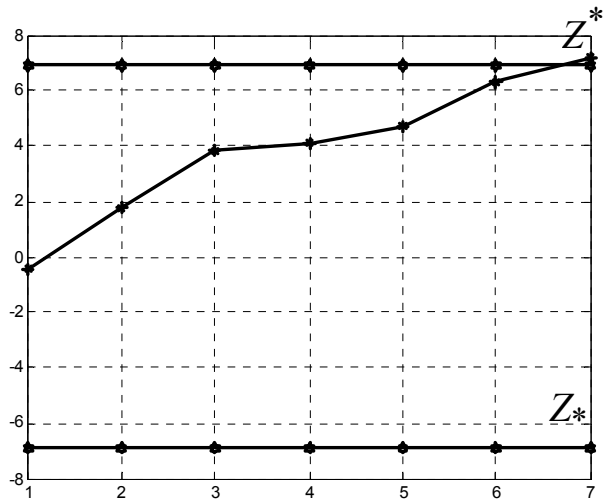


Рисунок 2 – Пошаговая работа процедуры принятия решения на основе критерия Вальда при $\alpha = \beta = 10^{-3}$

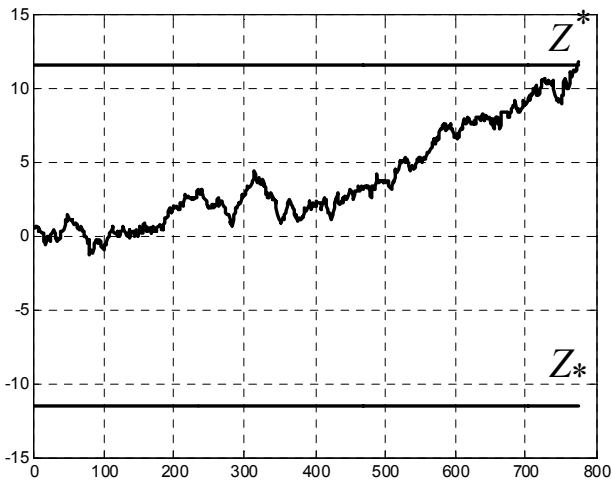


Рисунок 3 – Пошаговая работа процедуры принятия решения на основе критерия Вальда при $\alpha = \beta = 10^{-5}$

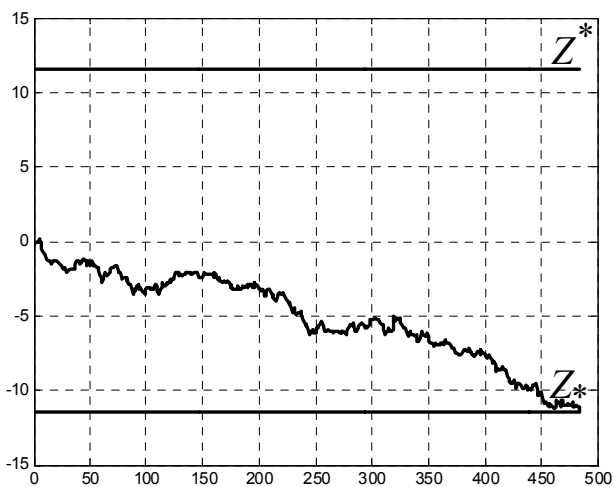


Рисунок 4 – Пошаговая работа процедуры принятия решения на основе критерия Вальда при $\alpha = \beta = 10^{-5}$

процедуры принятия решения при $\alpha = \beta = 10^{-5}$. В данном случае сигнал не обнаружен при условии наличия сигнала (пропуск цели).

С помощью имитационного моделирования получены вероятности пропуска цели от отношения сигнал/шум (ОСШ) (рис. 5). На рис. 5 представлен график зависимости вероятности ошибки $P_{\text{ош}}$ от отношения сигнал/шум при $\alpha = \beta = 10^{-3}$. Из данного графика видно, что заданная вероятность пропуска цели достигается при ОСШ больше $-7,5$ дБ.

Проведен анализ эффективности автоматической процедуры обнаружения с усечением. Получены пороги обнаружения на 1-м, 2-м и k -м шаге процедуры. На 1-м шаге рассчитываются пороги обнаружения: Z_1^* и Z_*^1 (рис. 6), исходя из заданных значений вероятностей ошибок α и β .

На 2-м шаге результатом суммирования нормальных независимых случайных величин $x(t_1)$ и $x(t_2)$ является

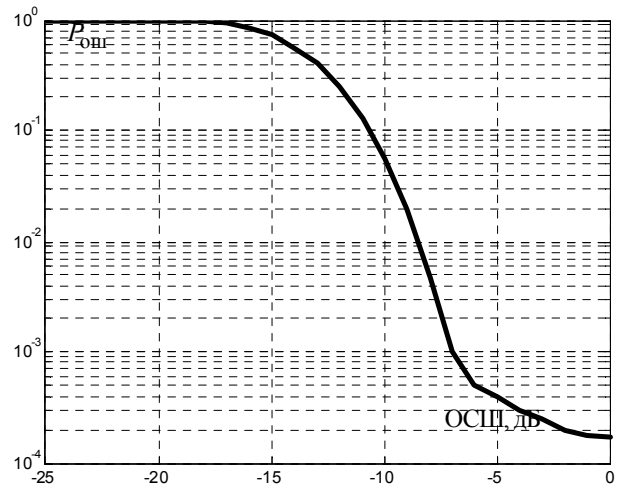


Рисунок 5 – Зависимость вероятности пропуска цели $P_{\text{ПЦ}}$ от отношения сигнал/шум

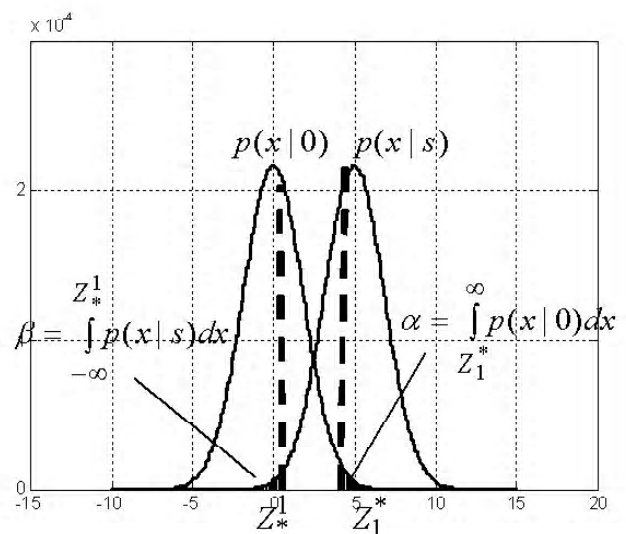


Рисунок 6 – Распределения плотностей вероятностей статистики на первом шаге процедуры наблюдения

случайная величина $x(t_1t_2) = x(t_1) + x(t_2)$, распределенная по гауссовскому закону с математическим ожиданием $2m_s$ или $2m$ и дисперсией $2\sigma^2$. Произошло изменение формы закона распределения наблюдаемых отсчетов (рис. 7). Значения порогов обнаружения Z_*^2 и Z_2^* на 2-м шаге процедуры определяются, исходя из условия обеспечения фиксированных значений α и β (рис. 7).

На k -м шаге случайная величина $x(t_1t_2...t_k)$ будет распределена по гауссовскому закону с математическим ожиданием km_1 или km_0 и дисперсией $k\sigma^2$.

Очевидно, что трансформация закона распределения наблюдаемой статистики в совокупности с фиксированными значениями вероятностей α и β , приводит к равенству (пересечению) верхнего и нижнего порогов обнаружения (рис. 8), что обеспечивает неизбежное принятие гипотезы H_0 или альтернативы H_1 .

На рис. 9 показана пошаговая работа процедуры обнаружения с усечением. Как видно из рис. 9, уже на 4-м шаге сигнал обнаружен.

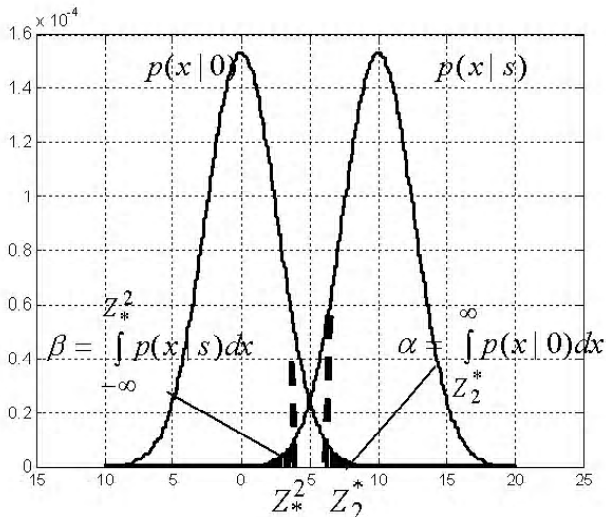


Рисунок 7 – Распределения плотностей вероятностей статистики на втором шаге процедуры наблюдения

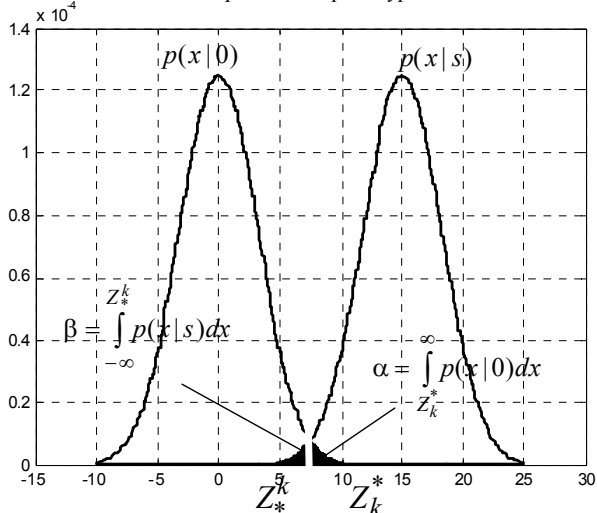


Рисунок 8 – Распределения плотностей вероятностей статистики на k -м шаге процедуры наблюдения

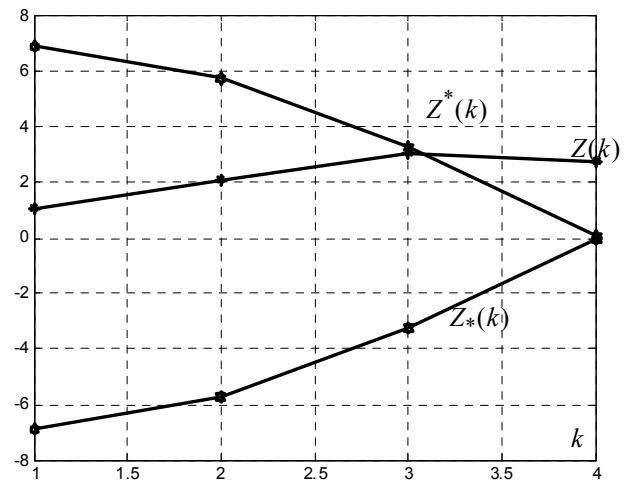


Рисунок 9 – Пошаговая работа процедуры обнаружения с усечением

6 ОБСУЖДЕНИЕ

Проведен анализ эффективности классической процедуры Вальда для обнаружения сигнала первичного пользователя в когнитивной радиосети. Проанализирована пошаговая работа процедуры (рис. 2–рис. 4). Анализ показал, с повышением точности среднее число наблюдений увеличивается, что нежелательно для ее использования в когнитивной радиосети. Получена зависимость вероятности ошибки $P_{\text{ош}}$ от отношения сигнал/шум (рис. 5). Показано, что заданная вероятность пропуска цели достигается при ОСШ больше $-7,5$ дБ, что может служить хорошим показателем.

Проведен анализ эффективности автоматической процедуры обнаружения с усечением. Получены пороги обнаружения на 1-м, 2-м и k -м шаге процедуры (рис. 6 – рис. 8). Показано, что в отличие от классической последовательной процедуры Вальда, где пороги обнаружения не изменяются, расстояние между модифицированными порогами уменьшается с каждым шагом наблюдения. Следовательно, предложенный подход позволил получить автоматическую процедуру обнаружения с усечением, что является определенным достоинством рассматриваемого решающего правила.

ВЫВОДЫ

В работе предложен алгоритм решения задачи обнаружения на основе модифицированной последовательной процедуры обнаружения.

Научная новизна результатов, полученных в статье, состоит в том, что впервые для обнаружения сигналов первичных пользователей в когнитивной радиосети предложена процедура обнаружения с усечением.

Практическая значимость полученных результатов заключается в том, что обеспечение постоянства значения ошибок обнаружения α и β на каждом шаге процедуры обнаружения позволило получить решающие границы в виде пересекающихся линий, что исключает затягивание процедуры обзора. Отмеченный факт является достоинством алгоритма, что обуславливает целесообразность его использования в когнитивных сетях для обнаружения первичных пользователей.

БЛАГОДАРНОСТІ

Работа выполнена в рамках государственной научно-исследовательской темы Харьковского национального университета радиозлектроники «Підвищення масштабованості технологічних рішень по забезпеченню якості обслуговування в конвергентних мережах» (номер гос. регистрации 0115U002432).

СПИСОК ЛІТЕРАТУРИ

1. Багатоканальний електрозв'язок та телекомунікаційні технології: підручник з грифом МОН України / [В. В. Поповський, В. А. Лошаков, С. О. Сабурова та ін.] ; під редакцією В. В. Поповського. – Харків : СМІТ, 2010. – 469 с.
2. Survey on Spectrum Management in Cognitive Radio Networks / [I. F. Akyildiz, W. Y. Lee, M. C. Vuran, M. A. Shantidev] // IEEE Communications Magazine. – 2008. – Vol. 46. – P. 40–48. DOI: 10.1109/MCOM.2008.4473090
3. Ghasemi A. Spectrum sensing in cognitive radio networks: Requirements, hallenges, and design trade-off / A. Ghasemi, S. E. Sousa // IEEE Communications Magazine. – 2008. – Vol. 46. – P. 32–39. DOI: 10.1109/MCOM.2008.4473090
4. Охрименко А. Е. Основы радиолокации и радиозлектронная борьба. / А. Е. Охрименко. – М. : Воениздат. – Ч. 1. Основы радиолокации, 1983. – 456 с.
5. Гурьянов И. О. Когнитивное радио: новые подходы к обеспечению радиочастотным ресурсом перспективных радиотехнологий / И. О. Гурьянов // Электросвязь. – 2012. – № 8. – С. 5–8.
6. Кизима С. В. Когнитивные радиотехнологии. Аспекты практической реализации / С. В. Кизима, С. Г. Митченков, Б. Б. Емельяников // Электросвязь. – 2014. – № 9. – С. 44–48.
7. Ролич М. Л. Методы обнаружения первичных пользователей в когнитивных радиосетях / М. Л. Ролич // Молодой ученый. – 2015. – № 20. – С. 70–73.
8. Вальд А. Последовательный анализ / А. Вальд. – М. : Физматгиз, 1960. – 328 с.
9. Фу К. Последовательные методы в распознавании образов и обучении машин / К. Фу. – М. : Наука, 1971. – 256 с.
10. Теория электрической связи: учебник для вузов / [А. Г. Зюко, Д. Д. Кловский, В. И. Коржик, М. В. Назаров] ; под ред. Д. Д. Кловского. – М. : Радио и связь, 1999. – 432 с.
11. Обнаружение одиночного сигнала известной формы на основе модифицированного последовательного алгоритма Вальда / [С. Н. Ярмолик, А. А. Дятко, П. Н. Шумский, А. С. Храменков] // Труды БГТУ. – 2013. – № 6. – С. 119–122.

Статья поступила в редакцию 26.12.2016.
После доработки 10.01.2017.

Поповський В. В.¹, Коляденко А. В.²

¹Д-р техн. наук, професор, завідувач кафедри інфокомунікаційної інженерії, Харківський національний університет радіоелектроніки, Харків, Україна

²Аспірант кафедри інфокомунікаційної інженерії, Харківський національний університет радіоелектроніки, Харків, Україна

МЕТОД ВИЯВЛЕННЯ СИГНАЛІВ ПЕРВИННИХ КОРИСТУВАЧІВ В КОГНІТИВНИХ РАДІОМЕРЕЖАХ

Актуальність. З появою мереж мобільного зв'язку сигнально-завадова обстановка стала різко ускладнюватися. Все зростаюча кількість радіоелектронних засобів різного призначення призводять до утворення множинного характеру електромагнітних взаємодій між ними. Одночасно з цим ще важливішим стає дефіцит частотного ресурсу, загострюється проблема електромагнітної сумісності. Знайти шляхи вирішення даної проблеми можна, використовуючи когнітивний розподіл частотного ресурсу з повторним використанням частот. Таким чином, оптимізація розподілу частотного ресурсу в когнітивних радіомережах і розробка алгоритму розподілу частотного ресурсу з повторним використанням частот є актуальною науковою задачею.

Мета. Метою дослідження є забезпечення електромагнітної сумісності при когнітивному розподілі ресурсів в мережі мобільного зв'язку.

Методи досліджень базуються на основних положеннях радіофізики, теорії електрозв'язку, системного аналізу, математичної статистики, теорії ймовірностей, теорії оптимізації, математичного та імітаційного моделювання.

Результати. Ситуацію і саму електромагнітну обстановку в мережах мобільного зв'язку сильно ускладнює той факт, що в цю обстановку вносяться різні часто випадкові чинники, що носять важко прогнозований характер. У цих умовах розрахувати заздалегідь електромагнітну обстановку і вирішити задачу електромагнітної сумісності з достатньою точністю не завжди вдається, а часто просто неможливо через апріорну невизначеність. Задачу електромагнітної сумісності для мереж мобільного зв'язку необхідно вирішувати на стадії її функціонування в реальному масштабі часу. Запропоновано алгоритм розв'язання задачі оптимізації розподілу частотного ресурсу для мереж мобільного зв'язку. В основі алгоритму лежить метод локальної оптимізації – один з найближчих методів дискретного програмування. В даному випадку умовою локальної оптимальності є те, що робоча частота, яка присвоюється черговій абонентській станції повинна бути близькою до присвоєної на попередньому кроці частоті, але при цьому повинні бути виконані вимоги електромагнітної сумісності.

Висновки. Вперше розроблено метод забезпечення електромагнітної сумісності при розподілі частотного ресурсу в мережі мобільного зв'язку, який складається з алгоритму з повторним використанням частот. Використання даного методу дозволяє скоротити смугу частот в 2–3 рази.

Ключові слова: Когнітивна мережа, первинний користувач, вторинний користувач, процедура виявлення сигналу, критерій Вальда.

Popovski V. V.¹, Kolyadenko A. V.²

¹Dr. Sc., Professor, Head of Department of info-communication engineering, Kharkov National University of Radio Electronics, Kharkov, Ukraine

²Post-graduate student of the Department of info-communication engineering, Kharkov National University of Radio Electronics, Kharkov, Ukraine

METHOD FOR DETECTION OF SIGNALS PRIMARY USERS IN COGNITIVE RADIO NETWORKS

Context. With the advent of mobile communication networks, the signal-interference situation became sharply complicated. An increasing number of radio electronic devices for various purposes lead to the formation of the multiple nature of electromagnetic interactions between them. At the same time, the deficit of frequency resources becomes even more important, the problem of electromagnetic compatibility becomes aggravated. The ways of solving this problem can be found using the cognitive distribution of the frequency resource with repeated use of frequencies. Thus, the optimization of the distribution of the frequency resource in cognitive radio networks and the development of an algorithm for the allocation of a frequency resource with the repeated use of frequencies is an actual scientific task.

Objective. The aim of the study is to provide electromagnetic compatibility in the cognitive distribution of resources in a mobile communication network.

Methods of research are based on the basic principles of radiophysics, telecommunications theory, system analysis, mathematical statistics, probability theory, optimization theory, mathematical and simulation modeling.

Results. The situation and the most electromagnetic situation in mobile communication networks are greatly complicated by the fact that various random factors, which are difficult to forecast, are introduced into this environment. Under these conditions, it is not always possible to calculate the electromagnetic situation in advance and solve the problem of electromagnetic compatibility with sufficient accuracy, and often it is simply impossible due to a priori uncertainty. The problem of electromagnetic compatibility for mobile communication networks must be solved at the stage of its operation in real time. An algorithm for solving the problem of optimization of frequency resource allocation for mobile communication networks is proposed. The algorithm is based on the method of local optimization – one of the approximate methods of discrete programming. In this case, the local optimality condition is that the operating frequency that is assigned to the next subscriber station should be close to the frequency assigned at the previous step, but electromagnetic compatibility requirements must be met.

Conclusions. For the first time, a method has been developed for ensuring electromagnetic compatibility in the allocation of a frequency resource in a mobile communication network, which consists of an algorithm with repeated use of frequencies. The use of this method makes it possible to reduce the frequency band by 2 to 3 times.

Keywords: Cognitive Network, the primary user, the secondary user, the signal detection procedure, the Wald test.

REFERENCES

1. Popovs'kiy V. V., Loshakov V. A., Saburova S. O. et al píd redaktsiÿyu V. V Popovs'kogo Bagatokanal'niy yelektrozv'yazok ta telekomunikatsiyni tekhnologii: pídruchnik z grifom MON Ukraïni. Kharkiv, SMÍT, 2010, 469 p.
2. Akyildiz I. F., Lee W. Y., Vuran M. C., Shantidev M. A. Survey on Spectrum Management in Cognitive Radio Networks, *IEEE Communications Magazine*, 2008, Vol. 46, pp. 40–48. DOI: 10.1109/MCOM.2008.4473090
3. Ghasemi A., Sousa S. E. Spectrum sensing in cognitive radio networks: Requirements, hallenges, and design trade-off, *IEEE Communications Magazine*, 2008, Vol. 46, pp. 32–39. DOI: 10.1109/MCOM.2008.4473090
4. Okhrimenko A. Ye. Osnovy radiolokatsii i radioelektronnaya bor'ba. Moscow, Voenizdat. CH. 1. Osnovy radiolokatsii, 1983, 456 p.
5. Gur'yanov I. O. Kognitivnoye radio: novyye podkhody k obespecheniyu radiochastotnym resursom perspektivnykh radiotekhnologiy, *Elektrosvyaz'*, 2012, No. 8, pp. 5–8.
6. Kizima S. V., Mitchenkov S. G., Yemel'yannikov B. B. Kognitivnyye radiotekhnologii. Aspekty prakticheskoy realizatsii, *Elektrosvyaz'*, 2014, No. 9, pp. 44–48.
7. Rolich M. L. Metody obnaruzheniya pervichnykh pol'zovateley v kognitivnykh radiosetyakh, *Molodoy uchenyy*, 2015, No. 20, pp. 70–73.
8. Val'd A. Posledovatel'nyy analiz. Moscow, Fizmatgiz, 1960, 328 p.
9. Fu K. Posledovatel'nyye metody v raspoznavanii obrazov i obuchenii mashin. Moscow, Nauka, 1971, 256 p.
10. Zyuko A. G. Klovskiy D. D., Korzhik V. I., Nazarov M. V. ; pod red. D. D. Klovs'kogo Teoriya elektricheskoy svyazi: uchebnik dlya vuzov. Moscow, Radio i svyaz', 1999, 432 p.
11. Yarmolik S. N., Dyatko A. A., Shumskiy P. N., Khramenkov A. S. Obnaruzheniye odinochnogo signala izvestnoy formy na osnove modifitsirovannogo posledovatel'nogo algoritma Val'da, *Trudy BGTU*, 2013, No. 6, pp. 119–122.

ДОСЛІДЖЕННЯ ЕФЕКТИВНОСТІ АНТЕННИХ РЕШІТОК РІЗНОЇ КОНФІГУРАЦІЇ ДЛЯ КОРЕЛЯЦІЙНО-ІНТЕРФЕРОМЕТРИЧНОГО ПЕЛЕНГУВАННЯ

Актуальність. Завадостійкість радіопеленгаторів суттєво залежить від параметрів їх антено-фідерних систем і конфігурації антенних решіток. Тому дослідження ефективності просторово-частотної селективності антенних решіток різної конфігурації є актуальною задачею.

Мета. Метою статті є дослідження впливу параметрів просторово-частотної селективності різних конфігурацій антенних решіток на завадостійкість кореляційно-інтерферометричних пеленгаторів.

Метод. В роботі виконано аналітичні дослідження та експериментальні дослідження залежності ефективності просторово-частотної селективності розглянутих конфігурацій антенних решіток від їх основних параметрів.

Результати. В роботі виконано дослідження використання можливих варіантів конфігурації та ефективності антенних решіток для кореляційно-інтерферометричного пеленгування. Визначені основні параметри антенних решіток, що впливають на завадостійкість кореляційно-інтерферометричних пеленгаторів. Показано, що при покращенні параметрів селективності антенних решіток, таких як рівень бічних пелюсток, ширина головної пелюстки, коефіцієнт спрямованої дії і коефіцієнт шумової ширини головної пелюстки діаграми спрямованості та незмінній кількості радіоканалів, ефективність конфігурації антенної решітки радіопеленгатора буде збільшуватись. Запропоновано варіант оцінки ефективності просторово-частотної селективності конфігурацій антенних решіток, що кількісно враховує усі основні особливості реалізації їх просторового та часово-частотного тракту та визначає їх завадостійкість.

Висновки. Порівняльний аналіз ефективності можливих конфігурацій антенних решіток показав, що при високому рівні завад суттєво кращу ефективність та перспективність застосування має система з двох ортогональних лінійних антенних решіток. Її ефективність на 20дБ більша порівняно з кільцевою антенною решіткою.

Ключові слова: ефективність антенних решіток; кореляційно-інтерферометричний метод; радіопеленгування; лінійна антена решітка.

НОМЕНКЛАТУРА

АР – антена решітка;
АФС – антенно-фідерна система;
ДС – діаграма спрямованості;
ДРВ – джерело радіовипромінювання;
ЕМО – електромагнітна обстановка.
 d – відстань між елементами (крок) АР;
 K_{SL} – рівень бічних пелюсток;
 K_D – коефіцієнт спрямованої дії;
 K_n – коефіцієнт шумової ширини головної пелюстки ДС;
 K_F – коефіцієнт фільтрації;
 K_{SW} – рівень бічних пелюсток вікна спектрального аналізу;
 K_W – коефіцієнт когерентного підсилення вікна спектрального аналізу;
 K_{nW} – коефіцієнт шумової ширини вікна спектрального аналізу;
 k – кількість екранованих лінійних АР;
 L – кількість радіовипромінювань в межах смуги Δf_k пропускання радіоканалів АР;
 m – кількість кутів конфігурацій АР;
 $n(t)$ – власний адитивний білий гаусів шум радіоканалів;
 N_Σ – кількість радіоканалів АР;
 P_S, P_Z, P_N – потужність сигналу, завад та шумів відповідно;

$S(t)$ – прийнятий квазінеперервний випадковий стаціонарний сигнал;

$S_Z(t)$ – прийняті радіовипромінювання завад;

t – змінна часу;

T_a – час аналізу суміші $U(t)$;

$U(t)$ – прийнята адитивна суміш радіовипромінювань;

$W(z)$ – вагова функція діаграмоутворення (вікна спектрального аналізу);

z – порядковий номер елементів АР;

γ_{A1} – ефективність просторової селективності кільцевої АР;

γ_{A2} – ефективність просторової селективності системи ортогональних лінійних АР;

γ_{A3} – ефективність просторової селективності багатокутної (3-х та 4-х кутної) екранованої системи;

γ_{A4} – ефективність просторової селективності для конфігурацій ортогональних екранованих систем з лінійних АР;

$\Delta\theta_{ML}$ – ширина головної пелюстки ДС;

$\Delta\theta_A$ – ширина робочого сектора пеленгування;

$\Delta\theta_{MW}$ – ширина головної пелюстки Фур'є-перетворення функції вікна спектрального аналізу;

Δf_k – ширина смуги пропускання радіоканалів АР;

θ_{ML} – напрямок головної пелюстки ДС АР відносно вісі АР;

$\hat{\theta}$ – оцінка напрямку на ДРВ;

λ – довжина хвилі сигналу;

μ – відношення сигнал/(шум+завади);

μ_A – відношення сигнал/(шум+завади) на виході АР радіопеленгатора.

ВСТУП

При стрімкому збільшенні кількості радіоелектронних засобів в різних галузях діяльності суспільства актуальною задачею є ефективний контроль використання радіочастотного ресурсу і забезпечення електромагнітної сумісності. В цих умовах основною задачею служб радіомоніторингу є контроль роботи ліцензованих ДРВ, а також оперативний пошук несанкціонованих ДРВ і усунення причин їх виникнення [1]. Виконання цієї задачі суттєво ускладнюється в умовах великих населених пунктів, де просторова щільність ДРВ може сягати величини 10^4 джерел на квадратний кілометр.

Основними засобами, що забезпечують ефективну просторову локалізацію джерел завад є радіопеленгатори. Перспективним напрямком реалізації пеленгування для апаратури радіомоніторингу є цифрові кореляційно-інтерферометричні радіопеленгатори, що використовують АР.

Основною перевагою кореляційно-інтерферометричних радіопеленгаторів є висока точність пеленгування джерел широкосмугових радіовипромінювань при невеликих (менше 0дБ) відношеннях сигнал/шум [1]. Це зумовлено наступними факторами: можливість використання ефективних алгоритмів оброблення сигналів в умовах апіорної невизначеності щодо параметрів радіовипромінювань; можливість ефективної компенсації завад і спотворень, що зумовлені впливом сторонніх об'єктів і елементів АР. Також технологія кореляційно-інтерферометричного пеленгування дає можливість використання різноманітних конфігурацій АР, що дозволяє розширювати область однозначного пеленгування і збільшувати просторову розрізнявальну здатність.

Завадостійкість радіопеленгаторів суттєво залежить від параметрів їх антено-фідерних систем і конфігурації АР [2]. Важливою проблемою розробки радіопеленгаторів є забезпечення їх завадостійкості, що, в свою чергу, дозволяє їм ефективно функціонувати в складній ЕМО при дії різноманітних завад.

Вказані переваги зумовлюють те, що на сьогодні розробка цифрових кореляційно-інтерферометричних радіопеленгаторів з АР є одним із перспективних напрямків розвитку засобів радіомоніторингу.

Таким чином, невирішеною раніше частиною загальної проблеми розробки і дослідження завадостійкості кореляційно-інтерферометричних радіопеленгаторів, є дослідження впливу параметрів просторової селективності та ефективності різних конфігурацій АР на завадостійкість кореляційно-інтерферометричних пеленгаторів, що використовують АР.

1 ПОСТАНОВКА ЗАДАЧІ

Відповідно до невирішеної раніше проблеми розробки і дослідження завадостійкості кореляційно-інтерферометричних радіопеленгаторів, метою статті є: дослідження впливу параметрів просторово-частотної селективності різних конфігурацій АР на завадостійкість кореляційно-інтерферометричних пеленгаторів, що використовують АР.

Для досягнення поставленої мети вирішувались наступні задачі:

– дослідження можливих варіантів конфігурації АР кореляційно-інтерферометричних радіопеленгаторів;

– визначення основних параметрів АР, що впливають на завадостійкість кореляційно-інтерферометричних пеленгаторів;

– дослідження ефективності конфігурації АР кореляційно-інтерферометричних радіопеленгаторів, що визначає їх завадостійкість;

– порівняльний аналіз ефективності можливих конфігурацій АР кореляційно-інтерферометричних радіопеленгаторів.

2 ОГЛЯД ЛІТЕРАТУРИ

Результати досліджень по аналізу та синтезу конфігурації АР, а також впливу їх параметрів на завадостійкість та точність кореляційно-інтерферометричних радіопеленгаторів представлені в великій кількості сучасних наукових праць.

В роботах [2, 3] наведені результати досліджень принципів побудови та завадостійкості швидкодіючих моноімпульсних цифрових кореляційно-інтерферометричних радіопеленгаторів, що використовують лінійні АР. Показана можливість забезпечення пеленгування в реальному масштабі часу одночасно декількох ДРВ, спектри радіовипромінювань яких перекриваються за частотою. Така можливість реалізується на основі лінійних АР з цифровим діаграмоутворенням, що забезпечує низький рівень бічних пелюсток ДС, наприклад, не більше –60дБ. Однак в даних роботах не наведений порівняльний аналіз можливих конфігурацій АР і відповідного досягнення високої завадостійкості та швидкодії радіопеленгатора.

У роботах [4, 5] досліджені пошукові кореляційно-інтерферометричні методи оцінки напрямку на ДРВ з використанням АР, які ефективно реалізуються в цифровій формі. Ці методи використовують багатоітераційний компенсаційний алгоритм оцінки затримки прийому радіовипромінювання рознесеними в просторі пеленгаційними каналами. Це обумовлює низьку швидкодію пеленгування.

В роботі [6] запропоновано безпошуковий цифровий метод кореляційно-інтерферометричного пеленгування з реконструюванням просторового аналітичного сигналу, що має високу точність і завадостійкість за рахунок використання попередньої просторової селекції та дисперсійно-кореляційної оцінки напрямків на ДРВ. Даний метод пеленгування використовує оцінку просторової частоти сигналу по двом реконструйованим відлікам просторового аналітичного сигналу. Це залишає можливість подальшого його вдосконалення з метою мінімізації обчислювальних витрат і підвищення швидкодії пеленгування. Також дослідження завадостійкості даного методу не проведено.

У роботах [7–9] досліджені нелінійні спектральні методи пеленгування, які забезпечують високу просторову роздільну здатність прийнятих випромінювань. Однак вони мають ряд суттєвих для систем радіомоніторингу недоліків, таких як висока обчислювальна складність (час обробки сигналів), що в кілька разів перевищує складність пошукового кореляційного методу пеленгування; не-

обхідність точної апіорної інформації про кількість прийнятих в суміші випромінювань; зміщеність оцінок напрямків, що погіршує точність пеленгування; втрата стійкості роботи при низьких (близько 10дБ) вхідних відношеннях сигнал/шум. В результаті ефективність застосування спектральних методів пеленгування, що визначається, в першу чергу, відношенням швидкодія/точність пеленгування, в системах радіомоніторингу недостатня. Це підтверджується відсутністю їх використання в сучасних цифрових пеленгаторах систем радіомоніторингу [1].

В роботах [10–12] наведені результати синтезу основних варіантів побудови спрямованих і неспрямованих антенних систем сучасних радіопеленгаторів. Проведені дослідження їх основних параметрів і характеристик. Визначено, що для задач пеленгування доцільно використовувати фазовані АР із кільцевою та лінійною конфігураціями. Такі АР зазвичай реалізуються в одній або декількох площинах і забезпечують якісну просторову селективність. Застосування АР забезпечує можливість швидкого просторового сканування в широкому робочому секторі і можливість ефективного подавлення та пеленгування завад.

Таким чином, для використання в автоматизованих системах радіомоніторингу розробка та дослідження завадостійкості кореляційно-інтерферометричних радіопеленгаторів є актуальною задачею.

3 МАТЕРІАЛИ І МЕТОДИ

Нехай здійснюється прийом АР в межах смуги пропускання радіоканалів радіопеленгатора адитивної суміші $U(t)$ взаємно некорельованих сигналу $S(t)$ та радіовипромінювань $S_Z(t)$ завад при наявності шуму $n(t)$:

$$U(t) = S(t) + S_Z(t) + n(t). \quad (1)$$

Будемо вважати відомими значення середніх потужностей P_S сигналу $S(t)$, P_Z завад $S_Z(t)$, та P_N шумів $n(t)$.

Для вказаних умов виконаємо дослідження впливу параметрів просторової селективності різних конфігурацій АР на завадостійкість кореляційно-інтерферометричних пеленгаторів, що використовують АР.

АФС радіопеленгаторів в умовах складної ЕМО виконує дві основні функції: функціонального кутового дискримінатора і просторового селектуючого елемента [1]. Просторові селектуючі властивості АФС, що реалізуються на основі АР, визначаються формою та параметрами її ДС, такими як $\Delta\theta_{ML}$, K_{SL} , K_D .

Складність ЕМО та умови функціонування радіопеленгатора кількісно доцільно характеризувати кількістю L радіовипромінювань та відношенням μ в межах смуги Δf_k :

$$\mu = \frac{P_S}{P_Z + P_N}. \quad (2)$$

На виході АР радіопеленгатора відношення μ_A покращується за умови, що напрямки на ДРВ завади знаходяться за межами головної пелюстки ДС АР і визначається наступним чином:

$$\mu_A = \frac{P_S \cdot K_D^2}{P_Z \cdot K_{SL}^2 + P_N \cdot (\Delta\theta_{ML} / 2\pi) \cdot K_n}. \quad (3)$$

Аналіз рівнянь (1)–(3) показує, що відношення μ_A на виході АР і відповідна завадостійкість радіопеленгатора в цілому суттєво залежить від ширини $\Delta\theta_{ML}$ і рівня K_{SL} , які в свою чергу визначаються кількістю N_Σ і способом утворення ДС [13, 14].

В результаті оцінку ефективності γ_A просторової селективності АР радіопеленгатора доцільно визначити як відношення покращення μ_A / μ на її виході до кількості N_Σ , що визначає об'єм її апаратних витрат, наступним чином:

$$\gamma_A = \frac{\mu_A}{\mu \cdot N_\Sigma} = \frac{(1 + P_N / P_Z) \cdot K_D^2}{N_\Sigma (K_{SL}^2 + (P_N / P_Z) \cdot (\Delta\theta_{ML} / 2\pi) \cdot K_n)}. \quad (4)$$

Аналіз рівняння (4) показує, що оцінка ефективності γ_A кількісно враховує усі особливості реалізації тільки просторового тракту радіопеленгатора, тобто є інтегрованою оцінкою його просторових селектуючих властивостей. Однак недоліком такого варіанта оцінки ефективності γ_A є відсутність врахування особливостей реалізації часово-частотного тракту радіопеленгатора, що визначається алгоритмом оброблення прийнятої суміші $U(t)$ після АР. В цілому просторовий та часово-частотний тракт кореляційних радіопеленгаторів забезпечує максимально правдоподібну оцінку $\hat{\theta}$ і еквівалентний низькочастотному фільтру з коефіцієнтом K_F , що пропорційний часу T_d .

З урахуванням статистичної незалежності сигналу $S(t)$, радіовипромінювань $S_Z(t)$ завад та шуму $n(t)$ етапи просторового та часово-частотного оброблення можуть виконуватись в довільному порядку. З урахуванням цього ефективність просторово-частотної селективності γ_A в (4) доцільно представити наступним чином:

$$\gamma_A = \frac{(1 + P_N / P_Z) \cdot K_D^2}{N_\Sigma (K_{SL}^2 + (P_N / P_Z) \cdot (\Delta\theta_{ML} / 2\pi \cdot K_F) \cdot K_n)}. \quad (5)$$

Особливістю оцінок ефективності γ_A згідно (4) та (5) є їх залежність від відношення q .

При переважанні в суміші $U(t)$ потужних станційних завад $S_Z(t)$ відношення q буде зменшуватись і ефективність γ_A буде визначатися якістю придушення завад за межами сектора $\Delta\theta_{ML}$ головної пелюстки, тобто рівнем K_{SL} бічних пелюсток ДС.

При переважанні в суміші $U(t)$ шумів $n(t)$, що рівномірно розподілені у просторі, ефективність γ_A буде в основному визначатися відносною шириною $(\Delta\theta_{ML} / 2\pi)$ головної пелюстки ДС і відповідними апаратними витратами N_Σ .

Перевагою запропонованого в (5) варіанта оцінки ефективності γ_A є його висока інформативність при простоті розрахунку. Аналіз рівняння (5) показує, що при покращенні параметрів селективності АР, таких як рівень K_{SL} , ширина $\Delta\theta_{ML}$, коефіцієнт K_D і коефіцієнт K_n , та незмінній кількості N_Σ радіоканалів АР ефективність γ_A буде збільшуватись.

Виконаємо дослідження залежності ефективності γ_A від її топології. Для цього визначимо конфігурацію AP, як спосіб розташування у просторі її N_Σ елементів [15]. Для подальшого аналізу доцільно виділити наступні основні варіанти конфігурації AP, що мають найбільш широке застосування в кореляційно-інтерферометричних методах радіопеленгування: кільцева AP, система з двох ортогональних лінійних AP (хрестоподібна), багатокутна з екрануванням, система з двох ортогональних лінійних AP з екрануванням [14]. Графічне зображення вказаних конфігурацій AP наведені на рис. 1.

На рис. 1 крапками позначені просторові позиції елементів AP, суцільними лініями позначені елементи екранування.

Визначимо значення ефективності γ_{A1} , рис. 1а. Основною перевагою кільцевих AP є незалежність їх просторової селективності від напрямку θ_{ML} в межах $(0;2\pi)$ радіан робочого сектору пеленгування при відносно невеликих габаритах [1].

Основним недоліком кільцевих AP є відносно великий рівень бічних пелюсток ДС, що зумовлює низьку завадозахищеність за відношенням сигнал/завада радіопеленгатора. Визначимо значення параметрів селективності кільцевої AP наступним чином [1]:

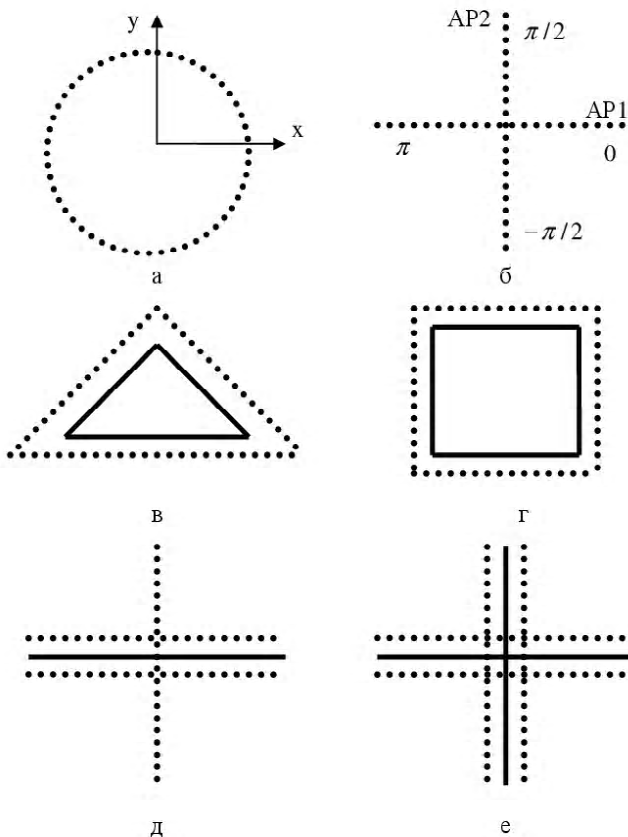


Рисунок 1 – Основні варіанти конфігурації AP кореляційно-інтерферометричних радіопеленгаторів:
а – кільцева; б – система з двох ортогональних лінійних AP;
в – трикутна з екрануванням; г – чотирикутна з екрануванням;
д – система з двох ортогональних лінійних AP з частковим екрануванням; е – система з двох ортогональних лінійних AP з повним екрануванням

$$\Delta\theta_{ML1} = 2 \cdot \arcsin\left(\frac{2,43 \cdot \lambda}{N_\Sigma \cdot d}\right);$$

$$d \leq \lambda/2;$$

$$K_{SL1} \in [0,1;0,4] = [-20\text{dB};-8\text{dB}];$$

$$K_{D1} = 1;$$

$$K_{n1} = [1;1,2].$$

З урахуванням (4) і (5) визначимо ефективність γ_{A1} за умови $N_\Sigma \gg 1$:

$$\gamma_{A1} = \frac{(1 + P_N / P_Z) \cdot K_D^2}{N_\Sigma \left(K_{SL1}^2 + K_{n1} \cdot \left(2 \cdot \arcsin\left(\frac{2,43 \cdot \lambda}{N_\Sigma \cdot d} \right) / 2\pi \cdot K_F \right) \right)} \quad (7)$$

Аналіз рівнянь (6) та (7) показав, що селективність за шумами та ефективність γ_{A1} в цілому збільшується пропорційно кількості N_Σ радіоканалів AP і її габаритів ($N_\Sigma \cdot d / 2\pi$). При цьому просторова селективність за завадами, що визначається рівнем K_{SL} бічних пелюсток ДС AP, низька (максимум -10dB), і за умови $d \leq \lambda/2$ не залежить від величини кроку d AP та кількості N_Σ радіоканалів.

Виконаємо аналіз ефективності селективності конфігурації системи AP, яка складається із двох ортогональних лінійних AP, рис. 1б. Параметри селективності системи ортогональних лінійних AP визначимо наступним чином [14, 15]:

$$\Delta\theta_{ML2} = \Delta\theta_{MW} = \frac{2\lambda}{d \cdot 0,5N_\Sigma \cdot \sin\theta_{ML}};$$

$$K_{SL2} = K_{SW} \in [10^{-2};10^{-5}] = [-40\text{dB};-100\text{dB}];$$

$$K_{D2} = K_W / 2;$$

$$K_{n2} = K_{nW} \in [1;1,8].$$

$K_{SL2} = K_{SW}$, $K_{D2} = K_W$, $K_{n2} = K_{nW}$ – коефіцієнти рівня бічних пелюсток, спрямованої дії, шумової ширини головної пелюстки, відповідно, що визначаються видом вагової функції $W(z)$ діаграмоутворення (вікна спектрального аналізу);

Аналіз рівнянь (8) показує, що коефіцієнти K_{SL2} , K_{D2} , K_{n2} визначаються видом вагової функції $W(z)$, тобто селективність системи ортогональних лінійних AP суттєво залежить від кількості N_Σ її радіоканалів, виду вагової функції $W(z)$ і ширини $\Delta\theta_A$. При пеленгуванні ДРВ в широкому робочому секторі ($\theta_{ML} \in [45;135]^\circ$ для кожної AP) обернено пропорційно множнику $\sin\theta_{ML}$ змінюється (максимум на 30%) ширина $\Delta\theta_{ML2}$ головної пелюстки ДС AP.

Для системи ортогональних лінійних AP весь робочий сектор $\Delta\theta_A$ можна розділити на чотири підсектори шириною $\Delta\theta_A / 4 = 0,5\pi$ радіан, які попарно відповіда-

ють першій та другій ортогональним лінійним АР пеленгатора наступним чином: для першої АР $\Delta\theta_{A1} \in [-\pi/4; \pi/4] \vee [3\pi/4; -3\pi/4]$, для другої АР $\Delta\theta_{A2} \in (\pi/4; 3\pi/4) \vee (-3\pi/4; -\pi/4)$.

З урахуванням цього максимальне відхилення головної пелюстки для кожної зі складових першої та другої ортогональних лінійних АР буде становити:

$$\max\{\theta_{ML}\} = \theta_{ML.\max} = \pi/4. \quad (9)$$

З урахуванням (8) та (9) оцінимо значення ефективності γ_{A2} системи ортогональних лінійних АР наступним чином:

$$\gamma_{A2} = \frac{(1 + P_N / P_Z) \cdot K_W^2 / 4}{N_\Sigma \left(K_{SW}^2 + \frac{(1 + P_N / P_Z) \cdot K_{nW} \cdot 4 \cdot \lambda}{d \cdot N_\Sigma \cdot \sin(\theta_{ML})} \cdot 2\pi \cdot K_F \right)}. \quad (10)$$

Аналіз (9) та (10) показав, що просторова селективність системи ортогональних лінійних АР, рис. 1б, може легко регулюватися в широких межах шляхом вибору функції $W(z)$ і кількості N_Σ радіоканалів.

Суттєвим недоліком системи ортогональних лінійних АР є наявність в її ДС побічних головних пелюсток θ_{ML2} з напрямками просторових каналів $\theta_Z = \{-\theta_{ML2}, (\pi - \theta_{ML2}), (\theta_{ML2} - \pi)\}$, рівень яких дорівнює коефіцієнту K_D головної пелюстки. Частково цей недолік може бути усунений завдяки просторовій селекції одночасно діючих першої та другої ортогональних лінійних АР при обмеженій кількості $m_Z \leq 3$ одночасно діючих завад по побічним головним пелюсткам. Також треба враховувати, що при рівномірному розподілі густини імовірності $P_{Z0} = 1/2\pi$ ДРВ завад в межах робочого сектора $\Delta\theta_A = 2\pi$ імовірність враження радіопеленгатора по чотирьом побічним просторовим каналам θ_Z прийому буде незначною і має порядок 10^{-6} .

Вказаний недолік системи ортогональних лінійних АР усувається шляхом використання додаткового екранування АР або використання складних адаптивних алгоритмів компенсації завад [15, 16]. Першому варіанту ортогональних лінійних АР з екрануванням відповідають лінійні АР з опуклою конфігурацією у вигляді багатокутників, що містять внутрішні екрануючі системи, рис. 1в, рис. 1г, або подвосенні ортогональні лінійні АР з екраном між кожною парою АР, рис. 1д, рис. 1е. Недоліком топології системи лінійних АР з екрануванням є додаткові апаратурні витрати зі збільшенням кількості N_Σ радіоканалів, а також складність реалізації.

Визначимо основні параметри просторової селективності багатокутної системи лінійних АР з екрануванням. В загальному випадку для m -кутної конфігурації:

$$\begin{aligned} \max\{\Delta\theta_{ML3}\} &= \frac{(1 + P_N / P_Z) \cdot 2\lambda}{d \cdot (N_\Sigma / 2m) \cdot \sin \theta_{ML.\max}} = \\ &= \frac{(1 + P_N / P_Z) \cdot 4m \cdot \lambda}{d \cdot N_\Sigma \cdot \sin \theta_{ML3.\max}}; \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} K_{D3} &= K_W / m; \\ K_{n3} &= K_{nW} \in [1; 1,8]; \\ K_{SL3} &= K_{SW} \in [10^{-2}; 10^{-5}]; \\ \theta_{ML3.\max} &= (2\pi / m) / 2 = \pi / m. \end{aligned} \quad (11)$$

З урахуванням (4) і (11) для умови $N_\Sigma \gg 1$ визначимо ефективність просторової селективності багатокутної екранованої системи, рис. 1в, рис. 1г, з лінійних АР наступним чином:

$$\gamma_{A3} = \frac{(1 + P_N / P_Z) \cdot (K_W / m)^2}{N_\Sigma \left(K_{SW}^2 + \frac{(1 + P_N / P_Z) \cdot 4m \cdot \lambda \cdot K_{nW}}{d \cdot N_\Sigma \cdot \sin(\pi / m) \cdot 2\pi \cdot K_F} \right)}. \quad (12)$$

Аналогічним чином визначимо параметри селективності $\Delta\theta_{ML}, K_D, K_n, K_{SL}, \theta_{ML.\max}$:

$$\begin{aligned} \max\{\Delta\theta_{ML4}\} &= \max\{\Delta\theta_{ML5}\} = \frac{2\lambda}{d \cdot (N_\Sigma / (2+k)) \cdot \sin \theta_{ML}}; \\ K_{D4} &= K_{D5} = K_W / (2+k); \\ K_{n4} &= K_{n5} = K_{nW} \in [1; 1,8]; \\ K_{SL4} &= K_{SL5} = K_{SW} \in [10^{-2}; 10^{-5}]; \\ \theta_{ML4.\max} &= \theta_{ML5.\max} = \pi / 4. \end{aligned} \quad (13)$$

З урахуванням (4) та (13) ефективність γ_{A4} просторової селективності для конфігурацій ортогональних екранованих систем з лінійних АР, рис. 1д, рис. 1е:

$$\gamma_{A4} = \frac{(1 + P_N / P_Z) \cdot K_W^2 / (2+k)^2}{N_\Sigma \left(K_{SW}^2 + \frac{(1 + P_N / P_Z) \cdot 2(2+k) \cdot \lambda \cdot K_{nW}}{d \cdot N_\Sigma \cdot \sin(\pi / 4) \cdot 2\pi \cdot K_F} \right)}. \quad (14)$$

Порівняльний аналіз рівнянь (10) та (14) показує, що додаткова селекція дзеркальних просторових каналів прийому в системі ортогональних лінійних АР досягається відносно невеликим (на [30–50]%) збільшенням кількості N_Σ радіоканалів при незмінному значенні $\theta_{ML.\max} = \pi/4$ радіан максимального відхилення напрямку головної пелюстки від нормалі. В екранованих ортогональних лінійних АР селективність за дзеркальними просторовими каналами прийому може бути збільшена до (–60дБ) при відсутності розширення $\Delta\theta_{ML}$.

4 ЕКСПЕРИМЕНТИ

Виконаємо з використанням програми MathCad та рівнянь (7), (10), (12) та (14) експериментальні дослідження залежності ефективності γ_A розглянутих конфігурацій АР від кількості N_Σ радіоканалів АР при ЕМО різної складності – при $P_Z / P_N = 0$ дБ та $P_Z / P_N = 20$ дБ.

Моделювання виконаємо за наступних умов: для кільцевої АР γ_{A1} : $K_{SL1} = 0,4$, $K_{D1} = 1$, $K_{n1} = 1,2$; для оцінки ефективності $\gamma_{A2}, \gamma_{A3}, \gamma_{A4}$ врахуємо використання функції $W(z)$ діаграмоутворення – Хемінга з параметрами: коефіцієнт спрямованої дії $K_W = 0,54$, коефіцієнт

шумової ширини головної пелюстки $K_{nW} = 1,36$, коефіцієнт рівня бічних пелюсток $K_{SW} = -43\text{дБ}$ [17]. Також оберемо коефіцієнт фільтрації корелятора рівним $K_F = 4 \cdot 10^4$, що відповідає умові оброблення $4 \cdot 10^4$ часових сигнальних відліків. Режим роботи АР – прийом під нахилом (з межовим напрямком прийому головної пелюстки) з кутом $\theta_{ML} = \pi/4$ для ортогональних систем та $\pi/3$ для трикутної конфігурації.

5 РЕЗУЛЬТАТИ

На рис. 2 та рис. 3 наведені залежності ефективностей: γ_{A1} для рис. 1а, γ_{A2} для рис. 1б, γ_{A3} для рис. 1в, γ_{A4}

для рис. 1е за умови мінімальних апаратних витрат, тобто при $m = 3$ для m -кутної конфігурації, рис. 1в, та $k = 2$ для конфігурації ортогональних екранованих систем з лінійних АР, рис. 1е.

Порівняльний аналіз залежностей ефективностей $\gamma_{A1} - \gamma_{A4}$ від кількості N_Σ радіоканалів на рис. 2 та рис. 3 показує, що ефективність АР незалежно від конфігурації є монотонною спадаючою функцією в залежності від кількості N_Σ радіоканалів. Залежності ефективностей $\gamma_{A1} - \gamma_{A4}$ є нелінійними.

Доцільно виділити два піддіапазони графіків. В піддіапазоні $N_\Sigma \in [4; 30]$ крутизна залежностей суттєва і зумов-

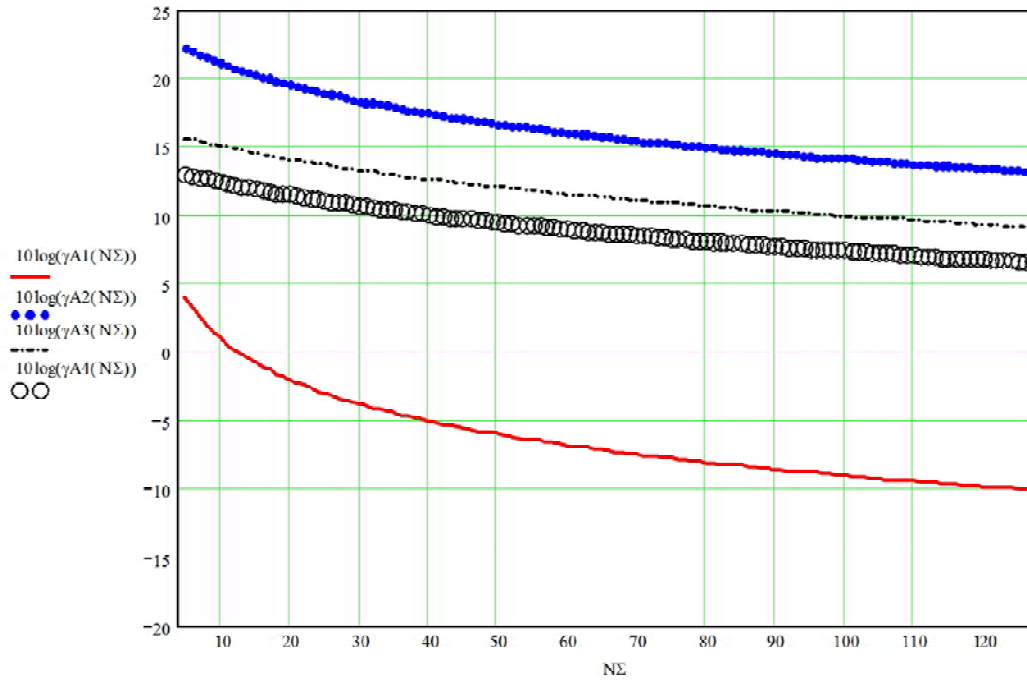


Рисунок 2 – Сімейство залежностей ефективності γ_A при $P_Z / P_N = 0\text{дБ}$ від кількості N_Σ радіоканалів

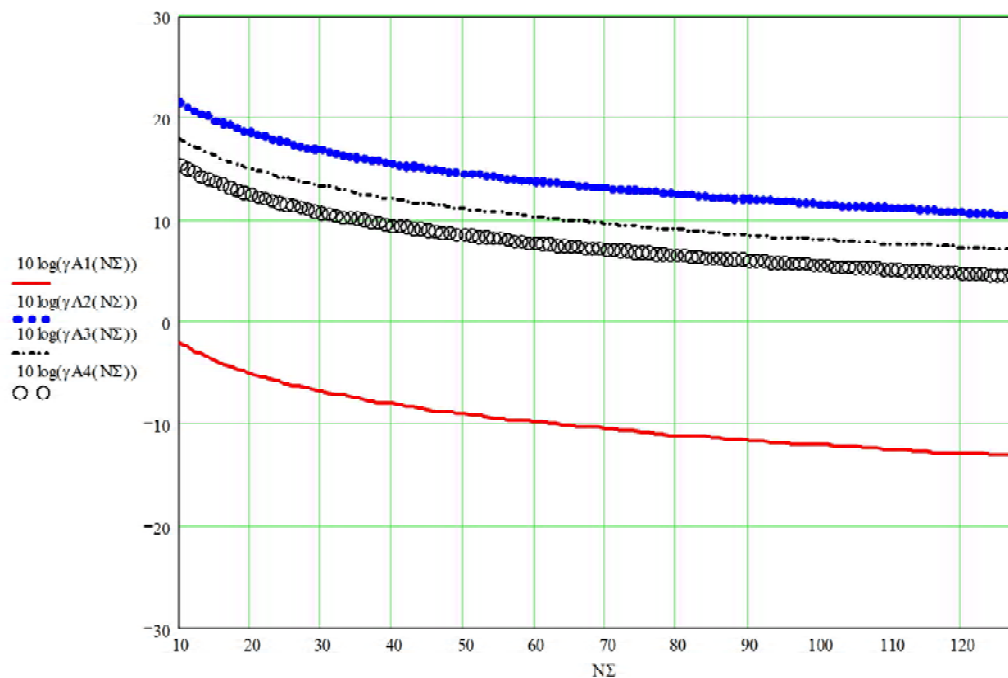


Рисунок 3 – Сімейство залежностей ефективності γ_A селективності конфігурацій АР при $P_Z / P_N = 20\text{дБ}$ від кількості N_Σ радіоканалів

лює зменшення ефективності в межах [3;7]дБ. В піддіпазоні $N_{\Sigma} > 30$ крутизна залежностей набагато менша.

Найкращу ефективність для двох варіантів ЕМО, при $P_Z / P_N = 0$ дБ та $P_Z / P_N = 20$ дБ має система з двох ортогональних лінійних АР, рис. 16. Її ефективність γ_{A2} просторової селективності краща порівняно з ефективністю γ_{A1} кільцевої АР на [20;25]дБ.

На рис. 4 наведені залежності ефективностей γ_A конфігурацій АР при $P_Z / P_N = 20$ дБ від коефіцієнта K_F фільтрації. Для отримання залежності рис. 4 оберемо $N_{\Sigma} = 32$.

При погіршенні ЕМО і зростанні відношення P_Z / P_N на 20дБ абсолютні значення ефективностей γ_{A2} , γ_{A3} та γ_{A4} збільшуються в середньому на 2дБ, а ефективність γ_{A1} кільцевої АР зменшується на 3дБ.

В результаті для умов складної ЕМО при $P_Z / P_N = 20$ дБ і більше доцільним є застосування ортогональної лінійної АР, рис. 16, а застосування кільцевої АР є малоефективним.

При застосуванні екранування, що захищає радіопеленгатор від дії множинних завад, найбільшу ефективність забезпечує трикутна АР з екрануванням, рис. 1в.

Аналіз рис. 4 показує, що ефективність просторової селективності конфігурацій АР за запропонованим критерієм суттєво залежить від коефіцієнта K_F . Залежності на рис. 4 ефективності γ_A від коефіцієнта K_F є немонотонно зростаючими, крутизна яких найбільша в діапазоні $K_F \in [10;1000]$. При цьому ефективність просторо-

вої селективності кільцевої АР практично не залежить від коефіцієнта K_F .

Врахування коефіцієнта K_F , що зазвичай більший $K_F > 10^3$, якісно не змінює співвідношення залежностей порівняно з рис. 2 та рис. 3, але значно підвищує інформативність критерія (5).

В цілому результати досліджень рис. 2–рис. 4 підтверджують інформативність та об'єктивність запропонованого критерія ефективності селективності конфігурації АР і підтверджують в складній ЕМО суттєво кращу ефективність та перспективність застосування конфігурацій з лінійних АР.

6 ОБГОВОРЕННЯ

Результати розробки та дослідження критерія ефективності селективності АР різної конфігурації для кореляційно-інтерферометричного пеленгування підтверджують інформативність запропонованого критерія ефективності. Проведені дослідження ефективності варіантів одновимірних АР показали, що для умов складної ЕМО при високому рівні завад суттєво кращу ефективність просторової селективності, на [20;25]дБ більшу порівняно з кільцевою АР, та перспективність застосування мають конфігурації з лінійних ортогональних АР.

Отримані результати доцільно використовувати при реалізації апаратури систем радіомоніторингу та радіонавігації, які функціонують в складній динамічній ЕМО.

Обмеженнями на використання лінійних АР є їх великі габарити на частотах нижче 500МГц, а також лінійна пропорційна залежність точності і роздільної здатності пеленгатора від частоти сигналу.

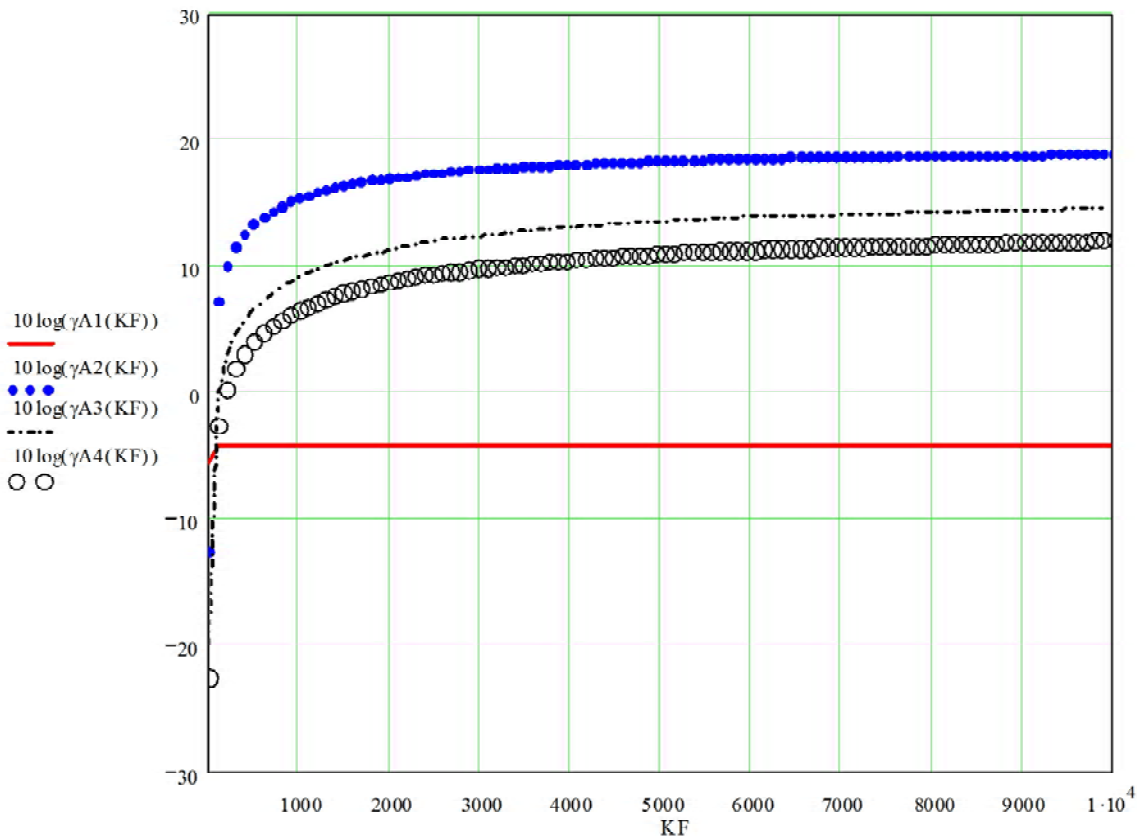


Рисунок 4 – Семейство залежностей ефективності γ_A при $P_Z / P_N = 20$ дБ від коефіцієнта K_F фільтрації

Дані дослідження є продовженням роботи по розробці цифрових кореляційно-інтерферометричних пеленгаторів.

В подальшому необхідно провести дослідження ефективності селективності АР з використанням імовірнісних характеристик ЕМО, а також складних варіантів конфігурацій, в тому числі адаптивних АР.

ВИСНОВКИ

Проведені дослідження можливих варіантів конфігурації АР кореляційно-інтерферометричних радіопеленгаторів показують інформативність та інтегрований характер запропонованого показника ефективності γ_A просторово-частотної селективності конфігурацій антенних решіток.

Визначені основні параметри АР, що впливають на завадостійкість кореляційно-інтерферометричних пеленгаторів. Показано, що при покращенні параметрів селективності АР, таких як рівень бічних пелюсток K_{SL} , ширина головної пелюстки $\Delta\theta_{ML}$, коефіцієнт спрямованої дії K_D і коефіцієнт K_n шумової ширини головної пелюстки діаграми спрямованості, та незмінній кількості N_Σ радіоканалів АР ефективність γ_A буде збільшуватись.

Запропоновано варіант оцінки ефективності γ_A просторово-частотної селективності різних конфігурацій АР кореляційно-інтерферометричних радіопеленгаторів, що кількісно враховує усі особливості реалізації їх просторового та часово-частотного тракту та визначає їх завадостійкість.

Порівняльний аналіз ефективності можливих конфігурацій АР кореляційно-інтерферометричних радіопеленгаторів показав, що для умов складної ЕМО при високому рівні завад суттєво кращу ефективність просторово-частотної селективності, на [20;25]дБ більшу порівняно з кільцевою АР, та перспективність застосування мають конфігурації з двох ортогональних лінійних АР.

СПИСОК ЛІТЕРАТУРИ

1. Рембовский А. М. Радиомониторинг – задачи, методы, средства / А. М. Рембовский, А. В. Ашихмин, В. А. Козьмин ; под ред. А. М. Рембовского; 2-е изд., перераб. и доп. – М. : Горячая линия. – Телеком, 2010. – 624 с.
2. Jianfeng L. Joint direction finding and array calibration method for MIMO radar with unknown gain phase errors / L. Jianfeng, J. Ding, J. Defu // IET Microwaves, Antennas & Propagation. – 2016. – Vol. 10, № 14. – P. 1563–1569. DOI: 10.1049/iet-map.2016.0104
3. Ципоренко В. В. Дослідження завадостійкості безпошукового цифрового спектрального кореляційно-інтерферометричного радіопеленгатора з антенною решіткою шляхом моделювання / В. В. Ципоренко, В. Г. Ципоренко // Вісник Житомирського державного технологічного університету. Сер. Технічні науки. – 2012. – № 3 (62). – С. 82–90.
4. Jung-Hoon L. Interferometer direction-finding system with improved DF accuracy using two different array configurations / L. Jung-Hoon, W. Jong-Myung // IEEE Antennas and Wireless

Propagation Letters. – 2014. – Vol. 14. – P. 719–722. DOI: 10.1109/LAWP.2014.2377291

5. Long baseline direction finding and localization algorithms for noise radiation source / [Y. Jian, C. Wangjie, L. Lei, N. Xiaokang] // Signal Processing : 12th International Conference ICSP-2014, Hangzhou, 19–23 October, 2014 : proceedings. – Mengqi Zhou, 2014. – P. 52–57. DOI: 10.1109/ICOSP.2014.7014968
6. Ципоренко В. В. Безпошуковий цифровий метод кореляційно-інтерферометричного пеленгування з реконструюванням просторового аналітичного сигналу / В. В. Ципоренко // Вісник Національного технічного університету України «Київський політехнічний інститут». Сер. Радіотехніка. Радіоапаратуробудування. – 2012. – № 48. – С. 75–84.
7. Kaluri V. R. Gold-MUSIC: A Variation on MUSIC to Accurately Determine Peaks of the Spectrum / V. R. Kaluri, V. Shridhar // IEEE Transactions on Antennas and Propagation. – 2013. – Vol. 61, № 4. – P. 2263–2268. DOI: 10.1109/TAP.2012.2232893
8. Super-resolution direction finding with far-separated subarrays using virtual array elements / [W. Chen, X. Xu, S. Wen, Z. Cao] // IET Radar, Sonar & Navigation. – 2011. – Vol. 5, № 8. – P. 824–834. DOI: 10.1049/iet-rsn.2010.0289
9. Blind spectra separation and direction finding for cognitive radio using temporal correlation-domain ESPRIT / [F. Xiao, N. D. Sidiropoulos, M. Wing-Kin, J. Tranter] // Acoustics, Speech and Signal Processing : 2014 IEEE International Conference ICASSP, Florence, 4–9 May, 2014 : proceedings. – Pisa : Marco Luise, 2014. – P. 7749–7753. DOI: 10.1109/ICASSP.2014.6855108
10. Demonstration of an Electrically Small Antenna Array for UHF Direction-of-Arrival Estimation / [J. S. Matthew, D. C. Schmitz, D. M. Anderson, L. J. Douglas, T. B. Jennifer] // IEEE Transactions on Antennas and Propagation. – 2013. – Vol. 61, № 3. – P. 1371–1377. DOI: 10.1109/TAP.2012.2227921
11. Houcem G. Direction-finding arrays of directional sensors for randomly located sources / G. Houcem, P. D. Jean, M. J. Larsys Sergio // IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems. – 2016. – Vol. 52, № 4. – P. 1995–2003. DOI: 10.1109/TAES.2016.150655
12. Jung-Hoon L. Method for Obtaining Three- and Four-Element Array Spacing for Interferometer Direction-Finding System / L. Jung-Hoon, L. Jong-Hwan, W. Jong-Myung // IEEE Antennas and Wireless Propagation Letters. – 2016. – Vol. 15. – P. 897–900. DOI: 10.1109/LAWP.2015.2479224
13. Chandran S. Advances: Direction-of-Arrival Estimation / S. Chandran. – Norwood : ARTECH HOUSE, 2006. – 474 p.
14. Milligan T. A. Modern antenna design: second edition / T. A. Milligan. – New Jersey: IEEE Press, Wiley-Interscience, 2005. – 614 p.
15. Lawrence M. J. Digital Spectral Analysis: With Applications / M. J. Lawrence. – New Jersey: Prentice-Hall, Inc. Upper Saddle River, NJ, USA, 1986. – 492 p.
16. Antenna engineering handbook / Ed. By J. L. Volakis. – New York : Digital Engineering Library. Mc Graw-Hill Companies, 2007. – 1755 p.
17. Proakis J. G. Digital Signal Processing, Principles, Algorithms, and Applications, 4th Edition / J. G. Proakis, D. G. Manolakis. – New Jersey: Prentice-Hall, Inc. Upper Saddle River, NJ, USA, 2006. – 1077 p.

Стаття надійшла до редакції 03.01.2016.

Після доробки 20.02.2017.

Ципоренко В. В.

Канд. техн. наук, доцент, доцент кафедри радіотехніки, радіоелектронних апаратів і телекомунікацій Житомирського державного технологічного університету, Житомир, Україна

ИССЛЕДОВАНИЕ ЭФФЕКТИВНОСТИ АНТЕННЫХ РЕШЕТОК РАЗНОЙ КОНФИГУРАЦИИ ДЛЯ КОРРЕЛЯЦИОННО-ИНТЕРФЕРОМЕТРИЧЕСКОГО ПЕЛЕНГОВАНИЯ

Актуальность. Помехоустойчивость радиопеленгаторов существенно зависит от параметров их антенно-фидерных систем и конфигурации антенных решеток. Поэтому исследования эффективности пространственно-частотной селективности антенных решеток различной конфигурации является актуальной задачей.

Цель. Целью статьи является исследование влияния параметров пространственно-частотной селективности различных конфигураций антенных решеток на помехоустойчивость корреляционно-интерферометрических пеленгаторов.

Метод. В работе выполнены аналитические и экспериментальные исследования зависимости эффективности пространственно-частотной селективности рассмотренных конфигураций антенных решеток от их основных параметров.

Результати. В работе выполнены исследования использования возможных вариантов конфигурации и эффективности антенных решеток для корреляционно-интерферометрического пеленгования. Определены основные параметры антенных решеток, влияющие на помехоустойчивость корреляционно-интерферометрических пеленгаторов. Показано, что при улучшении параметров селективности антенных решеток, таких как уровень боковых лепестков, ширина главного лепестка, коэффициент направленного действия и коэффициент шумовой ширины главного лепестка диаграммы направленности, и неизменном количестве радиоканалов эффективность конфигурации антенной решетки радиопеленгатора будет увеличиваться. Предложен вариант оценки эффективности пространственно-частотной селективности конфигураций антенных решеток, который количественно учитывает все основные особенности реализации их пространственного и временно-частотного тракта и определяет их помехоустойчивость.

Выводы. Сравнительный анализ эффективности возможных конфигураций антенных решеток показал, что при высоком уровне помех существенно лучшую эффективность, на 20дБ большую по сравнению с кольцевой антенной решеткой, и перспективность применения имеют конфигурации из линейных антенных решеток.

Ключевые слова: эффективность антенных решеток, корреляционно-интерферометрический метод, радиопеленгование, линейная антенная решетка.

Tsyoporenko V. V.

PhD, Associate professor, Associate professor of department of radio engineering, radioelectronic devices and telecommunication systems, Zhytomyr State Technological University, Zhytomyr, Ukraine

RESEARCH OF EFFICIENCY OF ANTENNA ARRAYS OF DIFFERENT CONFIGURATIONS FOR CORRELATIVE-INTERFEROMETRIC OF DIRECTION FINDING

Context. The immunity of radio direction finders depends greatly on the parameters of their antenna-feeder systems and on the configurations of antenna arrays. Thus, the study of the effectiveness of the spatial-frequency selectivity of antenna arrays of various configurations is an urgent task.

Objective. The aim of the article is to study the influence of parameters of the spatial-frequency selectivity of different configurations of antenna arrays on the noise immunity of correlation-interferometric direction finding.

Method. The analytical and the experimental researches of the efficiency dependence of the spatial-frequency selectivity of the considered configurations of antenna arrays of their basic parameters were completed.

Results. In the work the use of different kinds of configuration and efficiency of antenna arrays for correlative-interferometric direction finding was explored. The basic parameters of antenna arrays that affect the noise immunity of correlative-interferometric direction finders were determined. It is shown that with the improvement of selective parameters of antenna arrays, such as the level of minor lobes, the width of the main lobe, the coefficient of directional noise ratio and the coefficient of the noise width of the main lobe of the radiation pattern and with the constant number of radio channels the efficiency of configuration of antenna array of the direction finder will increase. The variant of estimation of effectiveness of spatial-frequency selectivity of configurations of antenna arrays was suggested, that counts quantitatively all main peculiarities of realization of their spatial and time-frequency path and determines their noise immunity.

Conclusions. The comparative analysis of the effectiveness of possible configurations of antenna arrays showed that the configuration of the orthogonal linear antenna arrays has the significantly better performance and the perspective of use, which is 20dB bigger, comparing with a circular antenna array.

Keywords: efficiency of antenna arrays, correlative-interferometric method of direction finding, linear antenna array.

REFERENCES

- Rembovskiy A. M., Ashychmin A. V., Kozmin V. A. ; pod red. A. M. Rembovskogo Radiomonitoring – zadachi, metody, sredstva 2-ye izd., pererab. i dop. Moscow, Goriaczaya liniya. Telekom, 2010, 624 p.
- Jianfeng L., Ding J., Defu J. Joint direction finding and array calibration method for MIMO radar with unknown gain phase errors, *IET Microwaves, Antennas & Propagation*, 2016, Vol. 10, No. 14, pp. 1563–1569. DOI: 10.1049/iet-map.2016.0104
- Tsyoporenko V. V., Tsyoporenko V. G. Doslidzhennia zavodostiykosti bezposhukovogo tsyfrovogo spektralnogo koreliatsiyno-interferometrycznogo radiopelengatora z antennoyu reshitkoyu shliachom modeliuвання, *Visnyk Zhytomyrskogo derzhavnogo technologiczynogo universytetu. Ser. Techniczni nauky*, 2012, No. 3 (62), pp. 82–90.
- Jung-Hoon L., Jong-Myung W. Interferometer direction-finding system with improved DF accuracy using two different array configurations, *IEEE Antennas and Wireless Propagation Letters*, 2014, Vol. 14, pp. 719–722. DOI: 10.1109/LAWP.2014.2377291
- Jian Y., Wangjie C., Lei L., Xiaokang N. Long baseline direction finding and localization algorithms for noise radiation source, *Signal Processing : 12th International Conference ICSP-2014, Hangzhou, 19–23 October, 2014 : proceedings*. Mengqi Zhou, 2014, pp. 52–57. DOI: 10.1109/ICOSP.2014.7014968
- Tsyoporenko V. V. Bezposhukovyy tsyfrovyy metod koreliatsiyno-interferometrycznogo pelenguvannya z rekonstruyuvannim prostorovogo analitycznogo sygnalu, *Visnyk Natsionalnogo techniczynogo universytetu Ukrainy “Kyjivskyy politotechnicznyy instytut”. Ser. Radiotechnika. Radioaparaturubuduвання*, 2012, No. 48, pp. 75–84.
- Kaluri V. R., Shridhar V. Gold-MUSIC: A Variation on MUSIC to Accurately Determine Peaks of the Spectrum, *IEEE Transactions on Antennas and Propagation*, 2013, Vol. 61, No. 4, pp. 2263–2268. DOI: 10.1109/TAP.2012.2232893
- Chen W., Xu X., Wen S., Cao Z. Super-resolution direction finding with far-separated subarrays using virtual array elements, *IET Radar, Sonar & Navigation*, 2011, Vol. 5, No. 8, pp. 824–834. DOI: 10.1049/iet-rsn.2010.0289
- Xiao F., Sidiropoulos N. D., Wing-Kin M., Tranter J. Blind spectra separation and direction finding for cognitive radio using temporal correlation-domain ESPRIT, *Acoustics, Speech and Signal Processing : 2014 IEEE International Conference ICASSP, Florence, 4–9 May, 2014 : proceedings*. Pisa, Marco Luise, 2014, P. 7749–7753. DOI: 10.1109/ICASSP.2014.6855108
- Matthew J. S., Schmitz D. C., Anderson D. M., Douglas L. J., Jennifer T. B. Demonstration of an Electrically Small Antenna Array for UHF Direction-of-Arrival Estimation, *IEEE Transactions on Antennas and Propagation*, 2013, Vol. 61, No. 3, pp. 1371–1377. DOI: 10.1109/TAP.2012.2227921
- Houcem G., Jean P. D., Larsys M. J. Sergio Direction-finding arrays of directional sensors for randomly located sources, *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*, 2016, Vol. 52, No. 4, pp. 1995–2003. DOI: 10.1109/TAES.2016.150655
- Jung-Hoon L., Jong-Hwan L., Jong-Myung W. Method for Obtaining Three- and Four-Element Array Spacing for Interferometer Direction-Finding System, *IEEE Antennas and Wireless Propagation Letters*, 2016, Vol. 15, pp. 897–900. DOI: 10.1109/LAWP.2015.2479224
- Chandran S. Advances: Direction-of-Arrival Estimation. Norwood, ARTECH HOUSE, 2006, 474 p.
- Milligan T. A. Modern antenna design: second edition. New Jersey, IEEE Press, Wiley-Interscience, 2005, 614 p.
- Lawrence M. J. Digital Spectral Analysis: With Applications. New Jersey, Prentice-Hall, Inc. Upper Saddle River, NJ, USA, 1986, 492 p.
- Ed. By J. L. Volakis Antenna engineering handbook. New York, Digital Engineering Library. Mc Graw-Hill Companies, 2007, 1755 p.
- Proakis J. G., Manolakis D. G. Digital Signal Processing, Principles, Algorithms, and Applications, 4th Edition. New Jersey, Prentice-Hall, Inc. Upper Saddle River, NJ, USA, 2006, 1077 p.

МАТЕМАТИЧНЕ ТА КОМП'ЮТЕРНЕ МОДЕЛЮВАННЯ

МАТЕМАТИЧЕСКОЕ И КОМПЬЮТЕРНОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ

MATHEMATICAL AND COMPUTER MODELLING

УДК 536.24

Бердник М. Г.

Канд. фіз.-мат. наук, доцент, доцент кафедри програмного забезпечення комп'ютерних систем державного вищого навчального закладу «Національний гірничий університет», Дніпро, Україна

МАТЕМАТИЧНА МОДЕЛЬ І МЕТОД РІШЕННЯ ПРОСТОРОВОЇ УЗАГАЛЬНЕНОЇ КРАЙОВОЇ ЗАДАЧІ ТЕПЛОБМІНУ ПОРОЖНЬОГО КУСКОВО-ОДНОРІДНОГО ЦИЛІНДРА, ЯКИЙ ОБЕРТАЄТЬСЯ

Актуальність. У феноменологічній теорії теплопровідності передбачається, що швидкість поширення тепла є нескінченно великою. Однак при високих інтенсивних нестационарних процесах, що спостерігаються, наприклад, при вибухах, надзвучових потоках, великих швидкостях обертання використання цього припущення приводить до помилок, тому необхідно враховувати, що розповсюдження теплоти проходить з кінцевою швидкістю.

Мета. Розробка нової узагальненої математичної моделі температурних розподілів у порожньому кусково-однорідному циліндрі у вигляді крайової задачі математичної фізики для рівняння теплопровідності, та розв'язання отриманої крайової задачі.

Метод. Застосування відомих інтегральних перетворень Лапласа, Фур'є, а також розробленого нового інтегрального перетворення для кусково-однорідного простору.

Результати. Знайдено нестационарне температурне поле порожнього кругового циліндра в циліндричній системі координат, кусково-однорідного в напрямку полярного радіуса, який обертається з постійною кутовою швидкістю навколо осі OZ, з урахуванням кінцевої швидкості поширення тепла. Теплофізичні властивості в кожному шарі не залежать від температури за умови ідеального теплового контакту між шарами, а внутрішні джерела тепла відсутні.

Висновки. Вперше розроблена математична модель температурних розподілів у порожньому кусково-однорідному циліндрі, який обертається з постійною кутовою швидкістю навколо осі OZ з урахуванням кінцевої швидкості поширення тепла, у вигляді крайової задачі математичної фізики для гіперболічних диференціальних рівнянь теплопровідності з граничними умовами першого роду. Теплофізичні властивості якого в кожному шарі не залежать від температури за умови ідеального теплового контакту між шарами, а внутрішні джерела тепла відсутні.

Розроблено нове інтегральне перетворення для кусково-однорідного простору, за допомогою якого знайдено температурне поле порожнього кусково-однорідного кругового циліндра у вигляді збіжних ортогональних рядів по функціям Бесселя і Фур'є. Знайдений аналітичний розв'язок узагальненої крайової задачі теплообміну циліндра, який обертається, з урахуванням скінченності величини швидкості поширення тепла може знайти застосування при модулюванні температурних полів, які виникають у багатьох технічних системах (в супутниках, прокатних валках, турбінах і т.ін.).

Ключові слова: крайова задача, узагальнене рівняння переносу енергії, інтегральні перетворення Лапласа, Фур'є, час релаксації.

НОМЕНКЛАТУРА

a_s – коефіцієнт температуропровідності s -го шара циліндра;

Bi – критерій Біо;

c – питома теплоємність;

c_s – питома теплоємність s -го шара циліндра;

F_0 – критерій Фур'є;

I – уявна одиниця;

$J_n(x)$ – функція Бесселя $1^{\text{го}}$ роду $n^{\text{го}}$ порядку;

$Y_n(x)$ – функція Бесселя $2^{\text{го}}$ роду $n^{\text{го}}$ порядку;

Pd – критерій Предводителя;

R_0 – внутрішній радіус циліндра;

R_1 – радіус межі шарів;

$T(\rho, \varphi, z, t)$ – температура середовища;

T_{max} – максимальна температура циліндра;

$T_s(\rho, \varphi, z, t)$ – температури s -го шара циліндра;

t – час;

γ – щільність середовища;

γ_s – щільність s -го шара циліндра;

λ – коефіцієнт теплопровідності;

λ_s – коефіцієнт теплопровідності s -го шара циліндра;

τ_r – час релаксації.

© Бердник М. Г., 2017

DOI 10.15588/1607-3274-2017-2-3

ВСТУП

У феноменологічній теорії теплопровідності передбачається, що швидкість поширення тепла є нескінченно великою [1, 2]. Однак при високих інтенсивних нестационарних процесах, що спостерігаються, наприклад, при вибухах, надзвукових потоках, великих швидкостях обертання вплив скінченності величини швидкості поширення тепла на теплообмін стає помітним [1–6].

В [1] отримано узагальнене рівняння переносу енергії для рушійного елемента суцільного середовища, з урахуванням скінченності величини швидкості поширення тепла.

Метою роботи є розробка нової узагальненої математичної моделі температурних розподілів у кусково-однорідному циліндрі у вигляді крайової задачі математичної фізики для рівняння теплопровідності, та розв'язання отриманої крайової задачі, розв'язки якої використовуються під час керування температурними полями.

1 ПОСТАНОВА ЗАДАЧІ

Розглянемо розрахунок нестационарного температурного поля порожнього кругового циліндра скінченної довжини L , зовнішнього радіуса R в циліндричній системі координат (r, φ, z) , кусково-однорідного в напрямку полярного радіуса r , який обертається з постійною кутовою швидкістю ω навколо осі OZ , з урахуванням кінцевої швидкості поширення тепла. Теплофізичні властивості якого в кожному шарі не залежать від температури за умови ідеального теплового контакту між шарами, а внутрішні джерела тепла відсутні. У початковий момент часу температура циліндра постійна G_0 , а на зовнішній і внутрішній поверхні циліндра температура відома і не залежить від часу $G(\varphi, z)$ і $G_1(\varphi, z)$ відповідно.

Відносну температуру циліндра $\theta(\rho, \varphi, z, t)$ можна представити у вигляді:

$$\theta(\rho, \varphi, z, t) = \begin{cases} \theta_1(\rho, \varphi, z, t) & \text{якщо } \rho \in (\rho_0, \rho_1); \\ \theta_2(\rho, \varphi, z, t) & \text{якщо } \rho \in (\rho_1, \rho_2). \end{cases} \quad (1)$$

Відносні температури $\theta_s(\rho, \varphi, z, t)$ s -го шара циліндра обчислюються по формулам:

$$\theta_s(\rho, \varphi, z, t) = \frac{T_s(\rho, \varphi, z, t) - G_0}{T_{\max} - G_0},$$

де $\rho = \frac{r}{R}$, $s=1,2$.

2 ОГЛЯД ЛІТЕРАТУРИ

Як показує огляд літератури теплообмін в циліндрах, які обертаються, вивчений в даний час ще недостатньо [1, 7]. Показано, що чисельні методи дослідження нестационарних неосесиметричних задач теплообміну циліндрів, які обертаються, є не завжди ефективними, якщо мова йде про обчислення при великих швидкостях обертання. Так доводиться [8], що умови стійкості обчислень в методі кінцевих елементів і методі кінцевих різниць, що застосовуються до розрахунку нестационар-

них неосесиметричних температурних полів циліндрів, які обертаються, визначаються аналогічними характеристиками. Ці умови мають вигляд:

$$1 - \frac{\Delta F_0}{\Delta \varphi^2} \geq 0 \text{ та } \frac{1}{\Delta \varphi} - \frac{Pd}{2} \geq 0.$$

Якщо $Pd = 10^{-5}$, що відповідає кутовій швидкості обертання металевого циліндра $\omega = 1,671 \text{ сек}^{-1}$ радіусом 100 мм, змінні $\Delta \varphi$ і ΔF_0 повинні бути підпорядковані таким умовам:

$$\Delta \varphi \leq 2 \cdot 10^{-5} \text{ та } \Delta F_0 \leq 2 \cdot 10^{-10}.$$

Для рівномірно охолоджуваного циліндра за умови $Bi = 5$ час необхідний для того, щоб температура досягла 90% стаціонарного стану, дорівнює $Fo \approx 0,025$ [8]. Це означає, що потрібно принаймні здійснити $1,3 \cdot 10^8$ операцій по часу для того, щоб було досягнуто стаціонарний розподіл температури.

Більше того, потрібно відзначити, що протягом одного циклу обчислень потрібно здійснити $3,14 \cdot 10^5$ обчислень, так як внутрішній стан у кільці характеризується $3,14 \cdot 10^5$ точками. У результаті видно, що число обчислень, необхідних для отримання чисельного результату видається нереальним.

Тому для вирішення крайової задачі, яка виникає при математичному моделюванні нестационарних процесів теплообміну в циліндрах, які обертаються, будемо застосовувати інтегральні перетворення.

3 МАТЕРІАЛИ І МЕТОДИ

В [1] отримано узагальнене рівняння переносу енергії для рушійного елемента суцільного середовища, з урахуванням скінченності величини швидкості поширення тепла. Згідно [1] узагальнене рівняння балансу енергії твердого тіла, який обертається, з постійною кутовою швидкістю ω навколо осі OZ , теплофізичні властивості якого не залежать від температури, а внутрішні джерела тепла відсутні приймає вигляд:

$$\gamma c \left\{ \frac{\partial T}{\partial t} + \omega \frac{\partial T}{\partial \varphi} + \tau_r \left[\frac{\partial^2 T}{\partial t^2} + \omega \frac{\partial^2 T}{\partial \varphi \partial t} \right] \right\} = \lambda \left[\frac{\partial^2 T}{\partial r^2} + \frac{1}{r} \frac{\partial T}{\partial r} + \frac{1}{r^2} \frac{\partial^2 T}{\partial \varphi^2} + \frac{\partial^2 T}{\partial z^2} \right], \quad (2)$$

Математично задача визначення відносної температури циліндра $\theta(\rho, \varphi, z, t)$ складається в інтегруванні гіперболічних диференціальних рівнянь теплопровідності (2) в області $D_s = \{(\rho, \varphi, z, t) | \rho \in (\rho_{s-1}, \rho_s), \varphi \in (0, 2\pi), z \in (0, 1), t \in (0, \infty)\}$, що з урахуванням прийнятих допущень запишеться у виді:

$$\frac{\partial \theta_s}{\partial t} + \omega \frac{\partial \theta_s}{\partial \varphi} + \tau_r \frac{\partial^2 \theta_s}{\partial t^2} + \tau_r \omega \frac{\partial^2 \theta_s}{\partial \varphi \partial t} = \alpha_s^2 \left[\frac{\partial^2 \theta_s}{\partial \rho^2} + \frac{1}{\rho} \frac{\partial \theta_s}{\partial \rho} + \frac{1}{\rho^2} \frac{\partial^2 \theta_s}{\partial \varphi^2} + \chi \frac{\partial^2 \theta_s}{\partial z^2} \right]. \quad (3)$$

з початковими умовами

$$\theta_s(\rho, \varphi, z, 0) = 0, \quad \frac{\partial \theta_s(\rho, \varphi, z, 0)}{\partial t} = 0, \quad (4)$$

граничними умовами

$$\theta_1(\rho_0, \varphi, z, t) = W(\varphi, z), \quad \theta_2(1, \varphi, z, t) = V(\varphi, z), \quad (5)$$

$$\theta_s(\rho, \varphi, 0, t) = 0, \quad \theta_s(\rho, \varphi, 1, t) = 0, \quad (6)$$

умовами ідеального теплового контакту

$$\theta_1(\rho_1, \varphi, z, t) = \theta_2(\rho_1, \varphi, z, t), \quad (7)$$

$$\lambda_1 \frac{\partial \theta_1(\rho_1, \varphi, z, t)}{\partial \rho} = \lambda_2 \frac{\partial \theta_2(\rho_1, \varphi, z, t)}{\partial \rho}, \quad (8)$$

де $\rho_1 = \frac{R_1}{R}$; $\rho_0 = \frac{R_0}{R}$; $\rho_2 = 1$; $a_s = \frac{\lambda_s}{c_s \gamma_s}$; $\chi = \left(\frac{R}{L}\right)^2$;

$\alpha_s^2 = \frac{a_s}{R^2}$; $z = \frac{z}{L}$; $s=1,2$; $W(\varphi), V(\varphi) \in C(D)$.

Тоді рішення крайової задачі (3)–(8) $\theta_s(\rho, \varphi, z, t)$ є двічі неперервно диференційованим по ρ, φ, z, t в області D і неперервним на \bar{D} [9], тобто $\theta_s(\rho, \varphi, z, t) \in C^{2,1}(D) \cap C(\bar{D})$, а функції $W(\varphi, z), V(\varphi, z), \theta_s(\rho, \varphi, z, t)$ можуть бути розкладені в комплексний ряд Фур'є [9]:

$$\begin{cases} \theta_s(\rho, \varphi, z, t) \\ V(\varphi, z) \\ W(\varphi, z) \end{cases} = \sum_{n=-\infty}^{+\infty} \begin{cases} \theta_{s,n}(\rho, z, t) \\ V_n(z) \\ W_n(z) \end{cases} \cdot \exp(in\varphi), \quad (9)$$

де

$$\begin{cases} \theta_{s,n}(\rho, z, t) \\ V_n(z) \\ W_n(z) \end{cases} = \frac{1}{2\pi} \int_0^{2\pi} \begin{cases} \theta_s(\rho, \varphi, z, t) \\ V(\varphi, z) \\ W(\varphi, z) \end{cases} \cdot \exp(-in\varphi) d\varphi;$$

$$\theta_{s,n}(\rho, z, t) = \theta_{s,n}^{(1)}(\rho, z, t) + I\theta_{s,n}^{(2)}(\rho, z, t); \quad V_n(z) =$$

$$= V_n^{(1)}(z) + IV_n^{(2)}(z); \quad W_n(z) = W_n^{(1)}(z) + IW_n^{(2)}(z).$$

З огляду на те, що $\theta_s(\rho, \varphi, z, t)$ функції дійсні, обмежимо надалі розглядом $\theta_{s,n}(\rho, z, t)$ для $n=0,1,2,\dots$, тому що $\theta_{s,n}(\rho, z, t)$ і $\theta_{s,-n}(\rho, z, t)$ будуть комплексно спряженими [9]. Підставляючи значення функцій з (9) у (3)–(8) у результаті одержимо систему диференціальних рівнянь:

$$\begin{aligned} & \frac{\partial \theta_{s,n}^{(i)}}{\partial t} + \vartheta_n^{(i)} \theta_{s,n}^{(m_i)} + \tau_r \frac{\partial^2 \theta_{s,n}^{(i)}}{\partial t^2} + \tau_r \vartheta_n^{(i)} \frac{\partial \theta_{s,n}^{(m_i)}}{\partial t} = \\ & = \alpha_s^2 \left[\frac{\partial^2 \theta_{s,n}^{(i)}}{\partial \rho^2} + \frac{1}{\rho} \frac{\partial \theta_{s,n}^{(i)}}{\partial \rho} - \frac{n^2}{\rho^2} \theta_{s,n}^{(i)} + \chi \frac{\partial^2 \theta_{s,n}^{(i)}}{\partial z^2} \right]. \quad (10) \end{aligned}$$

з початковими умовами

$$\theta_{s,n}^{(i)}(\rho, z, 0) = 0, \quad \frac{\partial \theta_{s,n}^{(i)}(\rho, z, 0)}{\partial t} = 0 \quad (11)$$

граничними умовами

$$\theta_{1,n}^{(i)}(\rho_0, z, t) = W_n^{(i)}(z), \quad \theta_{2,n}^{(i)}(1, z, t) = V_n^{(i)}(z), \quad (12)$$

$$\theta_{s,n}^{(i)}(\rho, 0, t) = 0, \quad \theta_{s,n}^{(i)}(\rho, 1, t) = 0, \quad (13)$$

умовами ідеального теплового контакту

$$\theta_{1,n}^{(i)}(\rho_1, z, t) = \theta_{2,n}^{(i)}(\rho_1, z, t), \quad (14)$$

$$\lambda_1 \frac{\partial \theta_{1,n}^{(i)}(\rho_1, z, t)}{\partial \rho} = \lambda_2 \frac{\partial \theta_{2,n}^{(i)}(\rho_1, z, t)}{\partial \rho}, \quad (15)$$

де $\vartheta_n^{(1)} = -\omega n$; $\vartheta_n^{(2)} = \omega n$; $m_1 = 2, m_2 = 1$; $i, s=1,2$.

Застосовуємо до системи диференціальних рівнянь (10) інтегральне перетворення Фур'є [10]:

$$\tilde{f}(\lambda_m) = \int_0^1 f(x) \sin(\pi \cdot m \cdot x) dx,$$

де $\lambda_m = \pi \cdot m$; $m=1,2,\dots$, а формула оберненого перетворення має вигляд:

$$f(x) = 2 \sum_{m=1}^{\infty} \sin(\pi \cdot m \cdot x) \cdot \tilde{f}(\lambda_m). \quad (16)$$

В результаті одержуємо систему звичайних диференціальних рівнянь:

$$\begin{aligned} & \frac{\partial \tilde{\theta}_{s,n}^{(i)}}{\partial t} + \vartheta_n^{(i)} \tilde{\theta}_{s,n}^{(m_i)} + \tau_r \frac{\partial^2 \tilde{\theta}_{s,n}^{(i)}}{\partial t^2} + \tau_r \vartheta_n^{(i)} \frac{\partial \tilde{\theta}_{s,n}^{(m_i)}}{\partial t} = \\ & = \alpha_s^2 \left[\frac{\partial^2 \tilde{\theta}_{s,n}^{(i)}}{\partial \rho^2} + \frac{1}{\rho} \frac{\partial \tilde{\theta}_{s,n}^{(i)}}{\partial \rho} - \frac{n^2}{\rho^2} \tilde{\theta}_{s,n}^{(i)} - \chi \lambda_m^2 \tilde{\theta}_{s,n}^{(i)} \right]. \quad (17) \end{aligned}$$

з початковими умовами

$$\tilde{\theta}_{s,n}^{(i)}(\rho, 0) = 0, \quad \frac{\partial \tilde{\theta}_{s,n}^{(i)}(\rho, 0)}{\partial t} = 0, \quad (18)$$

граничними умовами

$$\tilde{\theta}_{1,n}^{(i)}(\rho_0, z, t) = \tilde{W}_n^{(i)}, \quad \tilde{\theta}_{2,n}^{(i)}(1, z, t) = \tilde{V}_n^{(i)}, \quad (19)$$

умовами ідеального теплового контакту

$$\tilde{\theta}_{1,n}^{(i)}(\rho_1, z, t) = \tilde{\theta}_{2,n}^{(i)}(\rho_1, z, t), \quad (20)$$

$$\lambda_1 \frac{\partial \tilde{\theta}_{1,n}^{(i)}(\rho_1, z, t)}{\partial \rho} = \lambda_2 \frac{\partial \tilde{\theta}_{2,n}^{(i)}(\rho_1, z, t)}{\partial \rho}. \quad (21)$$

Для розв'язання крайової задачі (17)–(21) побудуємо інтегральне перетворення:

$$\begin{aligned} \bar{f}(\mu_{n,k}) &= \int_{\rho_0}^1 \frac{Q_0\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_s} \rho\right)}{\alpha(\rho)} \rho f(\rho) d\rho = \\ &= \sum_{s=1}^2 \int_{\rho_{s-1}}^{\rho_s} \frac{Q_s\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_s} \rho\right)}{\alpha_s^2} \rho f(\rho) d\rho, \end{aligned} \quad (22)$$

де $Q_0\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_s} \rho\right)$,

$$\alpha(\rho) = \begin{cases} Q_1\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_1} \rho\right), & \alpha_1^2 \quad \text{якщо} \quad \rho \in (\rho_0, \rho_1); \\ Q_2\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_2} \rho\right), & \alpha_2^2 \quad \text{якщо} \quad \rho \in (\rho_1, \rho_2). \end{cases}$$

Власні функції $Q_s\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_s} \rho\right)$ і власні значення $\mu_{n,k}$ знаходяться із розв'язку задачі Штурма-Ліувілля:

$$\frac{d^2 Q_s}{d\rho^2} + \frac{1}{\rho} \frac{dQ_s}{d\rho} - \frac{n^2}{\rho^2} + \frac{\mu_{n,k}^2}{\alpha_s^2} Q_s = 0, \quad (23)$$

$$Q_1\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_1} \rho_0\right) = 0, \quad Q_2\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_2} \rho_2\right) = 0, \quad (24)$$

$$Q_1\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_1} \rho_1\right) = Q_2\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_2} \rho_1\right),$$

$$\lambda_1 \frac{\partial Q_1\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_1} \rho_1\right)}{\partial \rho} = \lambda_2 \frac{\partial Q_2\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_2} \rho_1\right)}{\partial \rho} \quad (s=1,2). \quad (25)$$

Розв'язавши задачу Штурма-Ліувілля (23)–(25) одержуємо:

$$Q_1\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_1} \rho\right) = \frac{\Lambda\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_1} \rho\right)}{\Lambda\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_1} \rho_1\right)},$$

$$Q_2\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_2} \rho\right) = \frac{\Psi\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_2} \rho\right)}{\Psi\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_2} \rho_1\right)},$$

$$\text{де} \Lambda\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_2} \rho\right) = Y_n\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_1} \rho_0\right) J_n\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_1} \rho\right) - J_n\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_1} \rho_0\right) Y_n\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_1} \rho\right);$$

$$\Psi\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_2} \rho\right) = Y_n\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_2} \rho_2\right) J_n\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_2} \rho\right) - J_n\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_2} \rho_2\right) Y_n\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_2} \rho\right).$$

Власні значення $\mu_{n,k}$ знаходяться із розв'язку трансцендентного рівняння:

$$\frac{\mu_{n,k} \Lambda'\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_1} \rho_1\right)}{\alpha_1 \Lambda\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_1} \rho_1\right)} = \sigma \frac{H\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_2} \rho_1\right)}{\Psi\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_2} \rho_1\right)},$$

$$\text{де} H\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_2} \rho\right) = \frac{\mu_{n,k}}{\alpha_2} \left[Y_n\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_2} \rho_2\right) J_n'\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_2} \rho\right) - J_n\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_2} \rho_2\right) Y_n'\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_2} \rho\right) \right]; \quad \sigma = \frac{\lambda_2}{\lambda_1}.$$

Формула оберненого перетворення має вигляд:

$$f(\rho) = \sum_{n=1}^{\infty} \frac{Q_0(\mu_{n,k} \rho)}{\|Q_0(\mu_{n,k} \rho)\|^2} \bar{f}(\mu_{n,k}). \quad (26)$$

Де квадрат норми власної функції $\|Q_0(\mu_{n,k} \rho)\|^2$ дорівнює:

$$\begin{aligned} \|Q_0\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_s} \rho\right)\|^2 &= \frac{\rho_1^2}{2\alpha_1^2} \left\{ \left[1 - \frac{n^2 \alpha_1^2}{\mu_{n,k}^2 \rho_1^2} \right] + \left[\frac{\Lambda'\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_2} \rho_1\right)}{\Lambda\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_2} \rho_1\right)} \right]^2 \right\} - \\ &- \frac{\rho_0^2}{2\alpha_1^2} \left[\frac{\Lambda'\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_1} \rho_0\right)}{\Lambda\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_1} \rho_1\right)} \right]^2 + \frac{\rho_2^2}{2\alpha_2^2} \left[\frac{\alpha_2 H\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_2} \rho_2\right)}{\mu_{n,k} \Psi\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_2} \rho_1\right)} \right]^2 - \\ &- \frac{\rho_1^2}{2\alpha_2^2} \left\{ \left[1 - \frac{n^2 \alpha_2^2}{\mu_{n,k}^2 \rho_1^2} \right] + \left[\frac{\alpha_2 H\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_2} \rho_1\right)}{\mu_{n,k} \Psi\left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_2} \rho_1\right)} \right]^2 \right\}. \end{aligned}$$

Застосовуємо до системи диференціальних рівнянь (17) інтегральне перетворення (22) і враховуючи позначення (1), в результаті одержуємо систему звичайних диференціальних рівнянь:

$$\begin{aligned} \frac{d\bar{\theta}_n^{(i)}}{dt} + \vartheta_n^{(i)} \left[\bar{\theta}_n^{(i)} + \tau_r \frac{d\bar{\theta}_n^{(i)}}{dt} \right] + \tau_r \frac{d^2 \bar{\theta}_n^{(i)}}{dt^2} = \\ = \mu_{n,k} \Omega_{n,k}^{(i)} - \mu_{n,k}^2 \bar{\theta}_n^{(i)} - \chi \lambda_m^2 \bar{\theta}_n^{(i)}, \end{aligned} \quad (27)$$

$$\text{де } \Omega_{n,k}^{(i)} = \frac{\rho_0}{\alpha_1} Q_1' \left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_1} \rho \right) \tilde{W}_n^{(i)} - \frac{1}{\alpha_2} Q_2' \left(\frac{\mu_{n,k}}{\alpha_2} \rho \right) \tilde{V}_n^{(i)}$$

с початковими умовами

$$\tilde{\theta}_n^{(i)}(\mu_{n,k}, t) = 0, \quad \frac{\partial \tilde{\theta}_n^{(i)}(\mu_{n,k}, t)}{\partial t} = 0, \quad (i=1,2). \quad (28)$$

Застосовуємо до системи диференціальних рівнянь (27) с початковими умовами (28) інтегральне перетворення Лапласа [10]:

$$\tilde{f}(s) = \int_0^{\infty} f(\tau) e^{-s\tau} d\tau.$$

В результаті одержуємо систему алгебраїчних рівнянь відносно $\tilde{\theta}_n^{(i)}$:

$$s \tilde{\theta}_n^{(i)} + \vartheta_n^{(i)} \left(\tilde{\theta}_n^{(m_i)} + \tau_r s \tilde{\theta}_n^{(m_i)} \right) + \tau_r s^2 \tilde{\theta}_n^{(i)} = q_{n,k} \left(\frac{\mu_{n,k} \tilde{\Omega}_{n,k}^{(i)}}{q_{n,k}} - \tilde{\theta}_n^{(i)} \right), \quad (29)$$

де $i=1,2$; $q_{n,k} = \mu_{n,k}^2 + \chi \lambda_m^2$.

Розв'язавши систему рівнянь (29) одержуємо:

$$\tilde{\theta}_n^{(i)} = \mu_{n,k} \frac{\tilde{\Omega}_{n,k}^{(i)} (\tau_r s^2 + s + q_{n,k}) + (-1)^{i+1} \omega n \tilde{\Omega}_{n,k}^{(m_i)} (1 + s \tau_r)}{(\tau_r s^2 + s + q_{n,k})^2 + \omega^2 n^2 (1 + s \tau_r)^2}, \quad (i=1,2). \quad (30)$$

Застосовуючи до зображення функцій (30) формули оберненого перетворення Лапласа [10] одержуємо оригінали функцій:

$$\begin{aligned} \tilde{\theta}_n^{(1)}(t) = & \sum_{j=1}^2 \zeta_{n,k}(s_j) \left\{ \tilde{\Omega}_{n,k}^{(1)}(s_j) \cdot [(2\tau_r s_j + 1) + \tau_r \omega n I] + \right. \\ & \left. + \tilde{\Omega}_{n,k}^{(2)}(s_j) \cdot [\tau_r \omega n - (2\tau_r s_j + 1) I] \right\} \cdot (e^{s_j t} - 1) + \\ & + \sum_{j=3}^4 \zeta_{n,k}(s_j) \cdot \left\{ \tilde{\Omega}_{n,k}^{(1)}(s_j) \cdot [(2\tau_r s_j + 1) - \tau_r \omega n I] + \right. \\ & \left. + \tilde{\Omega}_{n,k}^{(2)}(s_j) \cdot [\tau_r \omega n + (2\tau_r s_j + 1) I] \right\} \cdot (e^{s_j t} - 1), \quad (31) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \tilde{\theta}_n^{(2)}(t) = & \sum_{j=1}^2 \zeta_{n,k}(s_j) \cdot \left\{ \tilde{\Omega}_{n,k}^{(2)}(s_j) \cdot [(2\tau_r s_j + 1) + \tau_r \omega n I] - \right. \\ & \left. - \tilde{\Omega}_{n,k}^{(1)}(s_j) \cdot [\tau_r \omega n - (2\tau_r s_j + 1) I] \right\} \cdot (e^{s_j t} - 1) + \\ & + \sum_{j=3}^4 \zeta_{n,k}(s_j) \cdot \left\{ \tilde{\Omega}_{n,k}^{(2)}(s_j) \cdot [(2\tau_r s_j + 1) - \tau_r \omega n I] - \right. \\ & \left. - \tilde{\Omega}_{n,k}^{(1)}(s_j) \cdot [\tau_r \omega n + (2\tau_r s_j + 1) I] \right\} \cdot (e^{s_j t} - 1), \quad (32) \end{aligned}$$

$$\text{де } \zeta_{n,k}(s_j) = \frac{0,5 s_j^{-1} \mu_{n,k}}{(2\tau_r s_j + 1)^2 + (\tau_r \omega n)^2}, \text{ а значення } s_j \text{ для } j=1,2,3,4 \text{ визначаються за формулами:}$$

$$s_{1,2} = \frac{(\tau_r \omega n i - 1) \pm \sqrt{(1 + \tau_r \omega n i)^2 - 4\tau_r q_{n,k}}}{2\tau_r},$$

$$s_{3,4} = \frac{(\tau_r \omega n i + 1) \pm \sqrt{(1 - \tau_r \omega n i)^2 - 4\tau_r q_{n,k}}}{2\tau_r}.$$

Таким чином, з урахуванням формул обернених перетворень (9),(16) і (26) одержуємо температурне поле кусково-однорідного кругового циліндра в напрямку полярного радіуса, який обертається з постійною кутовою швидкістю ω навколо осі OZ, з урахуванням кінцевої швидкості поширення тепла:

$$\begin{aligned} \theta(\rho, \varphi, z, t) = & \sum_{n=-\infty}^{+\infty} \left\{ \sum_{k=1}^{\infty} \left\langle 2 \sum_{m=1}^{\infty} \left[\tilde{\theta}_n^{(1)}(t) + i \cdot \tilde{\theta}_n^{(2)}(t) \right] \times \right. \right. \\ & \left. \left. \times \sin(\pi m z) \right\rangle \cdot \frac{Q_0(\mu_{n,k} \rho)}{\|Q_0(\mu_{n,k} \rho)\|^2} \right\} \cdot \exp(in\varphi), \quad (33) \end{aligned}$$

де значення $\tilde{\theta}_n^{(1)}(t)$ і $\tilde{\theta}_n^{(2)}(t)$ визначаються по формулам (31), (32).

4 ЕКСПЕРИМЕНТИ

Для розрахунку температурних полів $\theta(\rho, \varphi, z, t)$ в кусково-однорідному циліндра по отриманій формули (33) було розроблено програмне забезпечення. При чисельних розрахунках знаходження суми рядів вони були замінені на часткові суми з точністю 10^{-4} .

Програмне забезпечення написано на мові об'єктно-орієнтованого програмування C#, реалізоване у середовищі розробки Microsoft Visual Studio 2010 та функціонує на будь-якій операційній системі, на котрій встановлено Microsoft .NET Framework версії 4.0 або вище.

5 РЕЗУЛЬТАТИ

Для перевірки математичної моделі проведені розрахунки, за допомогою розробленого програмного забезпечення, температурного поля в порожньому кусково-однорідному циліндрі.

Температура на поверхні циліндра задавалась у вигляді:

$$\theta(1, \varphi, z, t) = \Theta_1(\varphi) \cdot \eta(l_1 - z) + \Theta_2(\varphi) \cdot [\eta(1 - l_2 - z) - \eta(l_1 - z)] + \Theta_3(\varphi) \cdot [\eta(1 - z) - \eta(1 - l_2 - z)],$$

$$\begin{aligned} \Theta_2(\varphi) = & 2 \cdot \pi^{-1} \cdot \varphi \cdot \eta(0,5\pi - \varphi) + \eta(1,5\pi - \varphi) - \eta(0,5\pi - \varphi) + \\ & + [1 + 2 \cdot \pi^{-1} \cdot \eta(1,5\pi - \varphi)] \cdot [\eta(2 \cdot \pi - \varphi) - \eta(1,5\pi - \varphi)], \end{aligned}$$

де $\Theta_1(\varphi) = \Theta_3(\varphi) = 0,03$; $\rho_0 = 0,5$; $\rho_1 = 0,75$ $l_1 = l_2 = 0,25$;

$$\eta(z) = \begin{cases} 1 & \text{якщо } z \geq 0; \\ 1 & \text{якщо } z < 0, \end{cases}$$

$$\theta(\rho, \varphi, 0, t) = \theta(\rho, \varphi, 1, t) = 0,1, \quad \theta(\rho_0, \varphi, z, t) = 0,05.$$

Необхідні для розрахунку властивості матеріала циліндра наступні:

$$\lambda_1 = 34,8 \text{ Вт/(м}\cdot\text{К)}; \quad \tau_r = 10^{-11} \text{ сек}; \quad c_1 = 560 \text{ Дж/(кг}\cdot\text{К)};$$

$$c_2 = 560 \text{ Дж/(кг}\cdot\text{К)}; \quad \gamma_1 = 7800 \text{ кг/м}^3; \quad \sigma = 1,5.$$

На рис. 1 представлені результати чисельних експериментів у вигляді кривих розподілу температури при наступних значеннях параметрів: $z=0,5$, $Pd=100$

$$(Pd = \frac{\omega R^2}{a_1}), \text{ де } F_0 = a_1 t \cdot R^{-2}.$$

6 ОБГОВОРЕННЯ

Як видно з рис. 1 температурне поле при $\rho < 0,54$, є осесиметричне, а амплітуда коливань температури з часом зменшується.

Історично склалося, що в Україні розвинута мережа металургійних підприємств, на яких виробляють значну частину світового випуску сталі. На високопродуктивні слябові машини безперервного лиття заготовок (МБЛЗ) припадає приблизно 2/3 об'єму безперервного лиття заготовок [7]. Ролик МБЛЗ – це пустотілий циліндр діаметром від 140 до 600 мм, залежно від відстані до кристалізатора, довжина робочої частини 1900–2300 мм при загальній довжині 2400–4320 мм [1]. На МБЛЗ встановлено кілька сотень (500–800 штук) роликів, які підтримують сляб. Температура на його поверхні роликів 1300°C [7]. Через внутрішню порожнину ролика прокачують технічну воду для його охолодження. Швидкість обертання

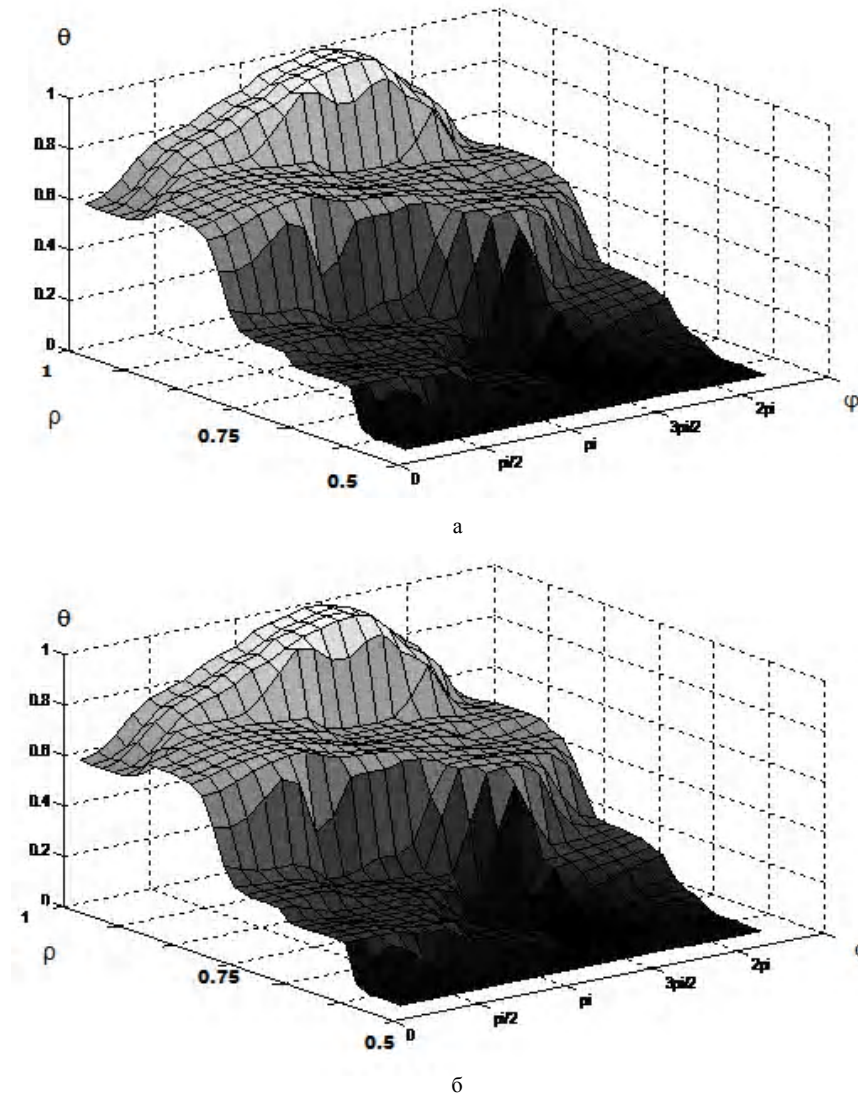


Рисунок 1 – Розподіл температурного поля в циліндрі при різних значеннях критерія Фурьє:

а – $F_0 = 0,4$; б – $F_0 = 1$

ролика залежить від його діаметра та швидкості переміщення сляба. Ролики, які працюють у складних умовах термо-механічного навантаження, визначають ресурс МБЛЗ.

Таким чином знайдений аналітичний вираз (33) для розрахунку нестационарного неосесиметричного температурного температурного поля порожнього кругового циліндра циліндра скінченної довжини L , зовнішнього радіуса R в циліндричній системі координат (r, φ, z) , кусково-однорідного в напрямку полярного радіуса r , який обертається з постійною кутовою швидкістю ω навколо осі OZ , з урахуванням кінцевої швидкості поширення тепла можна використовувати для моделювання температурних станів прокатних валків.

ВИСНОВКИ

Вперше розроблена математична модель температурних розподілів у порожньому кусково-однорідному циліндрі, який обертається з постійною кутовою швидкістю навколо осі OZ з урахуванням кінцевої швидкості поширення тепла, у вигляді крайової задачі математичної фізики для рівняння теплопровідності.

Розроблено нове інтегральне перетворення для кусково-однорідного простору, за допомогою якого знайдено температурне поле у порожньому кусково-однорідному циліндрі у вигляді збіжних ортогональних рядів по функціям Бесселя і Фур'є.

Знайдений аналітичний розв'язок узагальненої крайової задачі теплообміну циліндра, який обертається, з урахуванням скінченності величини швидкості поширення тепла може знайти застосування при модулюванні температурних полів, які виникають у багатьох технічних системах (в супутниках, прокатних валках, турбінах і т.ін.).

ПОДЯКИ

Робота виконана в державном вищом навчальному закладі «Національний гірничий університет» в рамках держбюджетної наукової роботи «Розробка та впровадження сучасних засобів дистанційного навчання та діагностики знань з дисциплін напряму підготовки комп'ютерні науки» за спеціальністю 6.050101 «Інформаційні управляючі системи та технології» (Е-310).

Бердник М. Г.

Канд. физ.-мат. наук, доцент, доцент кафедры программного обеспечения компьютерных систем, государственного высшего учебного заведения «Национальный горный университет», Днепр, Украина

МАТЕМАТИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ И МЕТОД РЕШЕНИЯ ПРОСТРАНСТВЕННОЙ ОБОБЩЕННОЙ КРАЕВОЙ ЗАДАЧИ ТЕПЛООБМЕНА ВРАЩАЮЩЕГОСЯ ПОЛОГО КУСОЧНО-ОДНОРОДНОГО ЦИЛИНДРА

Актуальность. В феноменологической теории теплопроводности предполагается скорость распространения тепла бесконечно большой. Однако при высоких интенсивных нестационарных процессах наблюдаемых, например, при взрывах, сверхзвуковых потоках, больших скоростях вращения использования этого предположения приводит к ошибкам, поэтому необходимо учитывать, что распространение теплоты проходит с конечной скоростью.

Цель. Разработка новой обобщенной математической модели температурных распределений в полом кусочно-однородном цилиндре в виде краевой задачи математической физики для уравнения теплопроводности, и решение полученной краевой задачи.

Метод. Применение известных интегральных преобразований Лапласа, Фурье, а также разработанного нового интегрального преобразования для кусочно-однородного пространства.

Результаты. Найдено нестационарное температурное поле полого кругового цилиндра в цилиндрической системе координат, кусочно-однородного в направлении полярного радиуса, который вращается с постоянной угловой скоростью вокруг оси OZ , с учетом конечной скорости распространения тепла. Теплофизические свойства в каждом слое не зависят от температуры при идеальном тепловом контакте между слоями, а внутренние источники тепла отсутствуют.

Выводы. Впервые разработана математическая модель температурных распределений в полом кусочно-однородном цилиндре, который вращается с постоянной угловой скоростью вокруг оси OZ с учетом конечной скорости распространения тепла в виде краевой задачи математической физики для гиперболических дифференциальных уравнений теплопроводности с граничными условиями первого рода. Теплофизические свойства которого в каждом слое не зависят от температуры при идеальном тепловом контакте между слоями, а внутренние источники тепла отсутствуют.

СПИСОК ЛІТЕРАТУРИ

1. Бердник М. Г. Математичне моделювання тривимірної узагальненої задачі теплообміну суцільного циліндра, який обертається / М. Г. Бердник // Питання прикладної математики і математичного моделювання. – Д. : ДНУ, 2014. – С. 26–35.
2. Конет І. М. Гіперболічні крайові задачі в необмежених тришарових областях / І. М. Конет, М. П. Ленюк. – Львів, 2011. – 48 с. – (Препр./ НАН України Ін-т прикладних проблем механіки і математики ім. Я. С. Підстригача; 01.11).
3. Ячменьов В. О. Розрахунок температурних полів в складеному напівнескінченному тілі з урахуванням узагальненого закону Фур'є / В. О. Ячменьов, В. В. Ніколенко // Вісник НТУ «ХП». Серія : Енергетичні та теплотехнічні процеси й устаткування. – Харків : НТУ «ХП», 2016. – № 10 (1182). – С. 61–65.
4. Mainardi F. The fundamental solutions for the fractional diffusion wave equation [Text] / F. Mainardi // Appl. Math. Lett. – 1996. – № 9. – P. 23–28.
5. Povstenko Y. Time-fractional heat conduction in an infinite medium with a spherical hole under Robin boundary condition / Y. Povstenko // Fract. Calc. Appl. Anal. – 2013. – № 16. – P. 356–369.
6. Povstenko Y. Fractional heat conduction in an infinite medium with a spherical inclusion. Entropy / Y. Povstenko // Fract. Calc. Appl. Anal. – 2013. – № 15. – P. 4122–4133.
7. Громик А. П. Нестационарні задачі теплопровідності в кусково-однорідних просторових середовищах / А. П. Громик, І. М. Конет. – Кам'янець-Подільський : Абетка-Світ, 2009. – 120 с.
8. Kuwashimo Kensuke. Temperature distribution within a rotating cylindrical body/ Kuwashimo Kensuke, Yamada Tominori // Bull. JSME. – 1978. – Vol. 21, № 152. – P. 266–272.
9. Маркович Б. М. Рівняння математичної фізики / Б. М. Маркович – Львів : Видавництво Львівської політехніки, 2010. – 384 с.
10. Лопушанська Г. П. Перетворення Фур'є, Лапласа: узагальнення та застосування / Г. П. Лопушанська, А. О. Лопушанський, О. М. М'яус. – Львів : ЛНУ ім. Івана Франка, 2014. – 152 с.
11. Калініченко В. Вплив експлуатаційних факторів на напружено-деформований та граничний стан роликів машин безперервного лиття заготовок / В. Калініченко, Н. Гопкало // Вісник ТДТУ. – 2010. – Том 15, № 1. – С. 41–51.

Стаття надійшла до редакції 12.02.2017.

Після доробки 27.02.2017.

Разработано новое интегральное преобразование для кусочно-однородного пространства, с помощью которого найдено температурное поле полого кусочно-однородного кругового цилиндра в виде сходящихся ортогональных рядов по функциям Бесселя и Фурье. Найденное аналитическое решение обобщенной краевой задачи теплообмена цилиндра, который вращается, с учетом конечности величины скорости распространения тепла, может найти применение при моделировании температурных полей, которые возникают во многих технических системах (в спутниках, прокатных валках, турбинах и т.д.).

Ключевые слова: краевая задача, обобщенное уравнение переноса энергии, интегральные преобразования Лапласа, Фурье, время релаксации.

Berdnyk M. G.

PhD, Associate Professor, Associate Professor of Computer Software Systems State Higher Education Institution «National Mining University», Dnipro, Ukraine

MATHEMATICAL MODELS AND METHODS OF SOLVING SPATIAL GENERALIZED BOUNDARY VALUE PROBLEM HEAT ROTATING HOLLOW PIECEWISE HOMOGENEOUS CYLINDER

Context. The phenomenological theory of heat conduction speed is assumed infinitely large. However, the high intensity of the observed transient processes such as explosions, supersonic flow, high speeds of rotation of the use of this assumption leads to errors, so it is necessary to take into account that the distribution of heat takes place at a finite rate.

Objective. Development of a new generalized mathematical model of the temperature distribution in the hollow piecewise uniform cylinder in the form of a boundary value problem of mathematical physics for the heat equation and the solution of the resulting boundary value problem.

Method. The use of known integral Laplace transforms, Fourier series, and developed a new integral transformation for piecewise homogeneous space.

Results. Found Polga transient temperature field of a circular cylinder in a cylindrical coordinate system, a piecewise homogeneous polar radius direction, which rotates at a constant angular velocity about the axis OZ, with the ultimate heat propagation speed. Thermal properties of each layer does not depend on the temperature at an ideal thermal contact between the layers, and there are no internal sources of heat.

Conclusions. For the first time developed a mathematical model of the temperature distribution in the empty piecewise uniform cylinder, which rotates at a constant angular velocity about the axis OZ, taking into account the finite speed of propagation of heat in the form of mathematical physics boundary value problem for hyperbolic partial differential equations of heat conduction with boundary conditions of the first kind. Thermal properties are in each layer does not depend on the temperature at an ideal thermal contact between the layers, and there are no internal sources of heat. Created a new integral transform of a piecewise-homogeneous space, with which found the temperature field of the hollow piecewise homogeneous circular cylinder in the form of convergent orthogonal series of Bessel functions and of Fourier. The obtained analytical solution of a generalized boundary value problem of heat transfer cylinder, which rotates, given a finite amount of heat propagation velocity can be used for modeling of temperature fields, which occur in many technical systems (satellites, forming rolls, turbines, etc.).

Keywords: boundary value problem, generalized equation of energy transfer, integrated Laplace, Fourier, relaxation time.

REFERENCES

- Berdnyk M. G. Matematychnе modeljuvannja tryvymirnoi' uzagal'nenoi' zadachi teploobminu suchil'nogo cylindra, jakyj obertajet'sja, *Pytannja prykladnoi' matematyky i matematychnogo modeljuvannja*, D, DNU, 2014, pp. 26–35.
- Jachmen'ov V. O., Nikolenko V. V. Rozrahunok temperaturnyh poliv v skladenomu napivneskinchenomu tili z urahuvannjam uzagal'nenogo zakonu Fur'je, *Visnyk NTU «HPI». Serija: Energetychni ta teplotehnichni procesy j ustatkuvannja*. Harkiv, NTU «HPI», 2016, No. 10(1182), pp. 61–65.
- Mainardi F. The fundamental solutions for the fractional diffusion wave equation [Text], *Appl. Math. Lett.*, 1996, No. 9, pp. 23–28.
- Povstenko Y. Time-fractional heat conduction in an infinite medium with a spherical hole under Robin boundary condition, *Fract. Calc. Appl. Anal.*, 2013, No. 16, pp. 356–369.
- Povstenko Y. Fractional heat conduction in an infinite medium with a spherical inclusion. Entropy, *Fract. Calc. Appl. Anal.*, 2013, No. 15, pp. 4122–4133.
- Konet I. M., Lenjuk M. P. Giperbolichni krajovi zadachi v neobmezhenyh trysharovyh oblastjah. L'viv, 2011, 48 p. (Prepr./ NAN Ukrai'ny In-t prykladnyh problem mehaniky i matematyky im. Ja. S. Pidstrygacha; 01.11).
- Gromyk A. P., Konet I. M. Nestacionarni zadachi teploprovodnosti v kuskovo-odnorodnyh prostorovyh seredovysshah. Kam'janec'-Podil's'kyj, Abetka-Svit, 2009, 120 p.
- Kuwashimo Kensuke, Tominori Yamada Temperature distribution within a rotating cylindrical body, *Bull. JSME*, 1978, Vol. 21, No. 152, pp. 266–272.
- Markovych B. M. Rivnjannja matematychnoi' fizyky. L'viv, Vydavnytvo L'vivs'koi' politehniky, 2010, 384 p.
- Lopushans'ka G. P., Lopushans'kyj A. O., M'jaus O. M. Peretvorenna Fur'je, Laplasa: uzagal'nenja ta zastosuvannja. L'viv, LNU im. Ivana Franka, 2014, 152 p.
- Kalinichenko V., Gopkalo N. Vplyv ekspluatacijnyh faktoriv na napruzhenno-deformovanyj ta granychnyj stan rolykiv mashyn bezperernovogo lyttja zagotovok, *Visnyk TDTU*, 2010, Tom 15, No. 1, pp. 41–51.

МОДЕЛЬ ТЕРРИТОРИАЛЬНОЙ СИСТЕМЫ В УСЛОВИЯХ ЧРЕЗВЫЧАЙНЫХ СИТУАЦИЙ ПРИРОДНОГО ХАРАКТЕРА

Актуальность. В статье рассматривается динамическая пространственная модель территориальной системы в условиях чрезвычайных ситуаций природного характера, предназначенная для решения задач поддержки принятия решений и представляющая собой модель сложной динамической системы. Анализ литературных источников показал, что применение устоявшихся подходов для рассматриваемого класса сложных динамических систем не обеспечивает требуемого быстродействия и приемлемой эффективности систем поддержки принятия решений. Это обуславливает актуальность дальнейшего поиска нетрадиционных моделей и методов поддержки принятия решений, способных обеспечить выполнение предъявляемых к подобным системам требований по быстродействию и эффективности.

Цель. Целью исследования является уменьшение убытков от чрезвычайных ситуаций природного характера за счет повышения качества и своевременности прогнозирования динамики территориальных систем в условиях чрезвычайных ситуаций природного характера.

Метод. Концепция территориальной системы в условиях чрезвычайных ситуаций природного характера представлена в виде наложения статических и динамических топологических пространств, порожденных отношением неразличимости, каждое из которых позволяет представлять географическую и атрибутивную информацию о природных условиях, о требующих защиты ценных объектах, а также о динамике чрезвычайных ситуаций природного характера. Модель динамики чрезвычайных ситуаций природного характера построена на основе дискретизации пространства сеткой равновеликих квадратных ячеек и представлена в виде нечеткого динамического топологического пространства во множестве ячеек.

Результаты. На основе разработанной концепции и модели создана географическая веб-ориентированная система поддержки принятия решений. Были проведены эксперименты, которые показали, что предложенная модель чрезвычайных ситуаций природного характера может обеспечить приемлемые характеристики по точности и быстродействию при дискретизации пространства (местности) с размерами ячеек от 8 м до 18 м.

Выводы. Впервые разработана концепция представления территориальных систем в условиях чрезвычайных ситуаций природного характера в виде наложения статических и динамических топологических пространств. Впервые разработана формальная модель динамики чрезвычайных ситуаций природного характера в виде движения граничной области нечетко-приближенного множества, что позволило снизить вычислительную сложность и обеспечить приспособление к условиям неполной и неточной информации. Разработано программное обеспечение, реализующее предложенную концепцию и метод, на основе которого решена практическая задача поддержки принятия решений в условиях чрезвычайных ситуаций природного характера.

Ключевые слова: территориальная система, отношение неразличимости, топологическое пространство, класс эквивалентности, геотаксон, чрезвычайная ситуация природного характера.

НОМЕНКЛАТУРА

ЧСПХ – чрезвычайная ситуация природного характера;

ТС – территориальная система;

ГИС – геоинформационная система;

СДС – сложная динамическая система;

ППР – поддержка принятия решений;

СППР – система поддержки принятия решений;

ЛПР – лицо, принимающее решения;

КО – картографический объект;

ОС – окружающая среда;

ГИС – геоинформационная система;

БД – база данных;

X – подпространство двумерного Евклидова пространства;

Ξ – территориальная система;

A – набор атрибутов точки пространства;

P – подмножество атрибутов точки пространства;

\mathfrak{R}_X^P – отношение P -неразличимости по Павлаку во множестве точек пространства X ;

$f(x, a)$ – значение атрибута $a \in A$ точки $x \in X$;

X / \mathfrak{R}_X^P – семейство классов эквивалентности, на которые отношение \mathfrak{R}_X^P разбивает множество X ;

apr_X^P – пространство аппроксимации;

$Def(apr_X^P)$ – семейство всех составных множеств пространства аппроксимации apr_X^P ;

T_X^P – топологическое пространство, порожденное отношением P -неразличимости во множестве X ;

A_S – набор статических атрибутов;

A_D – набор динамических атрибутов;

A_E – набор параметров окружающей среды;

$T_X^{A_S}$ – топологическое пространство, порожденное отношением A_S -неразличимости во множестве X ;

g^{A_S} – геотаксон;

$\mathfrak{R}_X^{A_S}(g^{A_S})$ – класс эквивалентности, к которому принадлежит геотаксон g^{A_S} ;

$G_X^{A_S}$ – множество геотаксонов;

$Def(G_X^{A_S})$ – семейство составных множеств, полученных из множества геотаксонов, включая пустое множество и универсальное множество X ;

$T_{G_X}^{As}$ – топологическое пространство, компонентами связности которого являются геотаксоны;

$Def(C)$ – семейство составных множеств, полученных их множества ячеек C ;

T_C – топологическое пространство, компонентами связности которого являются ячейки;

$W_D = \{w_{D0}, w_{D1}, \dots, w_{Dn}\}$ – множество динамических «возможных миров ячейки»;

W_S – множество статических «возможных миров» ячейки;

W – множество обобщенных миров ячейки;

$\mathfrak{R}_C^{A_i}$ – отношение A_i -неразличимости во множестве ячеек;

$\mathfrak{R}_C^{A_i}(c)$ – класс эквивалентности во множестве ячеек, порожденный отношением A_i -неразличимости;

$Def(apr_C^{A_i})$ – пространство аппроксимации во множестве ячеек;

$apr_C^{A_i} = (C, \mathfrak{R}_C^{A_i})$ – семейство всех составных множеств пространства аппроксимации во множестве ячеек;

$T_C^{A_i}$ – топологическое пространство, порожденное отношением A_i -неразличимости во множестве ячеек;

G_C^{As} – множество геотаксонов, аппроксимированных ячейками;

$(G_C^{As})_i$ – множество геотаксонов, аппроксимированных ячейками, которые принадлежат i -му классу эквивалентности, порожденному отношением A_S -неразличимости во множестве ячеек;

$Def(G_C^{As})$ – семейство всех составных множеств, полученных из множества G_C^{As} ;

$T_{G_C}^{As}$ – топологическое пространство, построенное с помощью декомпозиции подпространства аппроксимации C пространства X с помощью геотаксонов, аппроксимированных ячейками;

$\mathfrak{R}_C^{w_D}$ – отношение w_D -неразличимости во множестве ячеек;

$C^{w_i}(t)$ – подмножество ячеек, находящихся в момент времени t в мире w_i ;

$T_C^{w_D}(t), T_C^{A_S \cup w_D}(t)$ – топологические пространства, порожденные отношениями w_D - и $A_S \cup w_D$ -неразличимости во множестве ячеек;

$\tilde{\mathfrak{R}}_C^{w_D}(t)$ – нечеткое отношение w_D -неразличимости во множестве ячеек;

$\tilde{apr}_C(t)$ – нечеткое пространство аппроксимации во множестве ячеек;

$\tilde{C}^{w_i}(t)$ – нечеткое множество ячеек, находящихся в мире w_i в момент времени t .

ВВЕДЕНИЕ

Интенсивность и частота ЧСПХ значительно повысились на протяжении последних десятилетий в связи с ростом численности населения и промышленного производства, массовой урбанизацией, деградацией природной среды, глобальным потеплением и т. д. В данной статье ЧСПХ рассматривается во взаимосвязи с ТС – целостным территориальным образованием, формирующимся в тесном взаимодействии природных и искусственных объектов. ТС относится к классу ГИС и обладает следующими отличительными особенностями: имеет пространственную привязку; объединяет в себе модель территории, природных и искусственных объектов; имеет послонную структуру.

ЧСПХ представляют собой класс процессов разрушительного характера, обладающих следующими отличительными особенностями: развиваются в пространстве и времени; возникают чаще всего внезапно, в результате чего сложны в предупреждении; протекают в условиях неопределенности; наносят ущерб объектам ТС; развиваются в условиях дефицита времени и ресурсов.

ТС в условиях ЧСПХ представляет собой СДС, включающую множество взаимосвязанных процессов, развивающихся в пространстве и времени, для которых особо актуальными являются задачи ППР. Поскольку одновременно на данную СДС воздействует значительное число факторов и событий, имеющих в том числе стохастическую природу, а развивающиеся при этом процессы, как правило, нелинейны, нестационарны и быстротечны, построение СППР представляет собой сложную и нетривиальную задачу, которая еще больше усложняется неточностью, неполнотой и противоречивостью исходной информации, значительной территориальной распределенностью событий и дефицитом времени. Неотъемлимой частью построения СППР является моделирование динамики ЧСПХ и ее воздействия на объекты, требующие защиты.

Несмотря на активные исследования, применение устоявшихся подходов для рассматриваемого класса СДС не обеспечивает требуемого быстродействия и приемлемой эффективности СППР, основанных на ГИС. Это обуславливает актуальность дальнейшего поиска нетрадиционных моделей и методов поддержки принятия решений, основанных на использовании геоинформационных систем реального времени и способных обеспечить выполнение предъявляемых к СППР требований по быстродействию и эффективности.

Таким образом, объектом исследования являются ТС в условиях ЧСПХ, предметом исследования являются модель динамики ТС в условиях ЧСПХ.

В связи с этим целью исследования является уменьшение убытков от ЧСПХ за счет повышения качества и своевременности прогнозирования динамики ТС в условиях ЧСПХ, что позволит более обоснованно принимать решения по локализации и противодействию ЧСПХ. Для достижения поставленной цели были поставлены следующие задачи:

– построить статическую модель ТС в виде топологического пространства, порожденного отношением неразличимости;

– разработать динамическую модель ТС в условиях в виде нечеткого динамического топологического пространства, что позволило снизить вычислительную сложность и обеспечить приспособление к условиям неполной и неточной информации.

1 ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ

Проведенные в данной работе исследования имели целью построить приближенную пространственную модель территориальной системы в условиях ЧСПХ, пригодную для решения задач поддержки принятия решений по противодействию ЧСПХ с использованием методов теории топологии, а также нечетких множеств.

В качестве исходных данных рассматривается участок местности, подверженный воздействию ЧСПХ. Участок местности состоит из однородных статических природных и искусственных объектов (участки леса, водоемы, пески и т.д.) – геотаксонов. Модель местности во взаимосвязи с природными и искусственными объектами называется ТС.

Для моделирования динамики геотаксонов в условиях ЧСПХ ТС дискретизируется на равновеликие квадратные ячейки, каждая из которых считается однородной. Динамика ТС в условиях ЧСПХ представлена в виде смен состояний ячеек, которые моделируются с помощью заранее заданной модели.

Вычислительный эксперимент, описанный в данной статье, был проведен на примере Цюрупинского лесничества Херсонской области, Украина. В качестве ЧСПХ был рассмотрен лесной пожар, динамика которого была смоделирована с помощью модели Жариковой [1]. Критерием оценки качества результата является быстродействие расчетов.

2 ОБЗОР ЛИТЕРАТУРЫ

В настоящее время большое внимание уделяется моделированию ЧСПХ. В работах [2–4] эта задача решается с применением методов статистического анализа для ретроспективных баз данных. Однако, неполная наблюдаемость событий, связанных с возникновением ЧСПХ, и недостаточная точность измерения параметров внешней среды препятствуют получению достоверных прогнозов, что снижает ценность самостоятельного применения статистических подходов. В работах [5, 6] используются детальные математические модели физико-химических процессов, протекающих при ЧСПХ при определенном состоянии внешней среды на однородных участках местности, что позволяют достаточно точно определять границы контура ЧСПХ в заданные моменты времени. Недостатком использования таких моделей является их высокая вычислительная сложность. В [7] модель ЧСПХ в значительной мере упрощается, что позволяет ускорить вычисления, но снижает их точность, вследствие чего снижается и убедительность оценки ситуации [8, 9].

Существующие пространственные модели динамики ЧСПХ подразделяются на 2 категории: векторные и растровые. В векторных моделях [11] контур ЧСПХ представлен замкнутой ломаной линией, заданной множеством точек-узлов, каждый из которых представлен локальным источником. Множество локальных очагов, сформированных от локальных источников, в каждый

момент времени формируют новый контур ЧСПХ. К таким моделям относится модель распространения лесного пожара Финни [12]. Основным недостатком векторного подхода состоит в необходимости проведения сложных вычислений для генерации выпуклого контура ЧСПХ в каждый момент времени. При растровом подходе территория дискретизируется с помощью сетки из ячеек, а динамика ЧСПХ представляется в виде смены состояний ячеек (клеточный автомат). Этот подход является более эффективным с точки зрения вычислительной сложности [13], однако менее точным. Существуют также подходы, комбинирующие растровый и векторный. К таким подходам относится, например, усовершенствованный растровый подход к моделированию динамики лесного пожара Труфино, согласно которому строятся локальные контуры распространения пожаров в виде эллипсов, которые распространяются по ячейкам. При этом повышается точность, но появляются дополнительные вычислительные сложности по сравнению с растровым подходом [14].

По результатам анализа литературных источников можно сделать вывод о том, что требуемое для ЛПР быстродействие СППР может быть достигнуто с помощью построения адекватной пространственной модели территории в условиях ЧСПХ. Поскольку ЧСПХ обладают свойством неполной наблюдаемости, а неполнота и неточность измерения различных характеристик событий позволяют существенно смягчить требования по точности представления исходной информации, можно сделать вывод, что требуемое быстродействие СППР может быть достигнуто с помощью некоторого округления (размывания) пространственной модели, что позволит значительно снизить требования к модели ЧСПХ по точности.

Таким образом, несмотря на активные исследования, применение устоявшихся подходов для рассматриваемого класса процессов, к которому принадлежат ЧСПХ, не обеспечивает требуемого быстродействия и приемлемой эффективности СППР. Это обуславливает актуальность данных исследований.

Для формирования ТС в условиях ЧСПХ, представляющей пространственную модель в СППР, будем использовать топологические пространства, а для ее размывания могут быть использованы методы теорий нечетких множеств [8, 9].

3 МАТЕРИАЛЫ И МЕТОДЫ

Модель местности, или территории, в пределах которой развивается ЧСПХ, представляет собой ТС Ξ . Модель ТС представлена в виде подпространства X двумерного Евклидова пространства с заданной на нем нормой, метрикой и наложенной сеткой из равновеликих квадратных ячеек C [9, 15, 16].

Построим статическую модель ТС, не подверженную ЧСПХ, в совокупности с природными объектами и окружающей средой. Пусть каждая точка пространства X обладает набором атрибутов A . Для любого непустого подмножества атрибутов $P \in A$ определим отношение эквивалентности во множестве X (рефлексивное, симметричное, транзитивное отношение):

$$\mathfrak{R}_X^P = \{(x, y) \in X \times X \mid \forall a \in P, f(x, a) = f(y, a)\}, \quad (1)$$

которое называется отношением P -неразличимости по Павлаку [17]. Если $(x, y) \in \mathfrak{R}_X^P$, то говорят, что точки x и y P -неразличимы (относительно атрибутов из множества P). Отношение \mathfrak{R}_X^P разбивает множество X на семейство классов эквивалентности X/\mathfrak{R}_X^P . Получаем пространство аппроксимации:

$$apr_X^P = (X, \mathfrak{R}_X^P). \quad (2)$$

Пусть $Def(apr_X^P)$ – семейство всех составных множеств пространства аппроксимации (2), включая пустое множество \emptyset и универсальное множество X . Получаем топологическое пространство, порожденное отношением P -неразличимости на подпространстве двумерного Евклидова пространства X :

$$T_X^P = (X, Def(apr_X^P)). \quad (3)$$

Класс эквивалентности $\mathfrak{R}_X^P(x) \in X/\mathfrak{R}_X^P$ в общем случае является несвязным подпространством пространства X , состоящим из непустых открытых непересекающихся множеств. На рис. 1 отображен пример топологического пространства, порожденного отношением P -неразличимости, разбивающего пространство X на 5 непересекающихся классов эквивалентности, каждый из которых является несвязным.

Совокупность всех открытых подмножеств, принадлежащих семейству составных множеств $Def(apr_X^P)$, является открытым покрытием топологического пространства, так как объединение этих множеств составляет мно-

жество $X: \bigcup_{X_i \in Def(apr_X^P)} X_i = X$. Множество классов эквивалентности $X/\mathfrak{R}_X^P \subset Def(apr_X^P)$ является подпокрытием топологического пространства, так как объединение этих множеств также является множеством X [17]:

$$\bigcup_{X_i \in X/\mathfrak{R}_X^P} X_i = X.$$

Пусть множество атрибутов A любой точки подразделяется на два подмножества: статических атрибутов A_S (не изменяющихся во времени) и динамических атрибутов A_D (изменяющихся во времени), $A = A_S \cup A_D$. К статическим атрибутам относятся атрибуты, описывающие местность, такие, как тип растительности, ее геометрические параметры, возраст и т.д. Динамические атрибуты описывают динамику КО в условиях развивающейся ЧСПХ. В отдельное множество выделим совокупность параметров ОС A_E , таких как скорость и направление ветра, влажность воздуха, температура воздуха, значения которых не привязаны к определенным КО.

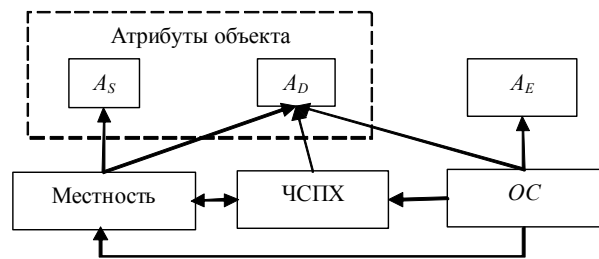
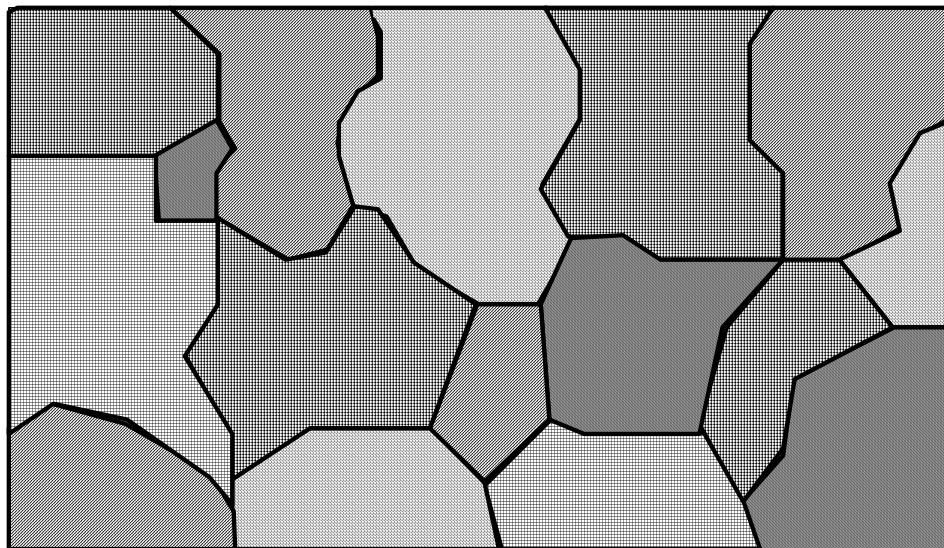


Рисунок 2 – Виды атрибутов



- класс эквивалентности 1
- класс эквивалентности 2
- класс эквивалентности 3
- класс эквивалентности 4

Рисунок 1 – Топологическое пространство, порожденное классами эквивалентности

Если $P \subseteq A_S$, то классы эквивалентности семейства X/\mathfrak{R}_X^P , порожденные отношением P -неразличимости, представляют собой статические множества, не изменяющиеся во времени, и соответственно топологическое пространство (3) является статическим. Если $P \cap A_D \neq \emptyset$, то классы эквивалентности семейства X/\mathfrak{R}_X^P представляют собой динамические множества, и соответственно топологическое пространство (3) является динамическим.

Для рассмотрения ТС, не подверженной влиянию ЧСПХ, остановимся на подмножестве статических атрибутов $P = A_S$. Основным структурным элементом ТС Ξ , а также и основным звеном в задаче пространственной привязки, представления и анализа информации о подверженности территориальной системы ЧСПХ, является статический КО, являющийся компонентой связности топологического пространства $T_X^{A_S}$, построенного с помощью отношения A_S -неразличимости на основе подмножества статических атрибутов A_S , обладающий следующими свойствами:

- 1) привязки к координатам пространства X ;
- 2) наглядности (данные КО представляют собой участки местности, с которыми ЛПР привык иметь дело);
- 3) однородности (все точки данного КО являются A_S -неразличимыми);
- 4) связности (каждый такой КО является компонентой связности топологического пространства $T_X^{A_S}$);
- 5) статичности (данный КО построен с помощью отношения A_S -неразличимости на основе подмножества статических атрибутов);
- 6) множество таких КО является подпокрытием топологического пространства $T_X^{A_S}$;
- 7) сравнимости (описания таких КО должны позволять их адекватно сравнивать).

В качестве такого КО будем использовать понятие геотаксона g^{A_S} – статического КО, являющегося связным подмножеством определенного класса эквивалентности, $x \in g^{A_S} \rightarrow g^{A_S} \subseteq \mathfrak{R}_X^{A_S}(x) \in X/\mathfrak{R}_X^{A_S}$. Класс эквивалентности, к которому принадлежит геотаксон g^{A_S} , обозначим $\mathfrak{R}_X^{A_S}(g^{A_S})$. Геотаксоны, принадлежащие одному классу эквивалентности, являются A_S -неразличимыми. Декомпозиция пространства X на геотаксоны формирует статическое топологическое пространство $T_{G_X}^{A_S}$ [18–20]:

$$T_{G_X}^{A_S} = (X, \text{Def}(G_X^{A_S})), \quad (4)$$

наложенное на топологическое пространство $T_X^{A_S}$, где $G_X^{A_S}$ – множество геотаксонов, $\text{Def}(G_X^{A_S})$ – семейство составных множеств, полученных из множества геотаксонов, включая пустое множество и универсальное множество X .

Следует заметить, что в большинстве современных ГИС статистика ведется с привязкой к пронумерованным участкам местности, свойства которых вполне соответствуют определению геотаксона. Это позволяет рассматривать геотаксоны в ГИС как однородные пронумерованные участки местности и использовать их для моделирования статистики ТС.

Для моделирования динамики ТС в условиях ЧСПХ ТС дискретизируется на более мелкие КО с помощью сетки равновеликих координатно-ориентированных элементов (ячеек) квадратной формы C , что позволяет осуществить переход от непрерывной формы представления геоинформации внутри геотаксона к дискретной – в масштабе отдельных ячеек, каждая из которых считается однородной с точки зрения всех атрибутов из множества A . Декомпозиция подпространства X Евклидова пространства с помощью ячеек является топологическим пространством:

$$T_C = (X, \text{Def}(C)), \quad (5)$$

наложенным на топологическое пространство геотаксонов $T_{G_X}^{A_S}$. Ячейки являются попарно-непересекающимися A -неразличимыми множествами, а их дизъюнктивное объединение совпадает с множеством X .

Моделирование динамики ЧСПХ на сетке из ячеек заключается в моделировании смен состояния ячеек. Будем считать, что при изменении своего состояния в условиях ЧСПХ ячейка проходит через последовательность качественно различных категорий состояний – «возможных миров» W_D . Например, в простейшем случае в качестве последовательности возможных миров можно выделить следующие:

- 1) состояние покоя (состояние ячейки, еще не охваченной ЧСПХ) – w_{D0} ;
- 2) активное состояние (состояние ячейки, охваченной ЧСПХ, значения динамических параметров изменяются во времени) – w_{D1} ;
- 3) поврежденное (измененное) состояние покоя (состояние ячейки, подвергшейся влиянию ЧСПХ) – w_{D2} .

В общем случае возможных миров можно выделить неограниченное количество. Пусть множество возможных миров представляет собой множество $W_D = \{w_{D0}, w_{D1}, \dots, w_{Dn}\}$, где n – количество возможных миров. Выделим особый мир w_{D0} из множества возможных, который предполагает, что ячейка находится в состоянии покоя, то есть еще не охвачена ЧСПХ.

Поскольку каждая ячейка принадлежит определенному геотаксону, который, в свою очередь, принадлежит определенному классу эквивалентности, порожденному отношением A_S -неразличимости, будем считать эти классы эквивалентности статическими возможными мирами, множество которых обозначим W_S . Исходя из вышесказанного, можно определить обобщенный возможный мир каждой ячейки, состоящий из двух миров: статического и динамического. Обозначим множество обобщенных миров W .

$$W = W_S \times W_D.$$

По аналогии с отношением неразличимости во множестве точек пространства X , во множестве ячеек также

можно построить отношения A_i -неразличимости для любого подмножества атрибутов $A_i \subseteq A$.

Определим отношение A_i -неразличимости во множестве ячеек C :

$$(\forall A_i \subseteq A) \mathfrak{R}_C^{A_i} = \{(c_m, c_n) \in C \times C \mid \forall a \in A_i, f(c_m, a) = f(c_n, a)\}.$$

Обозначим $\mathfrak{R}_C^{A_i}(c)$ класс эквивалентности во множестве ячеек, порожденный отношением A_i -неразличимости, которому принадлежит ячейка c . Все ячейки, принадлежащие одному классу эквивалентности из множества классов эквивалентности, порожденных отношением A_i -неразличимости, имеют одинаковые значения атрибутов из подмножества $A_i \subseteq A$:

$$\begin{aligned} (\forall A_i \subseteq A)(\forall a \in A_i)(\forall c_m, c_n \in C) & \left[\mathfrak{R}_C^{A_i}(c_m) = \right. \\ & \left. = \mathfrak{R}_C^{A_i}(c_n) \right] \Leftrightarrow f(c_m, a) = f(c_n, a). \end{aligned}$$

Отношение A_i -неразличимости порождает топологическое пространство:

$$T_C^{A_i} = (C, Def(apr_C^{A_i})), \quad (6)$$

где $Def(apr_C^{A_i})$ – пространство аппроксимации во множестве ячеек; $apr_C^{A_i} = (C, \mathfrak{R}_C^{A_i})$ – семейство всех составных множеств пространства аппроксимации во множестве ячеек, включая пустое множество \emptyset .

Особый интерес представляют отношения A_S -неразличимости, w_D -неразличимости и $(A_S \cup w_D)$ -неразличимости во множестве ячеек. Отношение A_S -неразличимости во множестве ячеек $c \in C$ порождает статические классы эквивалентности, компонентами связности которого являются множества ячеек, аппроксимирующих геотаксоны. Пусть $G_C^{A_S}$ – множество геотаксонов, аппроксимируемых ячейками, $\left(G_C^{A_S}\right)_i$ – множество геотаксонов, аппроксимируемых ячейками, которые принадлежат i -му классу эквивалентности, порожденному отношением A_S -неразличимости во множестве ячеек.

Пусть $Def(G_C^{A_S})$ – семейство всех составных множеств, полученных из множества геотаксонов $G_C^{A_S}$, аппроксимируемых ячейками, включая пустое множество \emptyset .

Пусть $Def(G_C^{A_S})$ – семейство всех составных множеств, полученных из множества геотаксонов $G_C^{A_S}$, аппроксимируемых ячейками, включая пустое множество \emptyset .

Определение. Декомпозиция подпространства аппроксимации C пространства X с помощью геотаксонов, аппроксимированных ячейками, является топологическим пространством

$$T_{G_C}^{A_S} = (C, Def(G_C^{A_S})), \quad (7)$$

наложенным на топологическое пространство $T_C^{A_S}$.

Отношение w_D -неразличимости во множестве ячеек порождает динамические классы эквивалентности. На их основе строится динамическое топологическое пространство $T_C^{w_D}$, динамика которого определяется поведением ЧСПХ.

Отношение $(A_S \cup w_D)$ -неразличимости также порождает динамические классы эквивалентности. На их основе формируется топологическое пространство, которое формируется в результате наложения двух топологических пространств: $T_C^{A_S}$ и $T_C^{w_D}$. Таким образом, для любой ячейки c , находящейся в условиях ЧСПХ, то есть обладающей динамическими параметрами из подмножества A_D , верно равенство:

$$(\forall c \in C) \mathfrak{R}_C^{A_S \cup w_D}(c) = \mathfrak{R}_C^{A_S}(c) \cap \mathfrak{R}_C^{w_D}(c).$$

В табл. 1 отображены свойства рассмотренных топологических пространств.

Классы эквивалентности $C^{w_i}(t)$, $i = 0, \dots, n-1$, порожденные отношением $\mathfrak{R}_C^{w_D}$, представляют собой модель динамики экосистемы в условиях ЧСПХ в виде динамического топологического пространства $T_C^{w_D}(t)$. Наложение топологических пространств, моделирующих динамику ЧСПХ и множество геотаксонов, образует динамическое топологическое пространство $T_C^{A_S \cup w_D}(t)$, компонентами связности которого являются подмножества $A_S \cup w_D$ -неразличимых ячеек (рис. 3).

Для того, чтобы данная модель была более приближена к реальности, предложено вместо строгого отношения эквивалентности $\mathfrak{R}_C^{w_D}(t)$ использовать его нечеткое обобщение $\tilde{\mathfrak{R}}_C^{w_D}(t)$, которое в каждый момент времени t порождает нечеткое пространство аппроксимации $\tilde{apr}_C(t) = (C, \tilde{\mathfrak{R}}_C^{w_D}(t))$ и нечеткую топологию, то есть раз-

Таблица 1 – Топологические пространства

Топологическое пространство	Основа формирования	Свойства
Геотаксоны	Отношение A_S -неразличимости	Статическое (в смысле неизменных значений атрибутов), статическое (в смысле неподвижное в пространстве), элементы каждого класса эквивалентности однородны в смысле множества атрибутов A_S
Ячейки	Дискретизация пространства	Динамическое (в смысле изменяющихся во времени значений атрибутов), статическое (в смысле неподвижности в пространстве), элементы каждого класса эквивалентности однородны в смысле множества атрибутов $A_S \cup w_D$
ЧСПХ	Отношение w_D -неразличимости	Динамическое (в смысле изменяющихся во времени значений атрибутов), динамическое (в смысле изменяющееся в пространстве), элементы каждого класса эквивалентности однородны в смысле множества атрибутов w_D

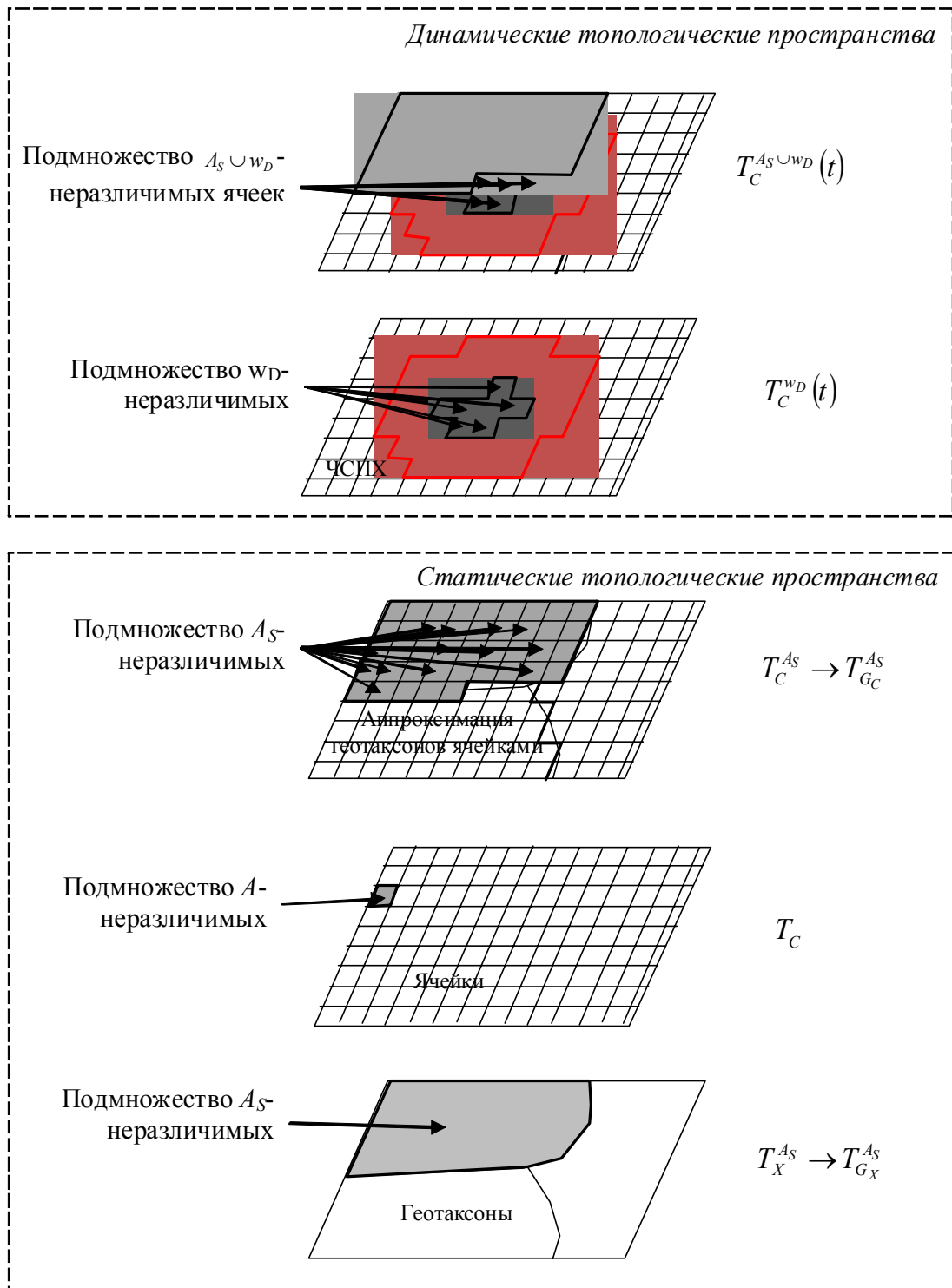


Рисунок 3 – Наложение топологических пространств

биение множества ячеек C в каждый момент времени t на нечеткие множества ячеек $\tilde{C}^{w_i}(t)$, $i = 0, \dots, n-1$, находящихся в каждом из возможных динамических миров из множества W_D .

Динамическое топологическое пространство, порожденное нечетким отношением $\tilde{\mathfrak{R}}_C^{w_D}(t)$, является моделью ТС в условиях ЧСПХ.

4 ЭКСПЕРИМЕНТЫ

Представленная в данной работе модель ТС в условиях ЧСПХ была реализована на языке программирования Python с помощью фреймворка Django и его расширения GeoDjango в виде географической веб-ориентированной СППР Disaster Risk Management. При создании проекта были использованы библиотека OpenLayers для создания карт, а также система управления базами данных PostgreSQL.

Разработанная модель ТС была использована для формирования электронной карты Цюрупинского лесного хозяйства Херсонской области, сформированной путем наложения топологических пространств геотаксонов и ячеек. Топологическое пространство геотаксонов было сформировано на основе выделов лесного хозяйства (однородные участки местности). БД, описывающая геотаксоны, реализована с помощью СУБД PostgreSQL и содержит пространственные атрибуты, описывающие форму (в виде полигона) и местоположение геотаксона, а также набор привязанных к геотаксону статических атрибутов A_s , содержащий такие атрибуты, как тип участка (участок леса, пески, водосточник, биополяна,...), рельеф. Участок леса дополнительно содержит такие атрибуты, как тип леса, высота деревьев, возраст, класс бонитета, степень сомкнутости, ширина между рядами деревьев, расстояние между деревьями в ряду. Динамика ЧСПХ была описана с помощью модели распространения пожара Жариковой [1]. Для моделирования динамики ячейки был выделен набор возможных миров W_D : пассивное состояние, нагрев до состояния горения, горение, состояние после горения. Были также выделены параметры окружающей среды A_E : ско-

рость и направление ветра, влажность воздуха, температура воздуха, температура точки росы. На основании выделенных параметров с помощью модели [1] было построено динамическое топологическое пространство ячеек, находящихся в различных возможных мирах, которое является моделью ЧСПХ.

С помощью созданного программного обеспечения были произведены эксперименты для оценки быстродействия СППР и погрешности аппроксимации контура ЧСПХ по сравнению с существующими векторной моделью Финни и векторно-растровой моделью Труфино. В ходе эксперимента также исследовалось влияние размера ячейки на время расчета области, занятой пожаром. Для проведения расчетов было выбрано Цюрупинское лесное хозяйство Херсонской области.

5 РЕЗУЛЬТАТЫ

На рис. 4 представлена карта Цюрупинского лесничества Херсонской области, реализованная в СППР Disaster Risk Management в виде совокупности геотаксонов и дискретизированная координатной сеткой с переменным размером ячейки (δ). Каждый геотаксон представлен однородным участком местности с привязанной к нему информацией из базы данных.

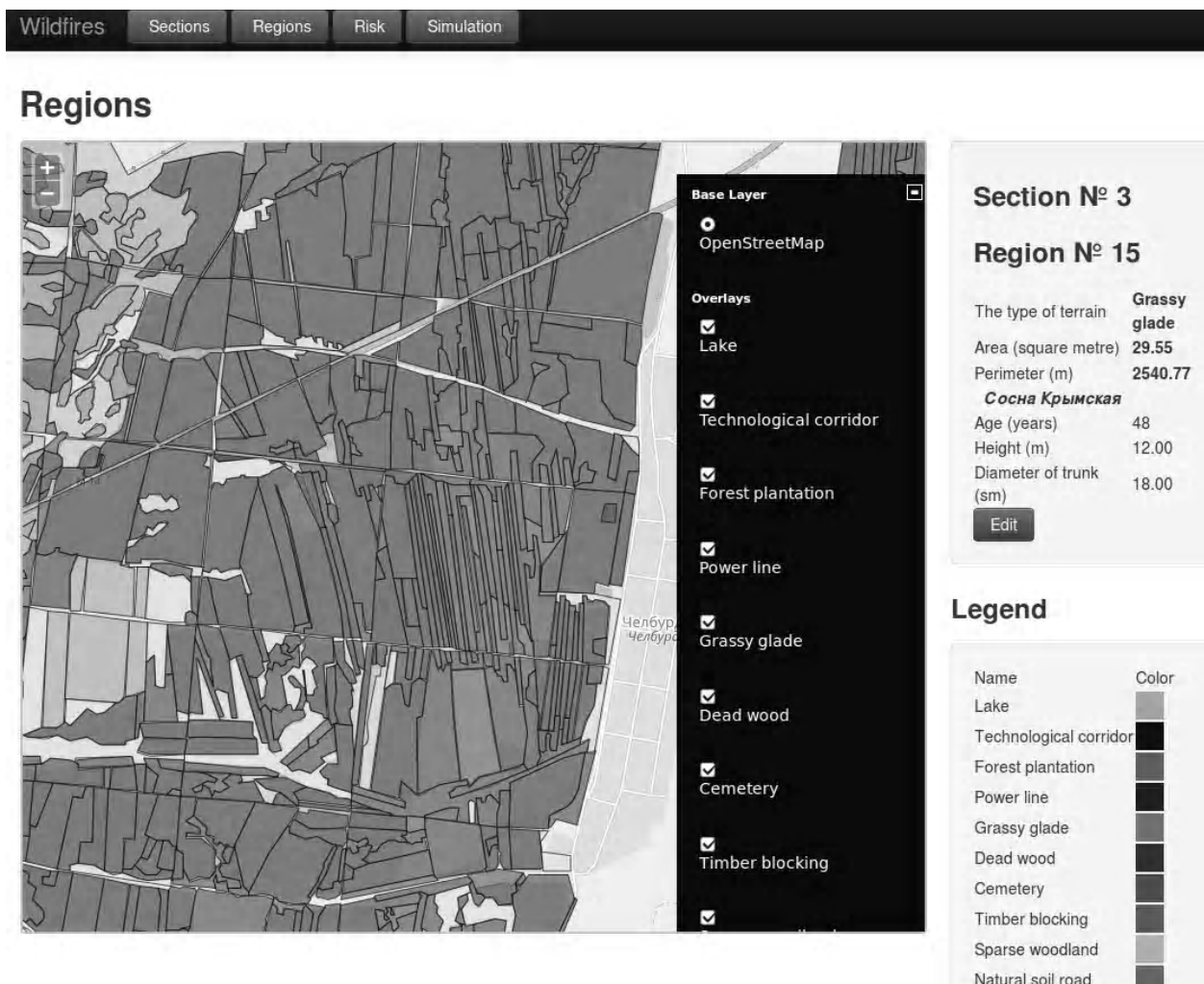


Рисунок 4 – Представление совокупности геотаксонов Цюрупинского лесничества в программе Disaster Risk Management

Для оценки быстродействия были выполнены эксперименты с использованием модели распространения пожара [1]. В ходе эксперимента исследовалось влияние размера ячейки δ на время, необходимое для моделирования распространения пожара площадью 40000 м² и на точность аппроксимации контура пожара. Эксперименты осуществлялись при различной величине ячейки, но при одинаковых параметрах ОС. В качестве источника пожара принималась ячейка, расположенная внутри геотаксона, соответствующего 15-му выделу 3-го квартала лесничества. Результаты эксперимента представлены в табл. 2. Параллельно были проведены такие же эксперименты с использованием векторно-растровой модели Труфино и векторной модели Финни.

6 ОБСУЖДЕНИЕ

Результаты эксперимента позволили сделать следующие выводы. Среди трех сравниваемых моделей самой эффективной с точки зрения вычислительной сложности оказалась предложенная автором, самой неэффективной – векторная модель Финни. В то же время модель Финни оказалась самой точной. На втором месте по точности находится модель Труфино. Учитывая то, что задача заключается в ППР в условиях ЧСПХ, быстродействие является более важным фактором, чем точность. Следовательно, можно сделать вывод, что предложенная модель подходит для решения поставленной задачи.

Анализ быстродействия и точности предложенного метода в зависимости от величины ячейки позволил сделать следующие выводы. Дискретизация пространства рассмотренного координатной сеткой ячеек с размером меньше 8 м приводит к резкому увеличению времени вычисления, а при размере ячеек от 18 до 22 м точность аппроксимации является недостаточной. Таким образом, предложенная модель ЧСПХ может обеспечить приемлемые характеристики по точности и быстродействию при дискретизации пространства (местности) с размерами ячеек от 8 м до 18 м.

ВЫВОДЫ

В результате проведенных исследований разработана модель территориальной системы в условиях ЧСПХ в виде динамического нечеткого топологического пространства, основанного на разбиении пространства на конечное множество непересекающихся однородных участков – геотаксонов, и последующей их дискретизации координатной сеткой равновеликих ячеек. Динами-

ка распространения чрезвычайной ситуации отражается в виде динамического нечеткого топологического пространства во множестве ячеек.

Научная новизна исследований заключается в следующем:

1) впервые разработана концепция представления ТС в условиях ЧСПХ в виде наложения статических и динамических топологических пространств, порожденных отношением неразличимости, каждое из которых позволяет представлять географическую и атрибутивную информацию о природных условиях, о ценных объектах, требующих защиты от ЧСПХ, а также о динамике ЧСПХ.

2) впервые разработана формальная модель динамики ЧСПХ в виде нечеткого динамического топологического пространства, в которой, в отличие от существующих моделей, динамика ЧСПХ представлена в виде движения граничной области нечетко-приближенного множества, что позволило снизить вычислительную сложность и обеспечить приспособление к условиям неполной и неточной информации.

Практическая значимость полученных результатов заключается в том, что разработано программное обеспечение, реализующее предложенный метод, на основе которого решена практическая задача поддержки принятия решений в условиях ЧСПХ для использования в СППР по противодействию ЧСПХ, основанных на геоинформационных системах.

Перспективы дальнейших исследований состоят в том, чтобы на основе предложенной модели построить модель оценки риска для ценных объектов, находящихся под воздействием ЧСПХ.

БЛАГОДАРНОСТИ

Исследование проводится в рамках государственной научно-исследовательской работы Херсонского национального технического университета №0113U007939 «Разработка теоретических и методологических основ формирования системы управления лесными ресурсами региона».

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Граб М. В. Модели, методы и алгоритмы распространения лесных пожаров: дисс. ... канд. техн. наук: 01.05.02 / Граб Марина Витальевна. – Харьков : ХНУРЭ, 2004. – 230 с.
2. Martinez J. Human-caused wildfire risk rating for prevention planning in Spain / J. Martinez, C. Vega-Garcia, E. Chuvieco // Journal of Environmental Management. – 2009. – № 90. – P. 1241–1252.

Таблица 2 – Результаты эксперимента

№ п/п	Размер ячейки δ , м	Предложенная модель		Модель Труфино		Модель Финни	
		Время вычислений, мин	Погрешность аппроксимации, %	Время вычислений, мин	Погрешность аппроксимации, %	Время вычислений, мин	Погрешность аппроксимации, %
1	22	1	45,5	2,1	31,3	21,5	5,9
2	20	1,1	34	2,3	28,9		
3	18	1,2	25	2,5	21,9		
4	16	1,6	20,5	7,8	18,7		
5	14	1,9	15	7,8	12,4		
6	12	1,9	13,5	8,1	11,2		
7	10	3,1	11	8,2	8,9		
8	8	3,9	9,5	9,1	6,5		
9	6	6,2	8	13,1	5,9		
10	4	11	7,5	16,7	5,8		

3. Implementation of quantitative bushfire risk analysis in a GIS environment / [D. Atkinson, M. Chladil, V. Janssen et al.] // International Journal of Wildland Fire. – 2010. – № 19. – P. 649–658.
4. Chuvieco E. Development of a framework for fire risk assessment using remote sensing and geographic information system technologies / E. Chuvieco et al. // Ecological Modelling. – 2010. – № 221. – P. 46–58.
5. Preisler H. K. Probability based models for estimating wildfire risk / H. K. Preisler, D. R. Brillinger, R. E. Burgan et al. // International Journal of Wildland Fire. – 2004. – № 13. – P. 133–142.
6. Spatiotemporal analysis of wildfire ignitions in the St Johns River Water Management District, Florida / [M.G. Genton, D. T. Butry, M. L. Prestemon et al.] // International Journal of Wildland Fire. – 2006. – № 15. – P. 87–97.
7. Baranovskiy N. A web-oriented geoinformation system for forest fire danger prediction in typical forests of the Ukraine / N. Baranovskiy, M. Zharikova // Thematic cartography for the society. – Springer, 2014. – P. 13–22. – (Lecture notes in geoinformation and cartography).
8. Zharikova M. Threat assessment method for intelligent disaster decision support system / M. Zharikova, V. Sherstjuk // Advances in Int. Systems and Computing. – Springer, 2016. – Vol. 512. – P. 81–99.
9. Жарикова М. В. Разработка модели чрезвычайной ситуации природного характера в системе поддержки принятия решений / М. В. Жарикова, В. Г. Шерстюк // Восточно-европейский журнал передовых технологий. – 2015. – 1/4(73). – P. 62–74.
10. An improved cellular automata for wildfire spread / T. Ghisy, B. Arca, G. Pellizaro et al. // Procedia Computer Science: ICCS 2015 International Conference On Computational Science, Reykjavik, Iceland, 1–3 June 2015: proceedings. – Elsevier: Volume 51, 2015. – P. 2287–2296.
11. Modeling the spread of grass fires / [D. H. Anderson, E. Catchpole, De Meste N. J. et al.] // The J. Of the Australian Mathematical Society Series B Applied Mathematics. – 1982. – № 23(4). – P. 451–466.
12. Fire area simulator-model development and evaluation: technical report: RMRS-RP-4 / M. A. Finney / USDA, UT. – Ogden, 2004. – 50 p.
13. A level-set algorithm for simulating wildfire spread / [T. Ghisu, B. Arca, G. Pellizzaro et al.] // CMES Computer Modeling in Engineering & Sciences. – 2014. – № 102(1). – P. 83–102.
14. A new algorithm for simulating wildfire through cellular automata / [G. A. Trufino, D. D. Ambrosio, R. Rongo et al.] // ACM Transactions on Modeling and Computer Simulation. – 2011. – № 22(1). – P. 1–26.
15. Zharikova M. The plausible wildfire model in geoinformation decision support system for wildfire response / M. Zharikova, V. Sherstjik, N. Baranovskiy // Water resources, Forest, marine and ocean ecosystems: 15th international conference SGEM, 18–24 June 2015: proceedings. – Albena, Bulgaria: DOI: 10.5593/sgem2015B32, 2015. – P. 575–583.
16. Zharikova M. Development of the model of natural emergencies in decision support system / M. Zharikova, V. Sherstjik // Eastern European Journal of Enterprise Technologies. – 2015. – Vol 1, № 4(73). – P. 62–69.
17. Slowinski R. Rough set and rule-based multicriteria decision aiding / R. Slowinski, G. Salvatore, M. Benedetto // Pesquisa operacional. – 2012. – Vol. 32(2). – P. 213–269.
18. Pawlak Z. Rough Sets / Z. Pawlak, W. Jerzy, R. Slowinski et al. // Comm. of ACM. – 1995. – Vol.38, № 11. – P. 88–95.
19. Pawlak Z. Vagueness – a Rough Set View / Z. Pawlak // Structures in Logic and Computer Science. – 1997. – P. 106–117.
20. Abd El-Monsef M. E. On relationships between revised rough fuzzy approximation operators and fuzzy topological spaces / M. E. Abd El-Monsef, M. A. El-Cayar, R.M. Aqeel // International Journal of Granular Computing, Rough Sets and Intelligent Systems. – 2014. – Volume 3, № 4. – P. 257–269.

Статья поступила в редакцию 30.11.2016.

После доработки 25.12.2016.

Жарікова М. В.

Канд. техн. наук, доцент кафедри інформаційних технологій Херсонського національного технічного університету, Херсон, Україна
МОДЕЛЬ ТЕРИТОРІАЛЬНОЇ СИСТЕМИ В УМОВАХ НАДЗВИЧАЙНИХ СИТУАЦІЙ ПРИРОДНОГО ХАРАКТЕРУ

Актуальність. У статті розглядається динамічна просторова модель територіальної системи в умовах надзвичайних ситуацій природного характеру, що призначена для вирішення задач підтримки прийняття рішень і представляє собою модель складної динамічної системи. Аналіз літературних джерел показав, що застосування усталених підходів для розглянутого класу складних динамічних систем не забезпечує необхідної швидкодії та необхідної ефективності систем підтримки прийняття рішень. Це обумовлює актуальність подальшого пошуку нетрадиційних моделей і методів підтримки прийняття рішень, здатних забезпечити виконання пропонуваного до подібних систем вимог щодо швидкодії та ефективності.

Мета. Метою дослідження є зменшення збитків від надзвичайних ситуацій природного характеру за рахунок підвищення якості та своєчасності прогнозування динаміки територіальних систем в умовах надзвичайних ситуацій природного характеру.

Метод. Концепція територіальної системи в умовах надзвичайних ситуацій природного характеру представлена у вигляді накладення статичних і динамічних топологічних просторів, породжених відношенням нерозрізненості, кожний з яких дозволяє представляти географічну і атрибутивну інформацію про природні умови, про цінні об'єкти, які потребують захисту, а також про динаміку надзвичайних ситуацій природного характеру. Модель динаміки надзвичайних ситуацій природного характеру побудована на основі дискретизації простору сіткою рівновеликих квадратних комірок і представлена у вигляді нечіткого динамічного топологічного простору в множині комірок.

Результати. На основі розробленої концепції і моделі створена географічна веб-орієнтована система підтримки прийняття рішень. Були проведені експерименти, які показали, що запропонована модель надзвичайних ситуацій природного характеру може забезпечити необхідні характеристики щодо точності і швидкодії за умови дискретизації простору (місцевості) з розмірами комірок від 8 м до 18 м.

Висновки. Вперше розроблена концепція представлення територіальних систем в умовах надзвичайних ситуацій природного характеру у вигляді накладення статичних і динамічних топологічних просторів. Вперше розроблена формальна модель динаміки надзвичайних ситуацій природного характеру у вигляді руху граничної області нечітко-наближеної множини, що дозволило знизити обчислювальну складність і забезпечити пристосування до умов неповної та неточної інформації. Розроблено програмне забезпечення, що реалізує запропоновану концепцію і метод, на основі якого вирішена практична задача підтримки прийняття рішень в умовах надзвичайних ситуацій природного характеру.

Ключові слова: територіальна система, відношення нерозрізненості, топологічний простір, клас еквівалентності, геотаксон, надзвичайна ситуація природного характеру.

Zharikova M.

Ph.D., Associate Professor of Information Technologies Department, Kherson National Technical University, Kherson, Ukraine

THE MODEL OF TERRITORIAL SYSTEM IN NATURAL DISASTER CONDITIONS

Context. The spatial model of territorial system in natural emergency conditions dedicated to decision support tasks solving and represented as the model of complex dynamic system is described in the paper. The literature data analysis has shown that applying the established approaches to the class of complex dynamic systems under consideration doesn't provide the required calculation speed and efficiency of decision support system. This determines the timeliness of the further searching of nontraditional models and methods of decision support, which provide the fulfillment of calculation speed and efficiency requirements applicable to such systems.

Objective. The goal of research is decreasing the damage from the natural emergency by means of improving the quality and timelessness of forecasting the territorial system dynamics in the natural emergency conditions

Method. The concept of territorial system in natural emergency conditions is represented in the form of overlaying static and dynamic topological spaces induced by indiscernibility relation, each of which allows representing geographical and attributive information about nature conditions, value objects demanding protection against natural emergency, as well as about natural emergency dynamics. The model of natural emergency dynamics is based on the discretization of the space by the grid of square cells of equal area and represented in the form of fuzzy dynamic topological space in the set of cells.

Results. The web-oriented decision support system is created on the base of developed concept and model. The experiments have been conducted, which have shown that the proposed natural emergency model can provide reasonable characteristics in terms of accuracy and speed providing that the space is discretized with the size of cell being from 8 m to 18 m.

Conclusions. The concept of territorial system representation in the natural emergency conditions is first developed in the form of overlaying static and dynamic topological spaces. The formal model of the natural emergency dynamics in the form of moving the bounding region of fuzzy-rough set, which has allowed reducing computational complexity and provided adaptation to the conditions of incomplete and inaccurate information is first created. The software for realization of suggested concept and method is developed. The software has allowed performing the practical task of decision support in natural emergency conditions.

Keywords: territorial system, indiscernibility relation, topological space, equivalence class, geotaxon, natural emergency.

REFERENCES

1. Grab M. V. Modeli, metody i algoritmy rasprostraneniya lesnyh pozharov: Diss. kand. tehn. nauk: 01.05.02. Har'kov, HNURJe, 2004, 230 p.
2. Martinez J., Vega-Garcia C., Chuvieco E. Human-caused wildfire risk rating for prevention planning in Spain, *Journal of Environmental Management*, 2009, No. 90, pp. 1241–1252.
3. Atkinson D., Chladil M., Janssen V. et al. Implementation of quantitative bushfire risk analysis in a GIS environment, *International Journal of Wildland Fire*, 2010, No. 19, pp. 649–658.
4. Chuvieco E. et al. Development of a framework for fire risk assessment using remote sensing and geographic information system technologies, *Ecological Modelling*, 2010, No. 221, pp. 46–58.
5. Preisler H. K., Brillinger D. R., Burgan R. E. et al. Probability based models for estimating wildfire risk, *International Journal of Wildland Fire*, 2004, No. 13, pp. 133–142.
6. Genton M. G., Butry D. T., Prestemon M. L. et al. Spatiotemporal analysis of wildfire ignitions in the St Johns River Water Management District, Florida, *International Journal of Wildland Fire*, 2006, No. 15, pp. 87–97.
7. Baranovskiy N., Zharikova M. A web-oriented geoinformation system for forest fire danger prediction in typical forests of the Ukraine, *Thematic cartography for the society. Lecture notes in geoinformation and cartography*, Springer, 2014, pp. 13–22
8. Zharikova M., Sherstjuk V. Threat assessment method for intelligent disaster decision support system, *Advances in Int. Systems and Computing*. Springer, 2016, Vol. 512, pp. 81–99.
9. Zharikova M. V., Sherstjuk V. G. Razrabotka modeli chrezvychnoy situacii prirodnoho haraktera v sisteme podderzhki prinjatija reshenij, *Vostochno-evropejskij zhurnal peredovyh tehnologij*, 2015, No. 1/4(73), pp. 62–74.
10. Ghisu T., Arca B., Pellizzaro G. et al. An improved cellular automata for wildfire spread, *Procedia Computer Science: ICCS 2015 International Conference On Computational Science*, Reykjavik, Iceland, 1–3 June 2015 : proceedings. Elsevier, Volume 51, 2015, pp. 2287–2296.
11. Anderson D. H., Catchpole E., De Meste N. J. et al. Modeling the spread of grass fires, *The J. Of the Australian Mathematical Society Series B Applied Mathematics*, 1082, No. 23(4), pp. 451–466.
12. Finney M. A. Fire area simulator-model development and evaluation: technical report : RMRS-RP-4. USDA, UT, Ogden, 2004, 50 p.
13. Ghisu T., Arca B., Pellizzaro G. et al. A level-set algorithm for simulating wildfire spread, *CMES Computer Modeling in Engineering & Sciences*, 2014, No. 102(1), pp. 83–102.
14. Trufino G. A., Ambrosio D. D., Rongo R. et al. A new algorithm for simulating wildfire through cellular automata, *ACM Transactions on Modeling and Computer Simulation*, 2011, No. 22(1), pp. 1–26.
15. Zharikova M., Sherstjuk V., Baranovskiy N. The plausible wildfire model in geoinformation decision support system for wildfire response, *Water resources, Forest, marine and ocean ecosystems: 15th international conference SGEM, 18–24 June 2015: proceedings*. Albena, Bulgaria, 2015, pp. 575–583. DOI: 10.5593/sgem2015B32,
16. Zharikova M., Sherstjuk V. Development of the model of natural emergencies in decision support system, *Eastern European Journal of Enterprise Technologies*, 2015, Vol 1, No. 4(73), pp. 62–69.
17. Slowinski R. Salvatore G., Benedetto M. Rough set and rule-based multicriteria decision aiding, *Pesquisa operacional*, 2012, Vol. 32(2), pp. 213–269.
18. Pawlak Z. Rough Sets, Jerzy W., Slowinski R. et al., *Comm. of ACM*, 1995, Vol. 38, No. 11, pp. 88–95.
19. Pawlak Z. Vagueness – a Rough Set View, *Structures in Logic and Computer Science*, 1997, pp. 106–117.
20. Abd El-Monsef M. E., El-Cayar M. A., Aqeel R. M. On relationships between revised rough fuzzy approximation operators and fuzzy topological spaces, *International Journal of Granular Computing, Rough Sets and Intelligent Systems*, 2014, Volume 3, No. 4, pp. 257–269.

¹Канд. техн. наук, доцент, доцент кафедри кібернетики і прикладної математики Ужгородського національного університету, Ужгород, Україна

²Канд. техн. наук, доцент кафедри програмного забезпечення систем Ужгородського національного університету, Ужгород, Україна

³Канд. екон. наук, доцент кафедри кібернетики і прикладної математики Ужгородського національного університету, Ужгород, Україна

МОДЕЛЬ ІНФОРМАЦІЙНОЇ ТЕХНОЛОГІЇ ОЦІНЮВАННЯ РИЗИКУ ФІНАНСУВАННЯ ПРОЄКТІВ РІЗНОГО ПОХОДЖЕННЯ

Актуальність. Проведено дослідження актуальної задачі розроблення математичної моделі інформаційної технології оцінювання ризику проєктів відносно рівня безпеки їх фінансування, з використанням нечіткої математики, для різних інвестиційних суб'єктів. Розробка такої технології дасть можливість адекватно підійти до розгляду проєктів, підвищити ступінь обґрунтованості прийняття рішень щодо інвестування і основне підвищити економічну та управлінську безпеку.

Метою даної роботи є розроблення нечіткої математичної моделі інформаційної технології для оцінювання ризику комерційних проєктів відносно рівня безпеки їх фінансування.

Методи. Розроблено дворівневу нечітку математичну модель отримання агрегованої оцінки ризику проєкту для об'єднання думок експертів за групами критеріїв у остаточну оцінку та ступінь ризику проєкту. Сформовано множину критеріїв для оцінювання ризику проєктів різного походження, які розбито на групи. Сформульовано правила належності результуючої терм-оцінки за групами критеріїв ризику для побудови її бази знань. Представлено модель оцінювання ризику відносно рівня безпеки фінансування проєкту, що використовує системний підхід на основі: нечітких моделей оцінювання проєкту в залежності від його походження; нечіткої моделі оцінювання галузі економіки в якій буде реалізований комерційний проєкт та агрегованої оцінки ризику проєкту.

Результат. Отриманим результатом дослідження є модель оцінювання ризику комерційних проєктів відносно рівня безпеки їх фінансування, виходом якої є лінгвістична оцінка по розглядуваному проєкту. Рациональність такої оцінки доводять переваги розробленої моделі.

Висновки. У роботі розв'язано науково-прикладне завдання розроблення математичної моделі інформаційної технології для оцінювання ризику комерційних проєктів відносно рівня безпеки їх фінансування. Розроблено модель оцінювання проєктів різного походження за умов нечітких експертних оцінок на основі апарату нечітких множин і нечіткої логіки.

Практичне значення одержаних результатів, а саме розробленої моделі оцінювання ризику відносно рівня безпеки фінансування проєкту, може бути втілена у роботу інвестиційних і венчурних фондів. Розроблена модель буде корисним інструментом при підвищенні рівня безпеки та обґрунтованості прийняття рішень інвестиційними суб'єктами, які бажають фінансувати комерційні проєкти різного походження.

Ключові слова: проєкти, ризики, лінгвістичні оцінки, група критеріїв, безпека фінансування, венчурні фонди.

НОМЕНКЛАТУРА

I – номер показника критерію ризику групи;

K^F – група критеріїв «фінансові ризики»;

K_1^F – ризик неефективного використання капіталу;

K_2^F – ризик збитковості;

K_3^F – ризик втрати інвестора;

K_4^F – ризик втрати платоспроможності;

K_5^F – ризик неоптимальної ціни капіталу;

K^I – група критеріїв «інвестиційні ризики»;

K_1^I – ризик неефективності інвестицій;

K_2^I – ризик недосягнення цілей по віддачі на інвестований капітал;

K_3^I – ризик зриву термінів створення виробничих фондів;

K_4^I – ризик перевищення обсягу стартових інвестицій;

K_5^I – ризик браку інвестиційного капіталу;

K^O – група критеріїв «операційні ризики»;

K_1^O – ризик втрати клієнтської бази;

K_2^O – ризик втрати постачальника;

K_3^O – ризик втрати ринкової долі;

K_4^O – ризик зниження рівня управління;

K_5^O – ризик виробничого конфлікту і неефективної мотивації;

K_6^O – ризик зниження якості процесів;

K_7^O – ризик зниження продуктивності праці;

K_8^O – ризик незабезпеченості ресурсами;

K_9^O – ризики персоналу;

K^S – група критеріїв «ризики інноваційної діяльності»;

K_1^S – ризик неефективних інноваційних інвестицій;

K_2^S – ризик неефективного просування інновацій;

K_3^S – ризики зриву термінів розробки інновацій;

K_4^S – ризики порушення технологій інновацій;

K_5^S – ризики ресурсної недостатності при проєктуванні інновацій;

K_i^α – i -тий показник критерію ризику групи α ;

l – кількість проектів;
 L – терм-множина рівнів ризику;
 L^α – результуюча терм-оцінка груп критеріїв ризику;
 L_i^α – змінна з терм-множини L для i -го показника групи α ;
 m – кількість критеріїв;
 $M(S)$ – вихідна оцінка;
 n – кількість тих лінгвістичних змінних, що співпадають з результуючою терм-оцінкою;
 O – оператор, що ставить у відповідність вихідну змінну SI ;
 O_G – оцінка галузі економіки в якій буде реалізований комерційний проект;
 O_R – агрегована оцінка ризику реалізації проекту;
 O_S – оцінка розглядуваного проекту в залежності від його походження;
 p_δ – ваговий коефіцієнт;
 R – вихідне лінгвістичне трактування агрегованої оцінки ризику за групами критеріїв;
 r_1 – незначний ступінь ризику проекту;
 r_2 – низький ступінь ризику проекту;
 r_3 – середній ступінь ризику проекту;
 r_4 – високий ступінь ризику проекту;
 r_5 – граничний ступінь ризику проекту;
 S – комерційний проект;
 SI – вихідна оцінка та лінгвістичне трактування ризику відносно безпеки фінансування;
 SI_1 – дуже низький рівень безпеки фінансування проекту;
 SI_2 – низький рівень безпеки фінансування проекту;
 SI_3 – середній рівень безпеки фінансування проекту;
 SI_4 – рівень безпеки фінансування проекту вище середнього;
 SI_5 – високий рівень безпеки фінансування проекту;
 V – оператор, що ставить у відповідність вихідну змінну R ;
 $x(L^\alpha)$ – значення функції, що дорівнює числовій інтерпретації результуючим терм-оцінкам;
 z^α – оцінка ризику проекту за кожною групою критеріїв;
 α – одна із груп критеріїв ризику;
 α_δ – нормований ваговий коефіцієнт;
 δ – множина значень для проекту, галузі і ризику проекту;
 $\mu(L)$ – достовірність експертних міркувань;
 $\mu(L^\alpha)$ – агрегована оцінка достовірності міркувань експерта;
 $\mu(L_i^\alpha)$ – достовірність міркувань експерта щодо присвоєння значення змінній L_i^α ;
 B – терм-оцінка високий рівень ризику;
 BC – терм-оцінка рівень ризику вище середнього;
 H – терм-оцінка низький рівень ризику;
 HC – терм-оцінка рівень ризику нижче середнього;
 $ОПР$ – особа, що приймає рішення;
 C – терм-оцінка середній рівень ризику.

ВСТУП

Фінансування проектів будь-якої природи (стартап проекту чи класичного інвестиційного) – це ризикова діяльність. В залежності від походження проекту існують різні варіанти його фінансування, наприклад: бізнес ангели, венчурні та інвестиційні фонди, банки. Кожна із даних установ має власну політику керування ризиками. Але всіх їх об'єднує одне: знайти і профінансувати успішний проект при мінімальних ризиках.

З ризиком тісно пов'язується поняття економічної безпеки проекту, причому як безпека суб'єкта, що представляє проект, так і безпека інвестора. Безпека суб'єкта полягає у тому, що ризиковий і неуспішний проект призведе до збитків підприємства. Безпека інвестора прямо залежить від адекватної оцінки проекту і суб'єкта, що представляє проект. Підвищення безпеки інвестиційних проектів забезпечує стійкість регіональної економіки [1].

Актуальність роботи полягає у розробленні математичної моделі інформаційної технології оцінювання ризику проектів відносно рівня безпеки їх фінансування, з використанням нечіткої математики, для різних інвестиційних суб'єктів (інвестиційні фонди, венчурні фонди, бізнес-ангели, банківські установи та ін.). Розробка такої технології дасть можливість адекватно підійти до розгляду проектів, підвищити ступінь обґрунтованості прийняття рішень щодо інвестування і основне підвищити економічну та управлінську безпеку.

Метою даної роботи є розроблення нечіткої математичної моделі інформаційної технології для оцінювання ризику комерційних проектів відносно рівня безпеки їх фінансування.

1 ПОСТАНОВКА ЗАДАЧ

Для досягнення мети наукового дослідження необхідно вирішити такі завдання:

- сформулювати множину критеріїв для оцінювання проектних ризиків та класифікувати їх по групам;
- сформулювати правила належності результуючої терм-оцінки за групами критеріїв ризику для побудови бази знань;
- на основі запропонованих критеріїв розробити дво-рівневу нечітку математичну модель отримання агрегованої оцінки ризику проекту;
- розробити модель оцінювання ризику відносно рівня безпеки фінансування проекту, на основі: нечітких моделей оцінювання проекту в залежності від його походження; нечіткої моделі оцінювання галузі економіки в якій буде реалізований комерційний проект та агрегованої оцінки ризику проекту.

В залежності від походження комерційні проекти будемо розглядати двох видів: класичні – інвестиційні проекти під які чітко сформульований бізнес-план, виникають у працюючій на ринку компанії і потребують часткового залучення коштів ззовні; стартап проекти – «ідея», що виникає у компаніях бізнес яких ґрунтується на інноваційних технологіях, такі компанії не вийшли на ринок або щойно почали на нього виходити і мають потребу у залученні зовнішніх ресурсів.

Сформулюємо задачу оцінювання наступним чином. Нехай маємо на вході деякі комерційні проекти

S_1, S_2, \dots, S_l , для яких потрібно оцінити їх ризик відносно рівня безпеки фінансування. Проекти можуть бути різної перспективності, природи та безпеки реалізації. Не зменшуючи загальності, надалі будемо розглядати один комерційний проект. У випадку множини проектів їх можна упорядковувати за отриманими вихідними оцінками. Модель задачі представимо у наступному вигляді:

$$SI = O(O_S, O_G, O_R), \quad (1)$$

де O_S – оцінка розглядуваного проекту в залежності від його походження (класичний інвестиційний проект або стартап проект), O_G – оцінка галузі економіки в якій буде реалізований комерційний проект, O_R – агрегована оцінка ризику реалізації проекту. SI – вихідна оцінка та лінгвістичне трактування ризику відносно рівня безпеки фінансування проекту. O – оператор, що ставить у відповідність вихідну змінну SI , при вхідних оцінках O_S, O_G, O_R .

Для отримання агрегованої оцінки ризику проекту запропонуємо, наприклад [11], наступну множину критеріїв оцінювання ризику та спробуємо класифікувати їх за чотирма групами критеріїв: K^O – «операційні ризики»; K^I – «інвестиційні ризики»; K^F – «фінансові ризики»; K^S – «ризики інноваційної діяльності». ОПР по кожній групі критеріїв ризику вибирає ті критерії, за якими може оцінити розглядуваний проект. Представимо кожну групу критеріїв у вигляді множини показників. Тоді

$$K^O = \{K_1^O, K_2^O, \dots, K_9^O\}, \quad K^I = \{K_1^I, K_2^I, \dots, K_5^I\},$$

$$K^F = \{K_1^F, K_2^F, \dots, K_5^F\}, \quad K^S = \{K_1^S, K_2^S, \dots, K_5^S\}.$$

Дана множина критеріїв ризику не може розкрити всі аспекти для будь-якого проекту (інвестиційного або стартапу) різних галузей реалізації, тому вона є відкритою і до неї ОПР може додати ті чи інші критерії в залежності від сфери інвестування.

Кожен критерій ризику оцінюється експертно за допомогою одного із термів наступної терм-множини лінгвістичних змінних $L = \{H; HC; C; BC; B\}$. Також, кожній оцінці рівня ризику експерт ставить число «достовірності» $\mu(L)$ своїх міркувань з інтервалу $[0; 1]$. Тоді, вхідні дані для оцінювання ризику проектів різного походження можемо представити у вигляді таблиць за групами критеріїв ризику наступним чином (табл. 1).

Вхідні дані подані у вигляді лінгвістичних змінних та значень достовірності міркувань експерта. Тому, на першому рівні необхідно побудувати правила належності та базу знань, щоб отримати результуючу терм-оцінку L^α

Таблиця 1 – Вхідні дані за групами критеріїв ризику

Критерій групи	Лінгвістична змінна	Достовірність міркувань експерта
K_1^α	L_1^α	$\mu(L_1^\alpha)$
K_2^α	L_2^α	$\mu(L_2^\alpha)$
...
K_m^α	L_m^α	$\mu(L_m^\alpha)$

Де $\alpha = \{O; I; F; S\}$ – одна із груп критеріїв ризику.

для кожної групи критеріїв ризику. На основі отриманої результуючої терм-оцінки L^α визначити агреговану оцінку достовірності $\mu(L^\alpha)$. На другому рівні отримані оцінки L^α та $\mu(L^\alpha)$ спробуємо на «всіх ризиках» для визначення однієї оцінки ризику проекту за кожною групою критеріїв α .

2 ОГЛЯД ЛІТЕРАТУРИ

Останні наукові дослідження свідчать про необхідність систематизації засобів мінімізації ризиків і розробки алгоритму вибору моделі оцінювання проектів різного походження. Питання кількісної оцінки ризику та ризик-менеджменту під час інвестування розкрито у багатьох працях [2–4], але досі ще не вироблено цілісної концепції визначення рівня ризику, його зниження та врахування при цьому суб'єктивних аспектів оцінювання. Наприклад, запропоновані статистичні методи [5–6] ґрунтуються на дослідженні статистики збитків у діяльності суб'єктів господарювання, визначенні конкретного рівня збитків та їх частоти виникнення, прогнозуванні ймовірності збитків. Основою статистичних методів є розрахунок коефіцієнта варіації, середньоквадратичного відхилення та дисперсії. Статистичні методи дозволяють отримати тільки кількісну оцінку ризику на множині дискретних оцінок, що не завжди є об'єктивним.

Існує достатньо систем класифікацій ризиків і різних факторів, що на них впливають. Дані системи класифікуються стосовно підмножини ризиків відносно сфери їх фінансування [7–8]. Але при створенні такої класифікації, в більшості, відбувається заміна об'єктивної системи ризиків на суб'єктивну, для спрощення побудови моделі та їх практичного вивчення і аналізу.

Опубліковано ряд робіт, що пропонують оцінювати ризики проектів, використовуючи формулу чистої приведенної вартості проекту [9–10]. Частина з них навіть використовують нечіткі множини і будують функції належності, розглядаючи різні терміни окупності проектів, але забувають про системний підхід таких оцінювань.

Звідси випливає, що застосування апарату нечітких множин, нечіткої логіки і системного підходу до оцінювання ризику фінансування проектів різного походження є нерозкритим достатнім чином. Апарат нечітких множин вимагає від ОПР зіставлення не точкових ймовірнісних оцінок, а на інтервалі, що показує коридор значень прогнозних параметрів. Зручність таких методів проявляється у підвищенні ступеня обґрунтованості рішень, оскільки тут враховуються всі можливі сценарії розвитку, зображаючи неперервний спектр, на відміну, наприклад, від метода Гурвіца, що розраховується на дискретній множині сценаріїв.

3 МАТЕРІАЛИ ТА МЕТОДИ

Опишемо дворівневу математичну модель оцінювання ризиків проектів, що базується на вхідних лінгвістичних змінних.

Розглянемо перший рівень – побудова правил належності результуючої терм-оцінки за групами критеріїв ризику.

Щоб отримати результуючу терм-оцінку «H» проект повинен задовольняти наступним вимогам. Мінімальна

кількість критеріїв із термом «низьким рівнем ризику» повинна становити не менше 60%, а решту 40% критеріїв повинні мати терми на рівні не нижче «рівня ризику нижче середнього».

Щоб отримати результуючу терм-оцінку «HC» проєкт повинен мати мінімальну кількість критеріїв із термом «рівень ризику нижче середнього» не менше 60%, а решту 40% критеріїв повинні мати терми на рівні не нижче «середній рівень ризику».

Щоб отримати результуючу терм-оцінку «C» проєкт повинен мати мінімальну кількість критеріїв із термом «середній рівень ризику» не менше 60%, а решту 40% критеріїв повинні мати терми на рівні не нижче «рівень ризику вище середнього».

Щоб отримати результуючу терм-оцінку «BC» проєкт повинен мати мінімальну кількість критеріїв із термом «рівень ризику вище середнього» не менше 60%, а решту 40% критеріїв можуть мати «високий рівень ризику».

Результуючу терм-оцінку «B» проєкт отримає у тому випадку, якщо кількість критеріїв із термом «високий рівень ризику» буде становити 60% або більше.

На основі побудованих правил належності результуючої терм-оцінки за групами критеріїв ризику, можемо навести фрагмент бази знань, наприклад, за п'ятьма критеріями (табл. 2).

Оскільки експерт ставить кожній змінній L_i^α достовірність своїх міркувань – $\mu(L_i^\alpha)$ з інтервалу $[0; 1]$, тоді лінгвістичні змінні можна представити, наприклад у вигляді трикутних функцій належності (рис. 1).

У такому випадку це означає, що кожна лінгвістична змінна L може бути замінена на сусідню L^* із достовірністю $\mu(L^*) = 1 - \mu(L)$. Наприклад, якщо критерій K_2^S отримав рівень ризику $L_2^S = HC$ з достовірністю $\mu(L_2^S) = 0,7$, тоді це еквівалентно $L_2^S = H$ з достовірністю $\mu(L_2^S) = 0,3$, або $L_2^S = C$ з $\mu(L_2^S) = 0,3$. Таким чином, це дає можливість наведеними правилами належності результуючої терм-оцінки вичерпати всі можливі варіанти оцінки ризику експертом.

Таблиця 2 – Фрагмент бази знань

№	K_1^α	K_2^α	K_3^α	K_4^α	K_5^α	Результуюча терм-оцінка
1	H	H	H	HC	HC	H
2	H	H	HC	HC	HC	
3	HC	HC	HC	C	C	
4	HC	HC	HC	H	C	
5	C	C	C	HC	HC	C
6	C	C	C	BC	BC	
7	C	C	C	HC	BC	
8	C	C	C	H	HC	
9	BC	BC	BC	C	C	BC
10	BC	BC	BC	C	B	
11	BC	BC	BC	B	B	
12	BC	BC	BC	HC	C	
13	B	B	B	BC	BC	B
14	B	B	B	BC	C	

Агреговану оцінку достовірності $\mu(L^\alpha)$, $\alpha = \{O; I; F; S\}$ обчислимо за наступною формулою:

$$\mu(L^\alpha) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^m \mu(L_i^\alpha), \quad \alpha = \{O; I; F; S\}, \quad (2)$$

де $\mu(L_i^\alpha)$ – оцінка достовірностей тих лінгвістичних змінних, що співпадають з результуючою терм-оцінкою для i -го критерію по α групі критеріїв ризику.

Таким чином, на першому рівні отримаємо результуючу терм-оцінку, на основі правил належності, для кожної групи критеріїв ризику розглядуваного проєкту та агреговану оцінку її достовірності (2). Отримані дані, по першому рівню, представимо у вигляді табл. 3.

На другому рівні, отримані дані за групами критеріїв ризику спроектуюмо на «всіх ризику» для визначення узагальненої оцінки ризику проєкту за кожною групою критеріїв α та одержання агрегованої оцінки ризику, а також її лінгвістичне трактування.

Далі розглянемо наступну математичну модель:

$$R = V(x(L^\alpha); \mu(L^\alpha); z^\alpha; O_R). \quad (3)$$

Оскільки, результуюча терм-оцінка L^α має зміст рівня ризику, тоді її терми можемо адекватно визначити на відсотковій шкалі (0–100%), кожному з яких задається значення з проміжку $[a; b]$. Наприклад, «H» – $[0; 20]$, «HC» – $[20; 40]$, «C» – $[40; 60]$, «BC» – $[60; 80]$, «B» – $[80; 100]$. Тобто, наприклад, ризик у 90% трактується як «високий рівень ризику».

Залежність результуючої терм-оцінки L^α та її достовірності $\mu(L^\alpha)$ будемо розглядати у вигляді s -подібної функції належності. Так-як значення функції належності

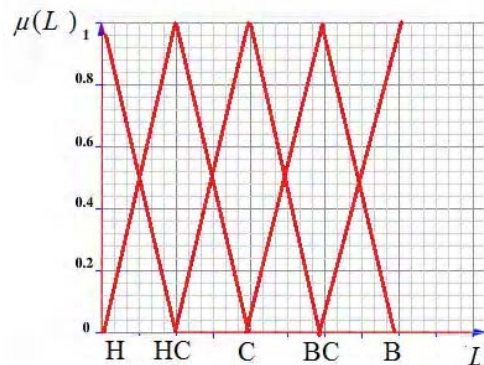


Рисунок 1 – Трикутні функції належності лінгвістичних змінних, L – лінгвістичні змінні, $\mu(L)$ – достовірність міркувань експерта

Таблиця 3 – Дані за групами критеріїв ризику

Група критеріїв	Результуюча терм-оцінка	Агрегована оцінка достовірності міркувань експерта
K^O	L^O	$\mu(L^O)$
K^I	L^I	$\mu(L^I)$
K^F	L^F	$\mu(L^F)$
K^S	L^S	$\mu(L^S)$

відомі (агрегована оцінка ризику) та відомі інтервали числових значень для L , тоді для кожної групи критеріїв α , виразимо x^α із загальної формули s -подібної функції належності:

$$x^\alpha = \begin{cases} \sqrt{\frac{\mu(L^\alpha)}{2}}(b-a) + a, & 0 \leq \mu(L^\alpha) \leq 0,5; \\ b - \sqrt{\frac{1-\mu(L^\alpha)}{2}}(b-a), & 0,5 < \mu(L^\alpha) \leq 1. \end{cases} \quad (4)$$

Для отримання узагальненої оцінки ризику проекту для груп критеріїв α , скористаємося наступною формулою:

$$z^\alpha = \frac{x^\alpha}{100}. \quad (5)$$

Оцінка z^α проектується на «вісь ризику» z і є нормованою. Вона представляє собою для кожної групи критеріїв α агреговану оцінку ризику розгляданого проекту відносно результуючої терм-оцінки і її достовірності.

Вектор $(x(L^\alpha); \mu(L^\alpha); z^\alpha)$ інтерпретуємо на тривимірній системі координат, де $x = x(L^\alpha)$, $y = \mu(L^\alpha)$, а вісь $z = z^\alpha$ – «вісь ризику», рис. 2.

Далі обчислимо агреговану оцінку ризику по всіх групах критеріїв α :

$$O_R = \frac{1}{4} \sum_{\alpha} (1 - z^\alpha). \quad (6)$$

Отримана оцінка O_R нормована та лінгвістичне трактування агрегованої оцінки ризику $R = \{r_1, r_2, r_3, r_4, r_5\}$ визначимо наступною шкалою: $O_R \in (0,87; 1] - r_1$; $O_R \in (0,67; 0,87] - r_2$; $O_R \in (0,36; 0,67] - r_3$; $O_R \in (0,21; 0,36] - r_4$; $O_R \in [0; 0,21] - r_5$.

Побудована таким чином дворівнева нечітка математична модель, отримання агрегованої оцінки ризику проекту, використовує міркування експерта щодо оцінок за різними критеріями ризику, достовірності його міркувань та на основі цього відбувається агрегування думок за групами критеріїв у остаточну оцінку.

Розглянемо методи отримання оцінки проекту O_S в залежності від його походження.

Перший випадок, коли для оцінювання ризику безпеки фінансування подається класичний-інвестиційний проект працюючою на ринку компанією. В цьому випадку для отримання оцінки O_S використовуємо розроблений метод оцінки та вибору інвестиційних проектів [12]. Даний метод враховує фактори невизначеності у прийнятті рішень, базується на ієрархічній структурі та зважає на побажання інвестора на заключному етапі.

Другий випадок, коли проект виникає у компаніях бізнес яких ґрунтується на інноваційних технологіях, що не вийшли на ринок або щойно почали на нього виходити і мають потребу у залученні зовнішніх ресурсів. До таких проектів відносимо стартап проекти. Тоді для отримання оцінки O_S використовуємо модель оцінювання

стартапів в умовах інформаційної невизначеності [13]. Розроблена модель зменшує суб'єктивізм експертних оцінок, показує місце стартапу серед інших, дозволяє встановити рівень успішності та враховує побажання ОПР.

Оцінку галузі економіки в якій буде реалізований комерційний проект – O_G , можемо отримати розробленим методом ранжування альтернативних варіантів довільної природи [14]. Запропонований метод дозволяє адекватно розв'язати таку складну задачу, як оцінювання перспективності функціонування галузі економіки для можливості капіталовкладень. Він працює з даними різної природи, а на виході отримуємо нормовані оцінки альтернатив.

4 ЕКСПЕРИМЕНТИ

Виконаємо експериментальне дослідження розробленої моделі. Для прикладу, розглянемо наступну задачу. Необхідно побудувати вихідну оцінку SI та лінгвістичне трактування ризику відносно рівня безпеки фінансування проекту. На цьому етапі ми маємо оцінку проекту в залежності від його походження – O_S , оцінку галузі економіки в якій буде реалізований комерційний проект – O_G , агреговану оцінку ризику реалізації проекту – O_R .

Нехай ОПР по кожній оцінці може задати вагові коефіцієнти $\{p_S, p_G, p_R\}$ з деякого інтервалу. Тоді визначимо нормовані вагові коефіцієнти відповідно:

$$\alpha_\delta = \frac{p_\delta}{\sum_{\delta} p_\delta}, \quad \delta = \{S, G, R\}, \quad \sum_{\delta} p_\delta = 1. \quad (7)$$

Оскільки всі отримані оцінки є нормовані з інтервалу $[0; 1]$, тоді для отримання остаточної оцінки визначення рівня безпеки фінансування проекту використаємо наступний підхід. В залежності від психологічного сприйняття ситуації ОПР може вибрати одну із згорток [15]:

$$M_1(S) = \frac{1}{\sum_{\delta} \alpha_\delta O_\delta} \quad \text{– песимістична}; \quad (8)$$

$$M_2(S) = \prod_{\delta} (O_\delta)^{\alpha_\delta} \quad \text{– обережна}; \quad (9)$$

$$M_3(S) = \sum_{\delta} \alpha_\delta O_\delta \quad \text{– середня}; \quad (10)$$

$$M_4(S) = \sqrt{\sum_{\delta} \alpha_\delta (O_\delta)^2} \quad \text{– оптимістична}. \quad (11)$$

Таким чином, отримаємо вихідну оцінку $M(S)$ з інтервалу $[0; 1]$. Для лінгвістичного трактування ризику отримаємо значення по формулам (8)–(11) зіставимо до одної з терм-множин $SI = \{SI_1, SI_2, SI_3, SI_4, SI_5\}$. Шкалу оцінок можемо визначити наступним чином: $M(S) \in (0,77; 1] - SI_5$; $M(S) \in (0,57; 0,77] - SI_4$; $M(S) \in (0,36; 0,57] - SI_3$; $M(S) \in (0,21; 0,36] - SI_2$; $M(S) \in [0; 0,21] - SI_1$.

В залежності від різних періодів реалізації проекту можемо переглядати вихідну оцінку та агреговану оцінку ризику реалізації проекту.

5 РЕЗУЛЬТАТИ

Розроблену математичну модель застосуємо для оцінювання стартапу S – «Багатоцільовий моніторинг розумного будинку» [13]. Даний стартап пройшов експертне опитування і отримав наступну терм-множину вхідних даних (табл. 3).

На першому рівні отримаємо результуючу терм-оцінку та агреговану оцінку її достовірності з (2). Отримані дані, представимо у вигляді табл. 4.

На другому рівні, отримані дані за групами критеріїв ризику спроектуюмо на «вісь ризику» для визначення узагальненої оцінки ризику проекту. Використовуючи формули (4)–(5) одержимо: $z^O = 0,14$; $z^I = 0,34$; $z^F = 0,31$; $z^S = 0,3$. Далі обчислимо агреговану оцінку ризику за (6):

$$O_R = \frac{1}{4}((1-0,14) + (1-0,34) + (1-0,31) + (1-0,3)) = 0,7275.$$

Лінгвістичне трактування агрегованої оцінки ризику $O_R \in (0,67; 0,87]$ – r_2 = «низький ступінь ризику проекту».

Нехай ОПР визначив вагові коефіцієнти наступним чином: для оцінки проекту в залежності від його походження – 10, для оцінки галузі економіки в якій буде реалізований комерційний проект – 6, для агрегованої оцінки ризику реалізації проекту – 8. Визначаємо нормовані вагові коефіцієнти згідно (7) – {0,42; 0,25; 0,33}.

Припустимо, що використовуючи моделі і методи описані в [12–15], отримано наступні значення оцінок: $O_S = 0,4795$ та $O_G = 0,56$. Далі, застосуємо, наприклад, згортку (10) для побудови вихідної оцінки: $M_3(S) = 0,42 \cdot 0,4795 + 0,25 \cdot 0,56 + 0,33 \cdot 0,7275 = 0,58$.

Спроектуювши отримане значення на терм-множину лінгвістичних змінних одержимо, що оцінюваний стар-

Таблиця 4 – Дані за групами критеріїв ризику

Група критеріїв	Результуюча терм-оцінка	Агрегована оцінка достовірності міркувань експерта
K^O	Н	$\mu(L^O) = \frac{1}{6}(0,8 + 0,7 + 0,6 + 0,7 + 0,8 + 0,9) \approx 0,8$
K^I	НС	$\mu(L^I) = \frac{1}{3}(0,7 + 0,8 + 0,9) \approx 0,8$
K^F	НС	$\mu(L^F) = \frac{1}{3}(0,3 + 0,6 + 0,2) \approx 0,6$
K^S	НС	$\mu(L^S) = \frac{1}{3}(0,1 + 0,7 + 0,6) \approx 0,5$

тап відноситься до класу SI_4 – «рівень безпеки фінансування проекту вище середнього».

6 ОБГОВОРЕННЯ

Отриманим результатом дослідження є модель оцінювання ризику комерційних проектів відносно рівня безпеки їх фінансування, виходом якої є лінгвістична оцінка по розглядуваному проекту. Раціональність такої оцінки доводять переваги розробленої моделі. Достовірність отриманих результатів забезпечується коректним використанням апарату нечіткої логіки та нечітких множин, що підтверджується результатами досліджень.

Побудована математична модель інформаційної технології оцінювання ризику проектів відносно рівня безпеки їх фінансування має ряд переваг, а саме: підвищує об'єктивність експертних оцінок у оцінюванні ризиків проекту використовуючи вхідні лінгвістичні змінні та достовірності міркувань експерта щодо їх присвоєння; уможливило змінювати рівні прийняття рішень у базі знань в залежності від ліквідності інвестиційної установи; розроблена база знань не залежить від кількості критеріїв по групах, тому їх можна збільшувати в залежності від походження проекту; об'єднує думки за групами критеріїв у остаточну оцінку та ступінь ризику проекту, на основі побудованої дворівневої нечіткої математичної

Таблиця 3 – Вхідні дані по проекту

Група критеріїв	Критерії	Лінгвістична змінна	Достовірність міркувань експерта	Група критеріїв	Критерії	Лінгвістична змінна	Достовірність міркувань експерта	
Операційні ризику	K_1^O	Н	0,8	Фінансові ризику	K_4^I	НС	0,8	
	K_2^O	Н	0,7		K_5^I	НС	0,9	
	K_3^O	НС	0,9		K_1^F	С	0,7	
	K_4^O	Н	0,6		K_2^F	НС	0,6	
	K_5^O	НС	0,7		K_3^F	С	0,8	
	K_6^O	С	0,5		K_4^F	Н	0,7	
	K_7^O	Н	0,7		K_5^F	Н	0,6	
	K_8^O	Н	0,8		Ризики інноваційної діяльності	K_1^S	Н	0,8
	K_9^O	Н	0,9			K_2^S	Н	0,9
Інвестиційні ризику	K_1^I	НС	0,7	K_3^S		С	0,9	
	K_2^I	Н	0,5	K_4^S		НС	0,7	
	K_3^I	С	0,6	K_5^S		НС	0,6	

моделі; використовує системний підхід у оцінюванні рівня безпеки фінансування проекту на основі оцінки проекту в залежності від його походження, оцінки галузі економіки в якій буде реалізований комерційний проект та агрегованої оцінки ризику реалізації проекту.

До недоліків даного підходу можна віднести використання різних моделей функцій належності, що може призводити до неоднозначності кінцевих результатів.

Подальше дослідження проблематики вбачаємо у апробації розробленої моделі для широкої вибірки проектів різного походження, розробки програмного забезпечення і нарощенням бази критеріїв ризику та порівняння з існуючими моделями.

ВИСНОВКИ

У роботі розв'язано науково-прикладне завдання розроблення математичної моделі інформаційної технології для оцінювання ризику комерційних проектів відносно рівня безпеки їх фінансування. Розроблено модель оцінювання проектів різного походження за умов нечітких експертних оцінок на основі апарату нечітких множин і нечіткої логіки. При цьому отримано такі результати:

- сформовано множину з 24-ма критеріями для оцінювання ризику проектів різного походження, які розбито на чотири групи, що розкривають загальні аспекти оцінювання ризику;

- сформульовано правила належності результуючої терм-оцінки за групами критеріїв ризику для побудови її бази знань, в якій можна змінювати рівні прийняття рішень і вона не залежить від кількості критеріїв по групах;

- удосконалено дворівневу нечітку математичну модель отримання агрегованої оцінки ризику проекту для об'єднання думок експертів за групами критеріїв у остаточну оцінку та ступінь ризику проекту;

- вперше запропоновано модель оцінювання ризику відносно рівня безпеки фінансування проекту, що використовує системний підхід на основі: нечітких моделей оцінювання проекту в залежності від його походження; нечіткої моделі оцінювання галузі економіки в якій буде реалізований комерційний проект та агрегованої оцінки ризику проекту.

Практичне значення одержаних результатів, а саме розробленої моделі оцінювання ризику відносно рівня безпеки фінансування проекту, може бути втілена у роботу інвестиційних і венчурних фондів. Розроблена модель буде корисним інструментом при підвищенні рівня безпеки та обґрунтованості прийняття рішень інвестиційними суб'єктами, які бажають фінансувати комерційні проекти різного походження.

ПОДЯКИ

Роботу виконано в рамках держбюджетної науково-дослідної теми Ужгородського національного університету «Розробка математичних моделей і методів для оброблення інформації та інтелектуального аналізу даних» (номер державної реєстрації 0115U004630).

СПИСОК ЛІТЕРАТУРИ

1. Kelemen M. Problems of Protected Interests in the Security Sectors [Text] / M. Kelemen // *Warszaw: Wydawnictwo Wyższej szkoły menedżerskiej w Warszawie im. Prof. Leszka J. Krzyżanowskiego*, 2015. – 114 p. ISBN 978-83-7520-203-8.
2. Вербіцька І. І. Ризик-менеджмент як сучасна система управління ризиками підприємницьких структур / І. І. Вербіцька // *Сталий розвиток економіки*. – 2013. – № 5. – С. 282–291.
3. Kelemen M. Využitie technologickej LVA (vrstvená analýza hlasu) v bezpečnostnej praxi, na prevenciu proti podvodom u poisťovacích a finančných spoločností / M. Kelemen, S. Križovský, Š. Kočan, 1. vyd. – Košice: Vysoká škola bezpečnostného manažérstva v Košiciach, 2012. – 100 p. ISBN 9788089282807.
4. Crouhy M. Risk Management [Text] / M. Crouhy, D. Galai, R. Mark. – New York : McG-H, 2012. – 390 p.
5. Вітлінський В. В. Ризикологія в економіці та підприємстві: монографія [Текст] / В. В. Вітлінський, Г. І. Великоіваненко. – К. : КНЕУ, 2004. – 480 с.
6. Кузьмін О. Є. Управління та зниження рівня ризиків енергозабезпечення підприємств: монографія / О. Є. Кузьмін, Н. Ю. Подольчак, В. Є. Матвійшин ; Нац. ун-т «Львів. політехніка». – Львів : Миські інформаційні системи, 2011. – 235 с.
7. Балабанова Н. В. К вопросу о сущности рисков [Текст] / Н. В. Балабанова, Ю. А. Соколов // *Современные наукоемкие технологии*. – 2005. – № 23. – С. 56–63.
8. Чернов В. Г. Модели поддержки принятия решений в инвестиционной деятельности на основе аппарата нечетких множеств [Текст] / В. Г. Чернов. – М. : Горячая линия – Телеком, 2007. – 312 с. – ISBN 978-5-93517-353-0
9. Онікієнко, С. Облікові методи оцінки інвестиційної привабливості / С. Онікієнко // *Вісник Нацбанку України*. – 2001. – № 7. – С. 49–51.
10. Управление рисками и шансами корпорации [Электронный ресурс]. – Режим доступа: http://www.ifel.ru/docs/RC_AN_ZA.pdf.
11. Абдулаева З. И. Стратегический анализ инновационных рисков / З. И. Абдулаева, А. О. Недосекин. – СПб: Изд-во Политехн. университета, 2013. – 150 с.
12. Malyar M. Choice and evaluation methodics of investment projects / M. Malyar, V. Polishchuk // *Košická bezpečnostná revue*, Košice. – 2013. – №1. – P. 117–126. ISSN 1338-4880.
13. Model of start-ups assessment under conditions of information uncertainty / [M. Malyar, V. Polishchuk, M. Sharkadi, I. Liakh] // *EEJET, Mathematics and cybernetics – applied aspects*. – 2016. – 3/4 (81). – P. 43–49. ISSN 1729-3774. DOI: <http://dx.doi.org/10.15587/1729-4061.2016.71222>.
14. Malyar M. Ranking method of alternative options of inhomogeneous nature / M. Malyar, V. Polishchuk // *Košická bezpečnostná revue*, Košice. – 2016. – № 1. – P. 60–67. ISSN 1338-4880.
15. Мальяр М. М. Моделі і методи багатокритеріального обмежено-раціонального вибору : монографія / М. М. Мальяр. – Ужгород : ПА «АУТДОР-ШАРК», 2016. – 222 с.

Стаття надійшла до редакції 28.11.2016.

Після доробки 09.12.2016.

Маляр Н. Н.¹, Полищук В. В.², Шаркади М. Н.³

¹Канд. техн. наук, доцент, доцент кафедры кибернетики и прикладной математики Ужгородского национального университета, Ужгород, Украина

²Канд. техн. наук, доцент кафедры программного обеспечения систем Ужгородского национального университета, Ужгород, Украина

³Канд. экон. наук, доцент кафедры кибернетики и прикладной математики Ужгородского национального университета, Ужгород, Украина

МОДЕЛЬ ИНФОРМАЦИОННОЙ ТЕХНОЛОГИИ ОЦЕНКИ РИСКА ФИНАНСИРОВАНИЕ ПРОЕКТОВ

Актуальность. Проведено исследование актуальной задачи разработки математической модели информационной технологии оценки риска проектов относительно уровня безопасности их финансирования, с использованием нечеткой математики, для различных инвестиционных субъектов. Разработка такой технологии позволит адекватно подойти к рассмотрению проектов, повысить степень обоснованности принятия решений по инвестированию и основное повысить экономическую и управленческую безопасность.

Целью данной работы является разработка нечеткой математической модели информационной технологии для оценки риска коммерческих проектов относительно уровня безопасности их финансирования.

Методы. Разработано двухуровневую нечеткую математическую модель получения агрегированной оценки риска проекта для объединения мнений экспертов по группам критериев в окончательную оценку и степень риска проекта. Сформировано множество критериев для оценки риска проектов различного происхождения, разбиты на группы. Сформулированы правила принадлежности результирующей терм-оценки по группам критериев риска для построения базы знаний. Представленная модель оценки риска относительно уровня безопасности финансирования проекта, использует системный подход на основе: нечетких моделей оценки проекта в зависимости от его происхождения; нечеткой модели оценивания отрасли экономики в которой будет реализован коммерческий проект и агрегированной оценки риска проекта.

Результат. Полученным результатом исследования является модель оценки риска коммерческих проектов относительно уровня безопасности их финансирования, выходом которой является лингвистическая оценка по рассматриваемым проектам. Рациональность такой оценки доказывают преимущества разработанной модели.

Выводы. В работе решено научно-прикладную задачу разработки математической модели информационной технологии для оценки риска коммерческих проектов относительно уровня безопасности их финансирования. Разработана модель оценки проектов различного происхождения в условиях нечетких экспертных оценок на основе аппарата нечетких множеств и нечеткой логики.

Практическое значение полученных результатов, а именно разработанной модели оценки риска относительно уровня безопасности финансирования проекта, может быть воплощена в работу инвестиционных и венчурных фондов. Предложенная модель будет полезным инструментом при повышении уровня безопасности и обоснованности принятия решений инвестиционными субъектами, которые готовы финансировать коммерческие проекты различного происхождения.

Ключевые слова: проекты, риски, лингвистические оценки, информационные технологии, многокритериальность, безопасность финансирования, венчурные фонды.

Malyar N. N.¹, Polishchuk V. V.², Sharkadi M. N.³

¹PhD, Associate professor, Associate Professor of Department of Cybernetics and Applied Mathematics, Uzhgorod National University, Uzhgorod, Ukraine

²PhD, Associate Professor of Department of Software Systems, Uzhgorod National University, Uzhgorod, Ukraine

³PhD, Associate Professor of Department of Cybernetics and Applied Mathematics, Uzhgorod National University, Uzhgorod, Ukraine

MODEL OF INFORMATION TECHNOLOGY PROJECT FINANCING RISK ASSESSMENT

Context. The investigation of the actual problem of information technology mathematical models of risk assessment projects regarding the security of their financing, using fuzzy math to various investment entities is done. Development of this technology will allow adequately review the projects; increase the degree of decisions making validity in case of investments and increase economic security and management.

Objective of this work is to develop a mathematical model of fuzzy information technology risk assessment for commercial projects regarding the security of their financing.

Method. The two-level fuzzy mathematical model to obtain aggregate risk assessment of the project to combine expert opinions in groups criteria in the final assessment and risk project is designed. The set of criteria for risk assessment projects of different origin, which is divided into groups, is formed.

The rules of belonging of the resulting term-evaluation for risk criteria groups for the knowledge base building are formulated. The presented model for risk assessment regarding the security of financing for the project, using a systematic approach based on: fuzzy models of the project evaluation, depending on its origin; fuzzy evaluation model of the industries in which commercial project will be implemented and aggregate risk assessment project valuation.

Result. The resulting study is the result of the risk assessment model commercial projects regarding the security of their financing, the release of which is linguistic assessment on the proposed project. The rationality of this assessment show the advantages of the model.

Conclusions. The paper solved scientific-practical task of development of a mathematical model of information technology for commercial projects risk assessment regarding the security of their financing. The model project evaluation of different origin in conditions of fuzzy expert evaluations based system of fuzzy sets and fuzzy logic.

The practical significance of the results, in particular the developed model for risk assessment regarding the security of funding for the project could be implemented in the work of investment and venture funds. The proposed model is a useful tool for increased safety and validity of investment decision-making entities which wish to finance commercial projects of various origins.

Keywords: projects, risks, linguistic evaluation, information technology, multicriteria, security financing, venture capital funds.

REFERENCES

1. Kelemen M. Problems of Protected Interests in the Security Sectors. Warsaw: *Wyższej szkoły menedżerskiej w Warszawie im. Prof. Leszka J. Krzyżanowskiego*, 2015, P. 114.
2. Verbitska I. I. Ryzyk-menedzhment yak suchasna systema upravlinnya ryzykamy pidpryyemnytskykh struktur, *Stalyy rozvytok ekonomiky*, 2013, No. 5, pp. 282–291.
3. Kelemen M., Krizovsky S., Kocan S. Vyuzitie technologie LVA (vrstvena analiza hlasu) v bezpecnostnej praxi, na prevenciu proti podvodom u poisovacich a financnych spolocnosti. 1. vyd. Kosice: Vysoka skola bezpecnostneho manazerstva v Kosiciach, 2012, 100 p.
4. Crouhy M., Galai D., Mark R. Risk Management. New York, Mc G-H, 2012, 390 p.
5. Vitlinsky V. V., Velykoivanenko H. I. Ryzykolohiya v ekonomitsi ta pidpryyemnytstvi: monohrafiya. Kiev, KNEU, 2004, 480 p.
6. Kuzmin O. YE., Podolchak N. YU., Matviyishyn, V. YE. Upravlinnya ta znyzhennya rivnya ryzykiv enerhozabezpechennya pidpryyemstv: monohrafiya. Lviv, politehnika, Miski informatsiyni systemy, 2011, 235 p.
7. Balabanova N. V., Sokolov YU. A. K voprosu o sushchnosti ryskov, *Sovremennye naukoemkyye tekhnolohyy*, 2005, No. 23, pp. 56–63.
8. Chernov V. H. Modely podderzhky prynyatyya reshenyy v ynvestytsyonnoy deyatel'nosti na osnove aparata nechetykh mnozhestv. Moscow, Horyachaya lynyya, Telekom, 2007, 312 p.
9. Onikiyenko S. Oblikovy metody otsinky investytsiynoyi pryvabyvosti, *Visnyk Natsbanku Ukrayiny*, 2001, No. 7, pp. 49–51.
10. Upravlenye ryskamy y shansamy korporatsyy. *ifel.ru*. Retrieved from http://www.ifel.ru/docs/RC_AN_ZA.pdf.
11. Abdulaeva, Z. Y., Nedosekyn, A.O. Stratehicheskyy analiz ynnovatsyonnykh ryskov. Sankt-Peterburg, Yzd-vo Polytekh. unyversyteta, 2013, 150 p.
12. Malyar M., Polishchuk V. Choice and evaluation methodics of investment projects, *Kosicka bezpecnostna revue*. Kosice, 2013, No. 1, pp. 117–126.
13. Malyar M., Polishchuk V., Sharkadi M., Liakh I. Model of start-ups assessment under conditions of information uncertainty, *EEJET, Mathematics and cybernetics – applied aspects*, 2016, No. 3/4 (81), pp. 43–49. DOI: <http://dx.doi.org/10.15587/1729-4061.2016.71222>
14. Malyar M., Polishchuk V. Ranking method of alternative options of inhomogeneous nature, *Kosicka bezpecnostna revue*, Kosice, 2016, No. 1, pp. 60–67.
15. Malyar M. M. Models and methods for multi-rational choice is limited: Monograph. Uzhgorod: RA «AUTDOR-Sharq», 2016, 222 p.

¹Д-р техн. наук, профессор, профессор кафедры атомных электрических станций Института энергетики и компьютерно-интегрированных систем управления Одесского национального политехнического университета, Одесса, Украина

²Канд. техн. наук, старший преподаватель кафедры атомных электрических станций Института энергетики и компьютерно-интегрированных систем управления Одесского национального политехнического университета, Одесса, Украина

МОДЕЛИ ПРИКЛАДНОЙ ИНФОРМАТИКИ УЧЕТА КИНЕТИКИ КИБЕРНЕТИЧЕСКИХ УГРОЗ В СИСТЕМЕ ФИЗИЧЕСКОЙ ЗАЩИТЫ АЭС

Актуальность. Рассмотрены актуальные подходы к превентивным оценкам и математическому моделированию процессов кибернетических атак и поступления внешних техногенных информационных угроз, которые могут быть направлены на систему физической защиты энергоблоков современных атомных электрических станций.

Цель работы – адаптация известных математических моделей кинетики кибератак для использования в системе информационной безопасности и физической защиты АЭС к современным и прогнозируемым условиям.

Метод. Предложен метод адаптации модельных зависимостей, отражающих кинетику кибератак условиям эксплуатации защищаемых объектов атомной энергетики. Для совершенствования модельных зависимостей предложено модифицировать классическую функцию Ферхюльста и при математическом моделировании кибернетических атак на объекты атомной энергетики использовать соответствующую трансформацию логистической кривой, которая имеет характерную особенность в виде четко выраженного максимума.

Результаты. Предсказано, что модельная зависимость потока внешних по отношению к АЭС кибернетических угроз может характеризоваться чередованием минимумов и максимумов, что указывает на возможность колебательного характера развивающегося процесса. Также выдвинута и обоснована гипотеза о том, что система физической, и в частности, кибернетической, защиты АЭС может характеризоваться временным запаздыванием, что с учетом возможного колебательного характера процесса поступления информационных угроз создает предпосылки для развития колебательной неустойчивости. Результаты, полученные в ходе исследований, носят прикладной характер, могут быть использованы для проведения широкомасштабных экспериментов и прогнозирования параметров направленных на АЭС возможных кибернетических угроз с целью их упреждения и превентивного обеспечения информационной безопасности современных ядерных энерготехнологий.

Выводы. Рекомендуемые к использованию модельные зависимости впервые адаптированы к условиям эксплуатации объектов атомной энергетики, учитывают факторы противодействия угрозам и обстоятельства, связанные со специфическим временным запаздыванием.

Впервые показано, что существует возможность как экстремального, так и колебательного характера зависимости интенсивности кибернетических атак, направленных на систему программно-технических средств информационной безопасности АЭС. Новый подход позволяет предположить реальность развития неустойчивого колебательного процесса в системе «нападение – защита» и дает возможность превентивной оценки соответствующих запасов устойчивости.

Практическая значимость состоит в том, что полученные результаты позволяют реалистично оценивать время наступления ожидаемых изменений текущей зависимости кибератак и использовать эти знания для организационно-технической подготовки средств защиты и заблаговременного упреждения ИТ-угроз.

Ключевые слова: прикладная информатика, информационная безопасность, физическая защита АЭС, математическое моделирование кибернетических атак на объекты атомной энергетики.

НОМЕНКЛАТУРА

ИТ – Information Technology (информационные технологии);

АЭС – Атомная электрическая станция;

K_i – уровень насыщения интенсивности кибератак;

r_i^m – параметр крутизны начального возрастания интенсивности кибератак;

t_0 – начальный момент времени;

t – текущее время;

$x_i(t)$ – интенсивность кибератак;

x_i^0 – начальное значение интенсивности кибератак;

γ – коэффициент пропорциональности, определяемый путем статистической верификации модели.

ВВЕДЕНИЕ

В соответствии с международными рекомендациями [1] и требованиями законодательных актов Украины

[2, 3 и др.] система физической защиты атомных электростанций (АЭС) предусматривает инженерно-технические мероприятия, которые проводятся с целью создания условий, направленных на минимизацию возможности совершения диверсий, краж или каких-либо других неправомерных изъятий радиоактивных материалов, снижения вероятности осуществления иных противоправных действий в отношении объектов атомной энергетики. Ранее считалось, что инженерно-технические сооружения, препятствующие проникновению посторонних лиц на территорию АЭС, являются надежным средством защиты этих объектов. Однако, с расширением применения информационных технологий [4] на объектах атомной энергетики, стало понятно, что к числу угроз для АЭС объективно могут быть отнесены и попытки кибернетических атак [5, 6] – компьютерно-интегрированных покушений на информационную безопасность систем, обеспечивающих нормальные условия

работы штатного оборудования и выполняющих функции управления и защиты.

Исходя из этого, в соответствии с Законом [2], к первоочередным требованиям, предъявляемым к системе физической защиты АЭС, теперь относится, в частности, создание условий для защиты информации с ограниченным доступом [7, 8], поскольку информационная безопасность таких объектов является необходимым условием обеспечения их физической защиты. Такого рода защита сигнальной (компьютерно-интегрированной) информации, как один из аспектов прикладной информатики, становится все более актуальной для атомной энергетики.

Математические модели, используемые в экспертных системах обеспечения информационной безопасности и физической защиты АЭС относятся к важным информационным ресурсам предупреждения нежелательных IT-воздействий (кибернетических атак) и одним из факторов эффективности, надежности и безаварийности атомных электростанций. Анализ кинетики IT-угроз, направленных на АЭС, выявляет необходимость использования постоянно совершенствуемых математических моделей для адекватного обновления соответствующих экспертных систем компьютеризированной защиты атомных электростанций.

Объектом данного исследования является процесс отражения кибернетических атак на АЭС. Предметом исследования являются математические подходы и модели, описывающие кинетику кибератак на объекты атомной энергетики.

Целью работы является адаптация известных математических моделей кинетики кибератак для использования в системе информационной безопасности и физической защиты АЭС к современным и прогнозируемым условиям.

1 ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ

Для достижения цели в работе ставится и решается следующая двудейная задача: во-первых, – проанализировать возможность повышения адекватности моделирования кинетики направленных на АЭС выявленных и (или) блокированных внешних IT-угроз, во-вторых – определить пути совершенствования базовых математических моделей для оценки информационной безопасности АЭС.

Формальная постановка задачи заключается в следующем. Требуется проведение анализа существующих математических зависимостей, используемых в теории и практике аналитического моделирования сигнальных потоков, направленных на системы информационной безопасности охраняемых объектов для описания интенсивности $x_i(t)$ следования событий, каждое из которых в общем случае представляет собой некоторый акт направленного действия, имеющего нежелательный характер или нежелательные последствия и поэтому предусматривающий технически организованное противодействие или предупреждение со стороны системы безопасности. Анализ должен выявить недостатки используемых аналитических зависимостей, не позволяющие адекватно оценивать поток информационно-технологических угроз для таких специфических объектов как атомные электростанции.

По результатам анализа должен быть предложен подход к усовершенствованному аналитическому моделированию и предложена приемлемая математическая зависимость для описания интенсивности кибератак на АЭС, использование которой при моделировании нежелательных актов воздействия в рамках сигнально-информационного процесса позволит адекватно учитывать особенности информационных угроз для объектов атомной энергетики. При постановке задачи как исходное положение принимается, что информация – это какие-либо сведения и (или) данные, которые могут быть сохранены на материальных носителях (в том числе в форме сигналов) либо тем или иным образом отображены в электронном (компьютерно-адаптированном) виде. При решении поставленной задачи необходимо исходить из того, что под доступом к информации понимается возможность получения, обработки и преобразования информации, ее блокирование и (или) нарушение ее целостности. Соответственно, как условие должно быть принято положение, что ограничение доступа к информации может достигаться путем пресечения или предотвращения несанкционированных операций с компьютерными данными, если это имеет место или даже если существует риск (потенциальная опасность) проведения таких кибернетических операций.

В качестве результата исследования должны быть найдены новые возможности дальнейшего усовершенствования известных базовых математических моделей кинетики отражаемых угроз и предложены варианты адаптации известных в области прикладной информатики подходов к оценке информационной безопасности объектов атомной энергетики.

2 ОБЗОР ЛИТЕРАТУРЫ

Обзор опубликованных источников информации, на которые опираются наши исследования, показывает, что моделирование изменений во времени количества кибернетических инцидентов при рассмотрении классических задач информационной безопасности существенным образом зависит от специфики объекта, информационное пространство которого окружается системой защиты [1–9]. Однако, в большинстве случаев, в области прикладной информатики для моделирования кинетики компьютерных угроз типа «программных вирусов» (во многом подобной кинетике размножения биологических вирусов, ферментативной кинетике и фармакокинетике), до недавнего времени – по крайней мере, к началу XXI века – апробированной и приемлемой являлась неспецифическая математическая модель, описывающая процесс изменения $x(t)$ на основе аналитической зависимости Ферхюльста [7]:

$$x_i(t) = \frac{K_i}{1 + \frac{K_i - x_i^0}{x_i^0} e^{-r_i^m(t-t_0)}}, \quad (1)$$

которая, с учетом соответствующих характерных параметров, определяет форму логистической кривой, графически представленной на рис. 1. Такая зависимость свойственна процессам в системе с неразвитой системой

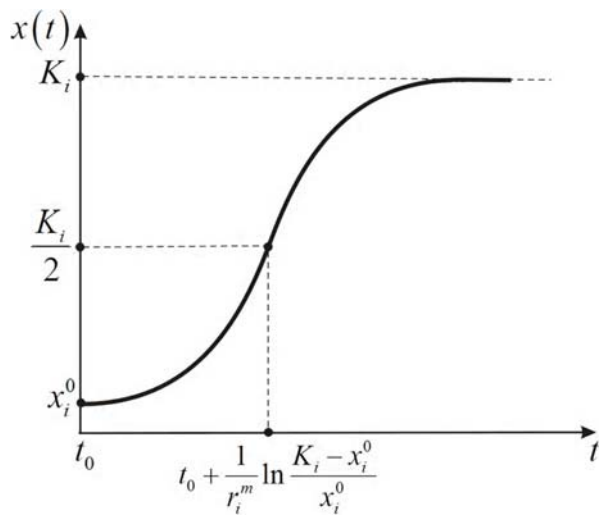


Рисунок 1 – Формообразующие параметры логистической кривой, отражающей кинетику организованных кибернетических атак в неспецифических задачах прикладной информатики для незащищенных объектов

защиты того или иного объекта от возможных внешних угроз и атак, в том числе – кибернетических атак, условия моделирования процесса поступления которых, начиная с первых основополагающих публикаций, подробно рассмотрены в [4].

Известно, что для полуограниченного интервала времени, ориентировочно относящегося к прошлому, на котором $x(t) \leq K_i / 2$, участок графика, приведенный на рис. 1, в общих чертах отвечает экспоненциальной зависимости, характерной для процесса репликации биологических вирусов при отсутствии противодействующих факторов (противовирусных препаратов) или для процесса размножения компьютерных «вирусов» при отсутствии обезвреживающих программных средств (антивирусного программного обеспечения). Соответственно, начальный участок кривой, используемый при моделировании во многих задачах, практически совпадает с графической интерпретацией зависимости Мальтуса-Фибоначчи, ранее применявшейся для прогнозирования роста численности биологических популяций и преднамеренных технических угроз незащищенным компьютерным программным ресурсам на начальном этапе развития кибернетики, как это было показано в [10].

Исходя из работ, опубликованных в последние годы, которые подробно рассмотрены и обобщены в [9], можно заключить, что интенсивность оперативных ограничений и противодействий, реализуемых программно-техническим (программно-компьютерным) комплексом системы физической безопасности АЭС, безусловно должна отвечать интенсивности организованных кибератак $x(t)$, а этого можно добиться лишь учитывая специфику защищаемого объекта и условия его функционирования. Исходя из этого, следует признать, что наиболее значимой в методическом плане, из числа работ, опубликованных в последние годы, представляется парадигма моделирования И. В. Кононович [9], трансцендентно устраняющая недостатки известных ранее подходов и методов благодаря продвижению прогрессивной идеологии пересмотра модели изменения $x(t)$ в новых

специфических условиях формирования системы глобальной кибернетической безопасности.

Можно заключить, что анализ известных разработок в целом показывает, что известные подходы, апробированные в области прикладной информатики по отношению к широкому перечню объектов, ранее пригодные для решения широкого класса задач моделирования процессов возникновения инцидентов нарушения информационной безопасности объектов и успешно применявшиеся прежде в неспецифических задачах, нельзя признать удовлетворительными с учетом специфики эксплуатации АЭС в современных условиях. Исходя из этого положения, должны быть найдены возможности для математического моделирования процесса кибератак на АЭС, которые бы обеспечили учет как специфики защищаемых объектов атомной энергетики, так и изменение условий поступления информационных угроз по сравнению с предшествующим периодом.

3 МАТЕРИАЛЫ И МЕТОДЫ

Для преодоления недостатков известных подходов к моделированию в современных условиях процесса следования кибератак на объекты атомной энергетики используем информационные материалы, относящиеся к промежутку времени после реперной точки с ординатой $K_i / 2$, отмеченной на кривой, приведенной на рис. 2.

Для открытого интервала времени, ориентировочно обращенного в будущее, на котором $x(t) \geq K_i / 2$, соответствующий сегмент графика отвечает зависимости, связанной с актуальным представлением о развитии процесса внешних кибернетических атак на физически (и кибернетически в том числе) защищаемые объекты. Исходя из имеющихся информационных материалов, методически важно обратить внимание на то, что рассматриваемый участок приведенного графика в общих чертах совпадает с графической интерпретацией уравнения ферментативной кинетики Михаэлиса-Ментен для биологических систем, обладающих способностью к внутренним противодействиям внешней активности [11].

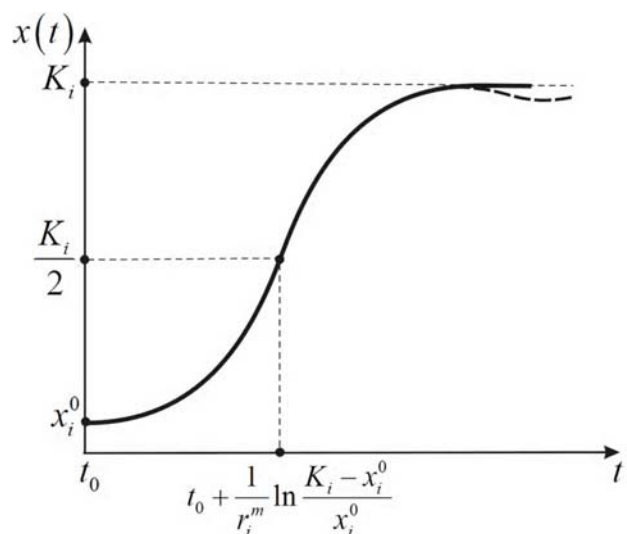


Рисунок 2 – Прогнозируемое изменение формы кривой, отражающей кинетику кибератак для случая объектов с ограниченным противодействием внешним угрозам (отклонение обозначено пунктирной линией)

Применение метода обобщения статистических данных и метода прямого сравнения позволяет обнаружить, что динамика поведения логистической функциональной зависимости (1), сочетано обладающей свойствами зависимости Мальтуса (Фибоначчи-Мальтуса) и зависимости Михаэлиса-Ментен, определяется тремя параметрами: x_i^0 , K_i и r_i^m . Этим параметрам придается соответствующий физический смысл: первый из указанных параметров (x_i^0) определяет начальное значение численности кибератак на i -й (программный) объект защиты x_i при $t = t_0$, второй из указанных параметров указывает на уровень насыщения, к которому стремится $x_i(t)$, иначе – на граничную для данного объекта численность попыток воздействия, а параметр r_i^m задает крутизну начального возрастания рассматриваемой функциональной зависимости.

Формальный подход к обработке имеющегося информационного материала на основе дедуктивной логики позволяют также выяснить математический, а затем и технический смысл величин r_i^m и K_i (важный для понимания организации информационной безопасности конкретного технологического модуля защиты в пределах промплощадки АЭС). В этой связи необходимо отметить, что зависимость удельной скорости прироста информационных атак на защищаемый объект от плотности активно реализуемых программно-технических возможностей защиты объекта, которая имеет вид $r_i(x_i) = r_i^m - \gamma x_i$, является разложением в ряд Тейлора удельной скорости прироста атак на объект по степеням, зависящим от плотности активизации программно-технических возможностей конкретных защитных средств x_i которое представлено членами ряда с нулевой и первой степенью. Компонента этого разложения, которая отвечает нулевой степени ($r_{i_0} = r_i^m$), не зависит от x_i , а компонента, которая отвечает первой степени ($r_{i_1} = -\gamma x_i$) зависит от x_i , причем $r_{i_0} \rightarrow 0$ при $x_i \rightarrow 0$. Поэтому при малой начальной плотности x_{i_0} первичное возрастание возможностей защиты будет почти экспоненциальным с показателем степени r_i^m (как это полагалось в начальный период развития атомной энергетики), так что этот параметр является, по сути, оценкой защитного потенциала объекта, который оснащен средствами противодействия внешним угрозам. Параметр K_i , согласно формальной логике, характеризует емкость потенциала защищаемого объекта, и может быть выражен соответствующей предельной численностью отражаемых атак.

Как показывает проведенный анализ, адекватно (соответственно условиям текущего времени) выбирая величины x_i^0 , K_i и r_i^m , можно более или менее удовлетворительно описывать кинетику изменений программно-аппаратных возможностей кибератак и защиты от них конкретного объекта. Однако описанную зависимость логистического характера следует рассматривать лишь как одну из возможных математических моделей кинетики в системе «злоумышленник – защитник», относя-

щейся к АЭС. На наш взгляд, такая модель может рассматриваться как базовая – она, при решении поставленной задачи верна в первом приближении, но не учитывает некоторые дополнительные (специфические) условия функционирования таких сложных (многокомпонентных и многопараметрических) нестационарных объектов как энергоблоки АЭС, которые характеризуются нелинейной динамикой реагирования на внешние воздействия [12].

Для усовершенствования базовой модели и повышения степени ее адекватности реальным условиям эксплуатации АЭС, на основе информационных материалов, являющихся частью современного уровня техники и используемых нами в данной работе, было проведено предварительное экспериментальное исследование, результаты которого привели к пониманию возможностей разработки усовершенствованной модели.

Установлено, что в первую очередь запаздывание может быть связано с переподготовкой контингента специалистов и обновлением «антивирусного» программного обеспечения, то есть с организационно-техническими обстоятельствами. Анализируя различные математические модели из числа рассмотренных, можно констатировать, что накладываемые при моделировании граничные условия ранее должным образом не учитывали фактор запаздывания в кинетике поступления и отражения угроз информационной безопасности в системе физической защиты АЭС, но для повышения адекватности моделирования должны в полной мере учитываться.

Кроме того, были выполнены опытные аналитические исследования, в которых – как еще один модифицирующий фактор зависимости (1) – рассматривалось временное запаздывание [14] в системе «угроза – противодействие» (или, в техническом аспекте прикладной информатики, «ресурс нападения – ресурс защиты»). Действительно, подразделения физической защиты энергоблоков АЭС, укомплектование специалистами по системному и оперативному управлению и эксплуатации комплекса инженерно-технических средств, происходит заблаговременно до начала монтажа и наладки автоматизированной информационно-управляющей системы, и соответствующий персонал проходит обучение и проверку профессиональной пригодности еще до введения такой системы в эксплуатацию [3]. Такие меры, отвечающие замыслу комплексного обеспечения защиты, являются целесообразными и необходимыми, так как могут исключить злоумышленное использование закладных устройств – то есть скрытно установленных технических средств, которые способны создать угрозу для важной сигнальной информации. Подобные меры позволяют в значительной мере избежать установки также программных закладок – то есть тайно внедренных программ, которые создают угрозу информации, содержащейся в компьютерах. Во многих случаях такой подход позволяет избежать инсталляции «компьютерных вирусов» – программных продуктов, которые могут неконтролируемо размножаться и распространяться, и обладают способностями к нарушению целостности информации, повреждению программного обеспечения

и (или) изменению режима работы вычислительной техники в составе информационно-управляющей системы. Описанные организационные меры неизбежно концептуально предусматривают определенное запаздывание в системе «угроза – противодействие». При этом, и фактор запаздывания, и другие модифицирующие факторы могут учитываться в комплексе для повышения адекватности (достоверности) моделирования.

Указанные обстоятельства приводят, на наш взгляд, к необходимости в задачах прикладной информатики при моделировании процессов кинетики информационных угроз, направленных на АЭС, использовать уравнение Хатчисона – как модификацию ранее использовавшихся моделей. Исходя из изложенного, с учетом времени запаздывания τ числа воздействий $x(t)$ на защищаемый объект, может быть предложено использование такой зависимости:

$$\frac{dx}{dt} = r_i^m \left(1 - \frac{x(t-\tau)}{K_i} \right) x(t). \quad (2)$$

Модель, представленная зависимостью (2), может быть использована при оценке эффективности системы физической защиты объектов атомной энергетики, поскольку она учитывает реальные условия их эксплуатации, связанные с фактором запаздывания технологически важных информационных событий.

Как с научной, так и с практической точки зрения небезынтересно отметить, что колебательный процесс, если он развивается при наличии действия фактора запаздывания защитной реакции на создающее угрозу внешнее воздействие, может, при определенных обстоятельствах, привести к неустойчивому колебательному процессу. Колебательная неустойчивость может сопровождаться запредельно ожидаемым ростом кибератак. Прогнозирование такого риска является при моделировании интенсивности кибератак стратегически важным [15]. Очевидно, что возникновение колебаний возможно лишь после точки перегиба кривой, где вторая производная функциональной зависимости $x(t)$ меняет знак. Поэтому в рамках рассматриваемого моделирования методически необходимой является регулярная проверка изменения знака зависимости:

$$\ddot{x} = r^m \dot{x} - 2\gamma x \dot{x} = \gamma \dot{x} \left(\frac{r^m}{\gamma} - 2x \right) = \gamma \dot{x} (K - 2x). \quad (3)$$

Данное положение учитывалось в ходе экспериментирования, методически дополнившего теоретические разработки.

4 ЭКСПЕРИМЕНТЫ

План проведения экспериментов включал качественный и поэтапный количественный анализ предложенных модельных зависимостей. При этом в ходе экспериментальной проверки теоретических положений использовалась заимствованная нами модификация программы расчетов, разработанная в [9] на основе блок-схемы Simulink для модели Лотки-Вольтерры [13].

С учетом ограниченной фактической базы данных по статистике кибератак на объекты атомной энергетики (поскольку моделирование процесса организованных

угроз относится не к прошедшему времени, а к настоящему и будущему) нами в рамках качественной оценки модельных зависимостей сначала был предпринят пилотный (объектно-ориентированный, на основе ограниченной выборки событий) эксперимент, в котором организованное усиление противодействия информационно защищаемого объекта, как и ожидалось, сопровождалось спадом интенсивности поступления информационных атак. Акты противодействия поступающим атакам формировались в классическом формате «хищник–жертва» на основе процедур, апробированных в области социальной динамики взаимодействия противостоящих объектов, разделенных дистанционно (но не информационно).

На следующем этапе был проведен дополнительный анализ предложенных модельных зависимостей с привлечением пилотных экспериментальных исследований. Этот этап эмпирического анализа был связан с изучением изменений интенсивности $x(t)$ на расширенном (открытом) временном интервале. Сопоставление с известными численными данными, полученными ранее в области нелинейной динамики [9], позволили в ходе экспериментов проверить предположение о возможности переноса закономерностей кинетики отражения угроз в экосистеме «популяция хищников – популяция жертв», описываемых моделью Лотки-Вольтерры в рамках теории борьбы за существование, на технические объекты, исследуемые в данной работе. Этому способствовала формализация, которую обеспечивает подход, основанный на компьютерном (численном) моделировании.

В ходе экспериментирования учитывалось запаздывание, которое может быть связано с «человеческим фактором» и процедурой принятия решений, имеющими отношение к защите информации на АЭС. В ходе экспериментов проверка (знаковая оценка) выражения (3) позволяла установить значения времени для первой точки перегиба $x(t)=K/2$, и подготовиться к возможности упреждения более активного (ускоренного) повышения интенсивности информационных угроз в ожидании последующих точек перегиба модельной кривой [16] или к достижению значениями $x(t)$ экстремального изменения.

5 РЕЗУЛЬТАТЫ

Результаты качественной и количественной экспериментальной проверки показали, что спад интенсивности кибернетических угроз является закономерным. Опытным путем было установлено, что он может быть связан с сокращением «информационного ареала» субъектов, заинтересованных в организации угроз (например, – вследствие изменения и перераспределения сил влияния) и с изменением мотивации «агрессора», что нами учитывалось при моделировании. Результаты исследования показали, что эти обстоятельства имеют прямое отношение к информационному пространству, в котором функционирует атомная энергетика с учетом временных циклов работы энергоблоков АЭС. Характерной особенностью экспериментально полученных результатов, отображенных точками, определяющими кривую, которая показана на рис. 3 (наряду с аналитическими зависимостями, показанными сплошными линиями), является экстремум – максимум интенсивности информационных атак на защищаемый объект.

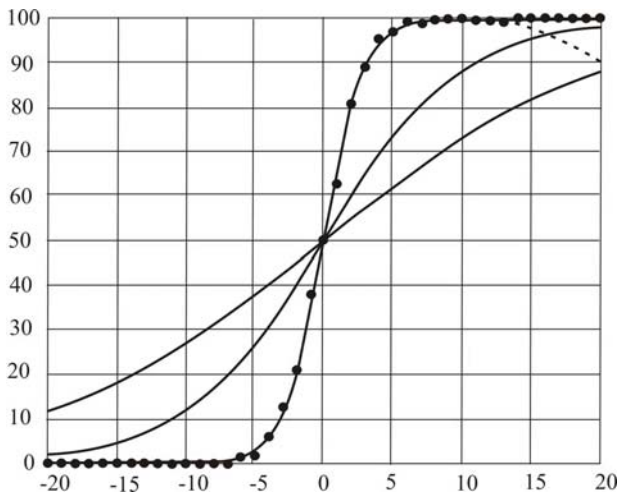


Рисунок 3 – Варіанти функціональних залежностей інтенсивності кібератак на об'єкти атомної енергетики (ось абсцисс – час в роках, ось ординат – частка максимальної інтенсивності в відсотках)

Екстремальний характер модельної залежності, зв'язаний з трансформацією логістичної кривої не тільки враховує реальні умови здійснення угроз, направлених на захищений (протидіючий) об'єкт, але і вказує на те, що існує можливість прогнозувати значення часу (наприклад, на основі тривіальної теореми Ферма про дослідження функції на екстремум), після якого інтенсивність кібератак повинна почати зменшуватися. Це важливо в зв'язі з тим, що можна заздалегідь з'ясувати – коли з'явиться додатковий ресурс часу на удосконалення і оновлення інформаційно-технічних можливостей в системі фізичної захисту об'єкта для протидії зовнішнім загрозам і нарощування ємності захисного потенціалу.

Результати пілотних експериментів і результати наступного порівняльного аналізу, підтвердивши адекватність запропонованого підходу до моделювання, дозволяють виконати перенос отриманих закономірностей на технічну систему в області інформаційної безпеки «ресурс нападения – ресурс захисту» в умовах роботи різних об'єктів атомної енергетики. Результатом експериментів стало також розуміння значимості коливань параметра $x(t)$, для адекватного прогнозування процесу надходження кібератак на АЕС і відповідного протидіючого інформаційним загрозам. Те, що, згідно з результатами експериментів, коливаючий процес може діяти як модифікуючий фактор форми логістичної кривої, що відповідає залежності (1) в прикладних задачах інформатики і в області задач фізичної захисту АЕС, створює передумови для правильної організації інформаційної захисту енергоблоків АЕС на протязі всього часу їх функціонування, з урахуванням продовження терміну служби до 60 років.

6 ОБСУЖДЕНИЕ

В порядку обговорення результатів виконаної роботи, слід зазначити, що аналіз результатів проведених теоретичних і експериментальних досліджень

показує, що запропоновані модельні залежності при аналізі кінетики кібератак і відповідного їх блокування або активного відбиття в системі інформаційної безпеки енергоблоків АЕС представляють найбільш адекватними з числа аналогів, відомих в прикладній інформатиці.

Запропонований підхід, цілеспрямованість якого знайшла підтвердження в ході теоретичних і експериментальних досліджень, дозволяє поширити застосовану математичну ідеологію на область дії інших факторів впливу на інтенсивність кібератак, направлених на АЕС.

Так, як фактори інформаційної безпеки АЕС, особливості впливу яких є менш значимими і вимагають окремих додаткових (точніших) досліджень, відноситься те, що кожен з фігуруючих в модельних залежностях операндів в загальному випадку є нестационарним і залежить від багатьох, залежних від часу показників, специфічних для об'єктів атомної енергетики (строки введення в експлуатацію, строки служби, коефіцієнт використання встановленої потужності, ціннісні показники і т.д.). Це обставина може бути враховано в ході наступних досліджень.

Необхідно також зауважити, що аналіз стійкості коливаючих процесів $x(t)$ і запасів стійкості цих процесів представляє окрему задачу, цікаву як з наукової, так і з практичної точки зору. Ця задача розглядається авторами в інших публікаціях [17, 18] і не є предметом даної роботи, але, на наш погляд, повинна бути згадана в порядку обговорення.

ВЫВОДЫ

Запропоновано рішення наукової проблеми прикладної інформатики, що стосується вибору адекватної модельної залежності для аналізу кінетики кібернетических атак на програмно-технічний комплекс інформаційної безпеки в системі фізичної захисту АЕС. Встановлено можливість підвищення достовірності моделювання. Рекомендоване використання модельних залежностей вперше адаптоване до умов експлуатації об'єктів атомної енергетики, враховують фактори протидії загрозам і обставин, зв'язаних з специфічним часовим запізненням. Визначено нові шляхи удосконалення базових математичних моделей для їх практичного застосування в технологіях забезпечення фізичної захисту АЕС.

Наукова новизна заключається в розвитку і уточненні раніше не прийнятих до уваги положень в області прикладної інформатики, в порядку застосування їх до систем фізичної захисту АЕС, а саме: існує можливість як екстремального, так і коливаючого характеру залежності інтенсивності кібернетических атак, направлених на систему програмно-технічних засобів інформаційної безпеки АЕС; адекватно адаптоване моделювання дозволяє передбачити реальність розвитку нестійкого коливаючого процесу в системі «нападение – захист» і дає можливість превентивної оцінки відповідних запасів стійкості.

Полученные научные и практические результаты могут позволить при моделировании кинетики возникновения и отражения внешних кибернетических атак, направленных на систему физической безопасности АЭС, оценить время наступления ожидаемых изменений текущей зависимости кибератак и использовать эти знания для организационно-технической подготовки средств защиты и заблаговременного предупреждения IT-угроз.

БЛАГОДАРНОСТИ

Работа выполнена в рамках тематики этапа «Підвищення ефективності, надійності та безпеки роботи, в тому числі радіаційної, основного та допоміжного обладнання АЕС» в рамках госбюджетной работы «Дослідження можливостей удосконалення сучасних енерготехнологій і подальшої модернізації основного та допоміжного обладнання АЕС» (№ гос.регистрации 0116U004924), выполняемой на кафедре «Атомные электростанции» Одесского национального политехнического университета.

Авторы выражают благодарность коллегам – доценту кафедры информатики и управления защитой информационных систем В. Г. Кононовичу и начальнику службы физической защиты ВП «Рівненська АЕС» И. Я. Дерлюку – за предоставленную нам возможность ознакомления с опубликованными материалами, которые были использованы в наших исследованиях и учтены в процессе работы над данной статьей, а также за обсуждение вопросов, имеющих отношение к физической безопасности АЭС и общим аспектам информационной безопасности технических объектов.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Рекомендации по физической ядерной безопасности, касающиеся физической защиты ядерных материалов и ядерных установок (INFCIRC/225/REVISION 5) / Серия изданий МАГАТЭ по физической ядерной безопасности, № 13. – МАГАТЭ, Вена. – 2012. – 69 с.
2. Закон України «Про фізичний захист ядерних установок, ядерних матеріалів, радіоактивних відходів, інших джерел іонізуючого випромінювання» от 19 октября 2000 р. №2064-III // Відомості Верховної Ради України (ВВР), 2001. – №1, ст. 18.
3. Наказ Державної інспекції ядерного регулювання України 05.12.2011 №176 / Зареєстровано в Міністерстві юстиції України 23 грудня 2011 р. за №1505/20243.

Погосов О. Ю.¹, Дерев'яно О. В.²

¹Д-р техн. наук, професор, професор кафедри атомних електричних станцій Інституту енергетики і комп'ютерно-інтегрованих систем управління Одеського національного політехнічного університету, Одеса, Україна

²Канд. техн. наук, старший викладач кафедри атомних електричних станцій Інституту енергетики і комп'ютерно-інтегрованих систем управління Одеського національного політехнічного університету, Одеса, Україна

МОДЕЛІ ПРИКЛАДНОЇ ІНФОРМАТИКИ ВРАХУВАННЯ КІНЕТИКИ КІБЕРНЕТИЧНИХ ЗАГРОЗ В СИСТЕМІ ФІЗИЧНОГО ЗАХИСТУ АЕС

Актуальність. Розглянуто актуальні підходи до превентивних оцінок і математичного моделювання процесів кибернетичних атак і надходження зовнішніх техногенних інформаційних загроз, які можуть бути спрямовані на систему фізичного захисту енергоблоків сучасних атомних електричних станцій.

Мета роботи – адаптація відомих математичних моделей кінетики кібератак для використання в системі інформаційної безпеки та фізичного захисту АЕС до сучасних і прогнозованих умов.

Метод. Запропоновано метод адаптації модельних залежностей, що відображають кінетику кібератак умов експлуатації об'єктів атомної енергетики, що захищаються. Для вдосконалення модельних залежностей запропоновано модифікувати класичну функцію Ферхюльста і при математичному моделюванні кибернетичних атак на об'єкти атомної енергетики використовувати відповідну трансформацію логістичної кривої, яка має характерну особливість у вигляді чітко вираженого максимуму.

Результати. Передбачено, що модельна залежність потоку зовнішніх по відношенню до АЕС кибернетичних загроз може характеризуватися чергуванням мінімумів і максимумів, що вказує на можливість коливального характеру процесу, що розвивається. Також висунута і обґрунтована гіпотеза про те, що система фізичного, і зокрема, кибернетичного, захисту АЕС може характеризуватися тимчасовим запізненням, що з урахуванням можливого коливального характеру процесу надходження інформаційних загроз створює передумови для розвитку коливальної нестійкості. Результати, отримані в ході досліджень, носять прикладний характер, можуть бути

4. Советов Б. Я. Информационные технологии : учеб. для ВУЗов / Б. Я. Советов, В. В. Цехановский. – М. : Высш. шк., 2003. – 263 с.
5. Киселев В. В. Кибервойна как основа гибридной операции / В. Киселев, А. Костенко // Армейский сборник. – 2015. – Т. 257, № 11. – С. 3–6.
6. Головкин В. В. Первая кибернетическая атака на объект атомной энергетики / В.В. Головкин // Наука и техника. – 2016. – № 4. – С. 74–78.
7. Келети Т. Основы ферментативной кинетики / Т. Келети. – М. : Мир, 1990. – 350 с.
8. Про внесення змін до Закону України «Про інформацію» // Відомості Верховної Ради України (ВВР). – 2011, № 32, ст. 313.
9. Кононович І. В. Динаміка кількості інцидентів інформаційної безпеки / І. В. Кононович // Інформатика та математичні методи в моделюванні. – 2014. – Т. 4, № 1. – С. 35–43.
10. Мышкис А. Д. Элементы теории математических моделей. Изд. 2-е, испр. / А. Д. Мышкис. – М. : Едиториал УРСС, 2004. – 191 с.
11. ДСТУ 2226-93 Автоматизовані системи. Терміни та визначення.
12. Малинецкий Г. Г. Современные проблемы нелинейной динамики / Г. Г. Малинецкий, А. Б. Потапов. – М. : Эдиториал УРСС, 2000. – 326 с.
13. Трубецков Д. И. Феномен математической модели Лотки-Вольтерры и сходных с ней / Д. И. Трубецков // Известия высших учебных заведений. Прикладная нелинейная динамика. – 2011. – Вып. 2, Т. 19. – С. 69–88.
14. Долгий Ю. Ф. Математические модели динамических систем с запаздыванием : учеб. пос. / Ю. Ф. Долгий, П. Г. Сурков. – Екатеринбург : Изд-во Урал ун-та, 2012. – 122 с.
15. Гайворонський М. В. Безпека інформаційно-комунікаційних систем / М. В. Гайворонський, О. М. Новіков. – К. : Видавничка група ВНУ, 2009. – 608 с.
16. Богущ В. М. Теоретичні основи захищених інформаційних технологій : навч. посіб. / В. М. Богущ, О. А. Довидьков, В. Г. Кривуца. – К. : ДУІКТ, 2010. – 454 с.
17. Дерев'яно О. В. Предаварийные физические процессы и надежный тепловод в ядерных энергоустановках : монография / О. В. Дерев'яно, А. В. Королев, А. Ю. Погосов. – Одесса : Наука и техника, 2014. – 268 с.
18. Погосов О. Ю. Додаткові технічні можливості для удосконалення систем безпеки АЕС і зниження ризику негативного впливу об'єктів ядерної енергетики на довкілля / О. Ю. Погосов, О. В. Дерев'яно // Ядерна енергетика та довкілля. – 2016. – №1 (7). – С. 13–16.

Статья поступила в редакцию 16.01.2017.

После доработки 06.02.2017.

використані для проведення широкомасштабних експериментів і прогнозування параметрів спрямованих на АЕС можливих кібернетичних загроз з метою їх попередження та превентивного забезпечення інформаційної безпеки сучасних ядерних енерготехнологій.

Висновки. Рекомендовані до використання модельні залежності вперше адаптовані до умов експлуатації об'єктів атомної енергетики, враховують фактори протидії загрозам і обставини, пов'язані зі специфічним тимчасовим запізненням.

Вперше показано, що існує можливість як екстремального, так і коливального характеру залежності інтенсивності кібернетичних атак, спрямованих на систему програмно-технічних засобів інформаційної безпеки АЕС. Новий підхід дозволяє припустити реальність розвитку нестійкого коливального процесу в системі «напад - захист» і дає можливість превентивної оцінки відповідних запасів стійкості.

Практична значущість полягає в тому, що отримані результати дозволяють реалістично оцінювати час настання очікуваних змін поточної залежності кібератак і використовувати ці знання для організаційно-технічної підготовки засобів захисту і завчасного попередження ІТ-загроз.

Ключові слова: прикладна інформатика, інформаційна безпека, фізичний захист АЕС, математичне моделювання кібернетичних атак на об'єкти атомної енергетики.

Pogosov A. Yu.¹, Derevianko O. V.²

¹Dr.Sc., Professor, Professor of Nuclear Power Plants Department, Odessa National Polytechnical University, Odessa, Ukraine

²Ph.D., Senior Lecturer of Nuclear Power Plants Department, Odessa National Polytechnical University, Odessa, Ukraine

APPLIED INFORMATICS MODEL OF KINETICS ACCOUNTING OF CYBERNETIC THREATS IN NPP PHYSICAL PROTECTION SYSTEM

Context. The topical approaches to preventive estimations and mathematical modeling of cyber attacks processes and supply of external technological informational threats were considered, which may be directed on the physical security system of modern nuclear power plant units.

Objective – is an adaptation of known mathematical models of cyber attacks kinetics for use in the system of information security and physical protection of nuclear power plants to modern and foreseeable conditions.

Method. The method of model dependencies adaptation was proposed, which reflects the kinetics of cyberattacks to the modern operating conditions of protected nuclear facilities was proposed. To improve the model dependencies it was proposed to modify the classic Ferhulst function and, in mathematical modeling of cyber attacks on nuclear power facilities, to use the appropriate transformation of the logistic curve, which has distinctive feature of a well-defined maximum.

Results. It was predicted that the model dependence of flow external to NPP cyber threats can be characterized by the alternation of maxima and minima, which indicates the possibility of an oscillatory character of the developing process. Also was put forward and substantiated the hypothesis that the system of physical and, in particular, cybernetic, NPP protection can be characterized by a time lag that in view of possible oscillatory character of information threats admissions process creates the preconditions for the development of oscillatory instability. The results obtained in the research are of applied nature, they can be used to carry out large-scale experiments and forecasting parameters of possible cyber threats aimed at the NPP for the purpose of pre-emption and preventive maintenance of information safety of modern nuclear energy technologies.

Conclusions. Recommended for use model dependences were first adapted to the conditions of operating conditions of nuclear power facilities, take into account the factors to counter threats and circumstances associated with a specific time delay.

It was shown for the first time that there is an opportunity both extreme and oscillatory dependence nature of the cyber attacks intensity, which are focused on software and hardware system of NPP information safety. The new approach allows to assume the reality of the unstable oscillation process in the “attack – defense” system and provides an opportunity of preventive assessment of the stability stocks.

The practical significance lies in the fact that the results allow to realistically assess the time of onset of expected cyber attacks current dependence changes and to use this knowledge for organizational and technical preparation of remedies and early anticipation of IT-threats.

Keywords: applied computer science, information security, NPP physical security, mathematical simulation of cyber attacks on nuclear power facilities.

REFERENCES

1. Recommendations on Nuclear Security, on the physical protection of nuclear materials and nuclear facilities (INFCIRC/225/REVISION 5) / IAEA Nuclear Security Series, № 13, IAEA, Vienna, 2012, 69 p.
2. The Law of Ukraine “On the physical protection of nuclear facilities, nuclear materials, radioactive waste and other sources of ionizing radiation” on October 19, 2000. №2064-III, *Vidomosti Verkhovnoi Rady Ukrainy (VVR)*, 2001, No. 1, st. 1).
3. Order of the State Nuclear Regulatory Inspectorate of Ukraine 05.12.2011 №176 / Registered with the Ministry of Justice of Ukraine 23.12.2011, №1505/20243.
4. Sovetov B. Ya., Cekhanovsky V. V. *Informacionnye tekhnologii* : Ucheb. Dlia VUZov. Moscow, Vyssh. Shk., 2003, 263 p.
5. Kiseliyov V., Kostenko A. *Kibervojna kak osnova gibridnoj operacii, Armejskij sbornik*, 2015, Vol. 257, No. 11, pp. 3–6.
6. Golovko V. V. *Pervaia kiberneticheskaia atakka na ob'ekt atomnoj energetiki, Nauka I tekhnika*, 2016, No. 4, pp. 74–78.
7. Keleti T. *Osnovy fermentativnoj kinetiki*. Moscow, Mir, 1990, 191 p.
8. Pro vnesennia zmin do Zakonu Ukrainy “Pro Informaciiu”, *Vidomosti Verkhovnoi Rady Ukrainy (VVR)*, 2011, No. 32, cr. 313.
9. Kononovych I. V. *Dynamilka kil'kosti incydentiv informacijnoi bezpeky, Informatyka ta matematychni metody v modeliuванні*. Odesa, 2014. Vol. 3, No. 3, pp. 35–43.
10. Myshkis A. D. *Elementy teorii matematicheskikh modelej*. Izd. 2-e, ispr. Moscow, Editorial URSS, 2004, 191 p.
11. DSTU 2226-93 *Avtomatyzovani systemy. Trminy ta vyznachennia*.
12. Malineckij G. G., Potapov A. B. *Sovremennye problem nelinejnoj dinamiki*. Moscow, Editorial URSS, 2000, 326 p.
13. Trubeckov D. I. *Fenomen matematicheskoi modeli Lotki-Volterra I skhodnykh s nej, Izvestia vysshikh uchebnykh zavedenij, Prikladnaia nelinejnaia dinamika*, 2011, Vyp. 2, Vol. 19, pp. 69–88.
14. Dolgij Yu. F., Surcov P. G. *Matematicheskie modeli denamicheskikh system s zapazdyvaniem* : ucheb. posobie. Ekaterinburg: Izd-vo Uralskogo un-ta, 2012, 122 p.
15. Gajvorons'kyj M. V., Novikov O. M. *Bezpeka informacijno-kommunikacijnykh system*. Kiev, Vydavnycha grupa VNU, 2009, 608 p.
16. Bogush V. M., Dovydkov O. A., Kryvutsa V. G. *Teoretychni osnovy zakhyschenykh informatsijnykh tekhnologij* : navch. posibn. Kiev, DUIKT, 2010, 454 p.
17. Derevianko O. V., Koroliov A. V., Pogosov A. Yu. *Predavarijnye fizicheske protsessy i nadiozhnyj teplootvod v iadernykh energoustanovkakh* : monographiia. Odessa, Nauka i tekhnika, 2014, 268 p.
18. Pogosov O. Yu., Derevianko O. V. *Dodatkovy tehniczni mozhlyvosti dlia udoskonalennia system bezpeky AES i znyzhennia ryzyku negatyvnogo vplyvu ob'ektiv iadernoi energetyky na dovkillia, Yaderna energetyka ta dovkillia*, 2016, No. 1(7), pp. 13–16.

НЕЙРОИНФОРМАТИКА ТА ИНТЕЛЕКТУАЛЬНІ СИСТЕМИ

НЕЙРОИНФОРМАТИКА И ИНТЕЛЛЕКТУАЛЬНЫЕ СИСТЕМЫ

NEUROINFORMATICS AND INTELLIGENT SYSTEMS

УДК 681.518:004.93.1'

Москаленко В. В.¹, Коробов А. Г.²

¹Канд. техн. наук, старший викладач кафедри комп'ютерних наук Сумського державного університету, Суми, Україна
²Аспірант кафедри комп'ютерних наук Сумського державного університету, Суми, Україна

ИНФОРМАЦИОННО-ЭКСТРЕМАЛЬНЫЙ АЛГОРИТМ ФУНКЦИОНОВАНИЯ СИСТЕМИ РОЗПІЗНАВАННЯ ОБ'ЄКТІВ НА МІСЦЕВОСТІ З ОПТИМІЗАЦІЄЮ ПАРАМЕТРІВ ЕКСТРАКТОРА ОЗНАК

Актуальність теми статті полягає в тому, що питання вибору параметрів екстрактора ознак та алгоритму класифікаційного аналізу за умов апріорної невизначеності, ресурсних та інформаційних обмежень є недостатньо дослідженим і в повній мірі досі не вирішене.

Мета статті – підвищити в інформаційному та вартісному сенсі ефективність функціонування автономної системи розпізнавання об'єктів на місцевості, що функціонує в режимах навчання та екзамєну за умов обмежених обсягів навчальної вибірки шляхом оптимізації параметрів екстрактора ознак та класифікатора спостережень.

Методи дослідження базуються в алгоритмах цифрової обробки та аналізу зображень для формування дескрипторів об'єктів інтересу, на принципах математичної статистики та теорії інформації для оцінки функціональної ефективності вирішальних правил, положеннях теорії популяційних алгоритмів для оптимізації параметрів системи та сканування зображень.

Результати – розроблений алгоритм машинного навчання з грубим двійковим кодуванням спостережень та модифікація ройового алгоритму оптимізації параметрів функціонування системи розпізнавання дозволяє отримати за вибірками малого обсягу вирішальні правила з достовірністю, що наближається до граничного максимального значення. При цьому експериментально показано перевагу використання ройового алгоритму сканування зображень, яка полягає у трикратному підвищенні швидкодії порівняно з відомими алгоритмами RASW та ESS.

Висновки. Запропоновано метод синтезу інформаційно-екстремального класифікатора зображень з грубим двійковим кодуванням розріджених гістограм частоти появи візуальних слів, що дозволяє одержати обчислювально ефективні вирішальні правила. Удосконалено метод популяційного пошуку для настроювання параметрів екстрактора ознак, що дозволяє отримати оптимальні в інформаційному та вартісному сенсі параметри функціонування системи розпізнавання за декілька ітерацій роботи алгоритму. Практична цінність результатів полягає в отриманні робочих алгоритмів проектування здатної навчатися системи розпізнавання зображень, що функціонує за умов ресурсних та інформаційних обмежень.

Ключові слова: словник ознак розпізнавання, алфавіт класів розпізнавання, інформаційний критерій, оптимізація, машинне навчання, рій частинок.

НОМЕНКЛАТУРА

C – трудомісткість вирішальних правил;

C_{\min} – стартова трудомісткість вирішальних правил;

c_1 – перша константа прискорення частинки ройового пошуку оптимуму;

c_2 – друга константа прискорення частинки ройового пошуку оптимуму;

d_m – кодовий радіус гіперсферичного контейнера класу X_m^o ;

$d(x_m^* \oplus x)$ – кодова відстань від центру контейнера класу X_m^o до вектора x ;

E_{\max} – граничне значення інформаційного машинного навчання;

\bar{E} – усереднений за алфавітом класів КФЕ машинного навчання;

$\langle e_1, \dots, e_{\xi_1}, \dots, e_{\Xi_1} \rangle$ – генотипні параметри функціонування, які впливають на параметри алгоритмів екстракції ознак розпізнавання;

$\langle f_1, \dots, f_{\xi_3}, \dots, f_{\Xi_3} \rangle$ – фенотипні параметри функціонування, які впливають на геометрію контейнерів класів розпізнавання;

$\langle g_1, \dots, g_{\xi_2}, \dots, g_{\Xi_2} \rangle$ – генотипні параметри функціонування, які впливають на параметри розподілу векторів-реалізацій образу в бінарному просторі ознак;

G – область допустимих значень параметрів функціонування системи;

$G_{x,y}$ – область допустимих значень координат скануючого вікна;

G_{μ} – область допустимих значень функції належності об'єкта інтересу;

J_m – критерій ефективності машинного навчання;

K – коефіцієнт крутизни (за замовчуванням $K=4$);

m – номер поточного класу розпізнавання;

M – потужність алфавіту (кількість класів) системи розпізнавання об'єктів;

N – кількість ознак у векторах-реалізаціях навчальної вибірки;

n – кількість векторів – реалізацій у навчальній вибірці;

N_W^{\min}, N_W^{\max} – мінімальна та максимальна потужність алфавіту візуальних слів відповідно;

$P_j, Pbest_j$ – поточна та найкраща персональна позиція j -го агента відповідно;

$\Delta_H(P_j), \Delta_H(Pbest_j)$ – параметр порогу відкидання локальних ознак поточної та найкращої персональної позицій j -го агента відповідно;

$\Delta_W(P_j), \Delta_W(Pbest_j)$ – параметр потужності словника візуальних слів поточної та найкращої персональної позицій j -го агента відповідно;

T_H^{\min}, T_H^{\max} – мінімальний та максимальний поріг відкидання локальних ознак відповідно.

w – константа інерції частинки ройового алгоритму оптимізації;

x_m – геометричний центр його гіперсферичного контейнера класу X_m^o ;

$U_{i,\max}$ – максимальне значення i -ї ознаки в навчальній вибірці;

α_m – помилка першого роду;

β_m – помилка другого роду;

δ_{\max} – граничне значення ширини поля контрольних допусків;

δ_i – ширина поля контрольних допусків для i -ї ознаки розпізнавання;

ε – будь-яке мале, наближене до нуля, додатне число.

$\mu_m(x,y)$ – значення функції належності вектора-реалізації, обчислена у вікні з координатами (x,y) до m -го класу із алфавіту $\{X_m^o\}$;

ІЕІ-технологія – інформаційно-екстремальна інтелектуальна технологія;

КФЕ – критерій функціональної ефективності;

СКД – система контрольних допусків.

ВСТУП

Відомі алгоритми глибинного машинного навчання для ідентифікації об'єктів інтересу у відеопотоці даних є мало придатними для використання в автономних системах аеро моніторингу території, охоронних системах відеоспостереження та роботехнічних системах різного при-

значення, оскільки потребують використання значного обсягу обчислювальних ресурсів та навчальних даних. У задачах співставлення орієнтирів, прив'язки зображень до ортофотопланів, детектування та супроводження об'єктів набуло поширення використання локальних ознак і дійсночислових (з комою) або бінарних дескрипторів для їх опису, які характеризуються стійкістю до геометричних та фотометричних перетворень [1, 2]. При цьому сформовані на їх основі глобальні дескриптори характеризуються відносно невисокою обчислювальною складністю та достатньою узагальнюючою здатністю для забезпечення репрезентативності навчальних вибірок малого обсягу [2, 3]. Проте питання визначення оптимальних параметрів локальних та глобальних дескрипторів досі є малодослідженим і на практиці його вирішення зводиться до ручного налаштування.

Одним із шляхів одночасного забезпечення максимальних достовірності розпізнавання та оперативності функціонування системи в режимах навчання та пошуку об'єктів інтересу у відеопотоці даних є розробка інтегральних критеріїв ефективності системи та застосування алгоритмів пошукової оптимізації. При цьому найбільший інтерес представляють ройові алгоритми, які характеризуються високою оперативністю і низькою ймовірністю застрягання в локальних екстремумах фітнес-функції. Проте загальна оперативність функціонування залежить як від структури та параметрів екстрактора ознак так і від обраного алгоритму класифікаційного аналізу.

У статті розглядається задача інформаційного синтезу системи розпізнавання об'єктів на місцевості з оптимізацією параметрів екстрактора ознак, оснований на локальних та глобальних дескрипторах зображень. При цьому для оптимізації в інформаційному та вартісному розумінні параметрів вирішальних правил системи розпізнавання та для знаходження координат об'єкта інтересу на кадрі зображення запропоновано використовувати алгоритм рою частинок.

1 ПОСТАНОВКА ЗАДАЧІ

Нехай сформовано алфавіт класів розпізнавання $\{X_m^o \mid m = \overline{1, M}\}$, що характеризують об'єкти інтересу та фонову місцевість, і навчальна матриця у вигляді двовимірного масиву кольорових зображень $\{y_m^j \mid j = \overline{1, n_m}, m = \overline{1, M}\}$, де n_m – кількість зображень класу X_m^o .

Дано структурований вектор просторово-часових параметрів функціонування системи ідентифікації об'єктів інтересу на місцевості, який у загальному випадку має структуру

$$g = \langle e_1, \dots, e_{\xi_1}, \dots, e_{\Xi_1}, g_1, \dots, g_{\xi_2}, \dots, g_{\Xi_2}, f_1, \dots, f_{\xi_3}, \dots, f_{\Xi_3} \rangle,$$

$$\Xi_1 + \Xi_2 + \Xi_3 = \Xi. \tag{1}$$

При цьому відомі обмеження на відповідні параметри функціонування:

$$R_{\xi_1}(e_1, \dots, e_{\xi_1}, \dots, e_{\Xi_1}) \leq 0; \quad R_{\xi_2}(g_1, \dots, g_{\xi_2}, \dots, g_{\Xi_2}) \leq 0;$$

$$R_{\xi_3}(f_1, \dots, f_{\xi_3}, \dots, f_{\Xi_3}) \leq 0.$$

Необхідно в процесі машинного навчання визначити оптимальні значення координат вектора (1), які забезпечують максимум усередненого за алфавітом класів розпізнавання інформаційного критерію функціональної ефективності (КФЕ) навчання системи та мінімальну обчислювальну трудомісткість вирішальних правил

$$g^* = \arg \max_G \left\{ \frac{\bar{E}}{E_{\max}} \cdot \frac{C_{\min}}{C} \right\}.$$

При функціонуванні системи розпізнавання безпосередньо в робочому режимі необхідно за максимумом функції належності вектора-реалізації, обчисленим у вікні пошуку, до одного з класів із заданого алфавіту $\{X_m^o\}$ визначити координати об'єкта інтересу в кадрі відеопотоку

$$\langle x^*, y^*, m^* \rangle = \arg \max_{G_{xy} \cap G_\mu} \{ \mu_m(x, y) \}, m = \overline{1, M}.$$

2 ОГЛЯД ЛІТЕРАТУРИ

При розробці здатних до навчання автономних мобільних систем розпізнавання візуальних образів високої розмірності набуває важливого значення розробка невибагливих до обчислювальних ресурсів алгоритмів аналізу даних з адаптацією до умов спостереження. У працях [1–3] було запропоновано підходи, основані на застосуванні принципів лінгвістики до аналізу зображення за його найбільш помітними фрагментами, які асоціюють з візуальними словами. При цьому визначення координат таких фрагментів відбувається за результатами роботи детекторів ключових точок, таких як Harris-Laplace, Hessian-Laplace, Fast Hessian, SUSAN та DoG, а їх векторний опис здійснюється за допомогою дійсничислових чи бінарних дескрипторів, найбільш популярними серед яких є SIFT, SURF, MSER, BRIEF та FREAK [4, 5]. Проте досі не існує формалізованих правил щодо вибору значень порогових параметрів, що відповідають за врахування чи відкидання локальних ознак, та параметрів, що впливають на розмірність кожного рівня подання ознак в глобальних дескрипторах.

Формування глобальних дескрипторів зображення у вікні пошуку згідно принципів лінгвістики полягає у використанні мішка візуальних слів (Bag of Visual Words, BoW) та фраз (Bag of Visual Phrase, BoP), де словник візуальних слів формується за результатами кластер-аналізу дескрипторів знайдених ключових точок [6, 7]. При цьому багаторівневе представлення ознакового опису в екстраторі, основаному на BoP, може бути побудоване за принципами n -грамм, де фрази формуються шляхом об'єднання k -найближчих ключових точок, або на основі локальних графів, які формуються за допомогою триангуляції Delaunay [7–9].

Ефективність застосування екстратора ознак визначається обраним алгоритмом класифікаційного аналізу. У працях [8, 10] досліджується використання методу класифікації результатів екстракції ознак на основі опорних векторів, однак даний метод потребує ручного налаштування параметрів алгоритму, є чутливим до шуму і йому характерне уповільнення навчання та зниження точності вирішальних правил у випадку перетину класів

в просторі ознак. У працях [11, 12] показано, що перспективним напрямком синтезу здатних навчатися класифікаторів є застосування грубого двійкового кодування ознак на основі системи контрольних допусків (СКД), та логарифмічних інформаційних мір ефективності вирішальних правил. Це пов'язано з можливістю побудови в рамках геометричного підходу простих вирішальних правил в бінарному просторі ознак, перехід до якого відбувається за допомогою простих операцій порівняння. При цьому згладжуючий ефект логарифмічної інформаційної міри підвищує ймовірність знаходження глобально-го максимуму її функції.

Для визначення координат об'єкта інтересу на кадрі відеопотоку можуть бути використані різноманітні алгоритми сканування, серед яких найбільш простим у реалізації є алгоритм ковзного вікна, що полягає у послідовному скануванні кадру з заданим кроком по координатах x та y [13]. При цьому за умов апріорної невизначеності щодо масштабу зображення високої розмірності алгоритм ковзного вікна є трудомістким і не придатним для практичного використання у системах реального часу. У праці [14] було запропоновано алгоритм адаптивного ковзного вікна (RASW), де крок переміщення скануючого вікна пошуку змінюється залежно від значення функції належності класифікатора, що дозволяє дещо підвищити оперативність алгоритму за рахунок збільшення кроку сканування на фонових ділянках зображення. У праці [15] для локалізації об'єкта інтересу на кадрі було запропоновано алгоритм ефективного пошуку підвікна (ESS), оснований на алгоритмі гілок та границь, що є придатним для використання у багатьох практичних застосуваннях реального часу. Проте ускладнення екстрактора ознак обумовлює актуальність дослідження нових підходів до підвищення оперативності сканування зображення. Одним з перспективних підходів до сканування зображень є популяційні алгоритми пошуку, однак їх реалізація потребує розробки фітнес-функції на основі функції належності використаного класифікатора та визначення налаштувань пошукового алгоритму [16].

Таким чином, для підвищення оперативності та точності алгоритмів розпізнавання об'єктів на місцевості актуальними є розробка і дослідження популяційних алгоритмів оптимізації параметрів функціонування екстрактора ознак, класифікатора та сканера зображень як в інформаційному так і вартісному сенсах. При цьому перспективним напрямком синтезу системи класифікаційного аналізу зображень є застосування двійкового кодування ознак на основі контрольних допусків в процесі максимізації інформаційної міри ефективності вирішальних правил.

3 МАТЕРІАЛИ ТА МЕТОДИ

Для формування вхідного математичного опису системи розпізнавання, основаного на пошуці візуальних слів та фраз, пропонується використовувати SURF алгоритм екстракції локальних ознак [4, 5]. В цьому методі ключові точки шукаються за допомогою матриці частинних похідних – матриці Гессе. Детермінант матриці Гессе досягає екстремуму в точках максимальної зміни градієнту яскравості, що дозволяє успішно детектувати

плями, кути і краї ліній. При цьому інваріантність до масштабу досягається шляхом використання різномасштабних фільтрів. Після кластер-аналізу дескрипторів ключових точок, що описують поведінку градієнтів навколо точок, для кожного зображення може бути сформована гістограма частот як візуальних слів так і фраз. Візуальні фрази довжиною $k+1$ пропонується формувати шляхом пошуку для кожної точки найближчих в системі координат (x, y) k -візуальних слів. Для скорочення розмірності алфавіту візуальних фраз у роботі пропонується виконати видалення фраз, що з'являються більше ніж в одному класі розпізнавання.

Алгоритм грубого двійкового кодування векторів спостережень полягає у порівнянні значення i -ї ознаки з відповідним нижнім $A_{L,i}$ та верхнім $A_{U,i}$ межами несиметричного поля контрольних допусків класу розпізнавання, які розраховуються за формулами

$$A_{L,i} = y_{i,\max} \left[1 - \frac{\delta_i}{\delta_{\max}} \right],$$

$$A_{U,i} = y_{i,\max}.$$

Формування бінарної навчальної матриці $\{x_{m,i}^{(j)} \mid i = \overline{1, N}; j = \overline{1, n_m}; m = \overline{1, M}\}$ здійснюється за правилом

$$x_{m,i}^{(j)} = \begin{cases} 1, & \text{if } A_{L,i} \leq y_{m,i}^{(j)} \leq A_{U,i}; \\ 0, & \text{else.} \end{cases}$$

Обчислення значень координат двійкового еталонного вектора x_m , відносно якого відбувається побудова в радіальному базисі контейнерів класів, здійснюється за правилом

$$x_{m,i} = \begin{cases} 1, & \text{if } \frac{1}{n_m} \sum_{j=1}^{n_m} x_{m,i}^{(j)} > \frac{1}{n} \sum_{m=1}^M \sum_{j=1}^{n_m} x_{m,i}^{(j)}; \\ 0, & \text{if else.} \end{cases}, \quad i = \overline{1, N \cdot M}$$

Як критерій ефективності машинного навчання класифікатора розглядається модифікація інформаційної міри Кульбака [11, 12]:

$$J_m = \frac{1 - (\alpha_m^{(k)} + \beta_m^{(k)})}{\log_2(2 + \varepsilon) + r \log_2 10} * \log_2 \left[\frac{2 - (\alpha_m^{(k)} + \beta_m^{(k)}) + \varepsilon}{(\alpha_m^{(k)} + \beta_m^{(k)}) + \varepsilon} \right]. \quad (2)$$

Оптимізація параметрів поля контрольних допусків $\{\delta_{m,i}\}$ та інших генотипних параметрів полягає в пошуку екстремуму функції КФЕ (2) в гіперпросторі рішень. При цьому як пошуковий алгоритм в даній роботі пропонується використати рій частинок (Particle Swarm Optimization, PSO), який характеризується простотою реалізації та інтерпретабельністю [16]. Оптимізація словника ключових фрагментів та фенотипних параметрів вирішальних правил (радіуси контейнерів класів) може здійснюватися методом прямого перебору з заданим кроком, оскільки кількість кроків такого пошуку є відносно малою.

У режимі екзамену рішення про належність вектора реалізації x одному з класів алфавіту $\{X_m^o\}$ приймається шляхом обчислення геометричної функції належності:

$$\mu_m^*(x) = \max_{\{m\}} \{\mu_m(x)\},$$

в якій $\mu_m(x)$ являє собою функцію належності вектора x до контейнера класу X_m^o , яка обчислюється за правилом:

$$\mu_m(x) = 1 - \frac{d(x_m^* \oplus x)}{d_m^*}.$$

Трудомісткість інформаційно-екстремального машинного навчання збільшується швидше квадрату кількості навчальних векторів, тому для підвищення оперативності навчання використовується зведення багатокласової класифікації до серії двохкласових за принципом «кожен проти кожного», де будується $M^*(M-1)/2$ двохкласових класифікаторів [10]. Результат класифікації класифікатором, що розрізняє m -й та k -й класи подається у вигляді значення дискримінантної функції μ_{mk} , використовуючи рівність $\mu_{mk} = -\mu_{km}$ для скорочення обчислень. При цьому дискримінантна функція двохкласового інформаційно-екстремального класифікатора має вигляд:

$$\mu_{mk}(x) := \begin{cases} \mu'_m(x) & \text{якщо } \mu'_m(x) > \mu'_k(x), \\ -\mu'_k(x) & \text{якщо інакше.} \end{cases}$$

в якій $\mu'_m(x)$ є нормалізованим значення функції належності та обчислене за формулою:

$$\mu'_m(x) = \frac{\exp(\mu_m(x) - \mu_{\max}(x))}{\sum_{k=1}^M \exp(\mu_k(x) - \mu_{\max}(x))},$$

при цьому μ_{\max} визначає максимальне значення функції належності та розраховується за правилом

$$\mu_{\max}(x) = \max_m \{\mu_m(x)\}.$$

Віднесення екзаменаційного вектора ознак x до одного з класів алфавіту $\{X_m^o\}$ відбувається шляхом головування відповідних двохкласових класифікаторів. Результуючу функцію належності до m -го класу можна подати у вигляді

$$\mu_m^n(x) = \sum_{k \neq m} \frac{1}{1 + \exp(-K * \mu_{mk}(x))}.$$

Таким чином, алгоритм навчання системи ідентифікації об'єктів на місцевості полягає в оптимізації параметрів формування вхідного математичного опису та параметрів вирішальних правил шляхом пошуку глобального максимуму інформаційного КФЕ (2). При цьому для підвищення оперативності навчання використовується зведення багатокласової класифікації до серії двохкласових.

4 ЕКСПЕРИМЕНТИ

Розглянемо процедуру настроювання потужності алфавіту візуальних слів N_W та порогу відкидання ло-

кальних ознак T_H зображення як процедури популяційного пошуку максимуму фітнес-функції в двовимірному просторі рішень. При цьому агент популяції містить параметри Δ_W та Δ_H для розрахунку параметрів алгоритму екстракції ознак за правилами

$$N_W = N_W^{\min} + \frac{\Delta_W}{\Delta_{MAX}} (N_W^{\max} - N_W^{\min});$$

$$T_H = T_H^{\max} - \frac{\Delta_H}{\Delta_{MAX}} (T_H^{\max} - T_H^{\min}).$$

Ефективність кожної частинки популяційного алгоритму, тобто її близькість до глобального оптимуму, вимірюється за допомогою наперед визначеної фітнес-функції, роль якої в даному випадку виконує функція КФЕ. Кожна j -та частинка крім її позиції P_j зберігає наступну інформацію: V_j – поточна швидкість частинки, $Pbest_j$ – краща персональна позиція частинки. Краща персональна позиція j -ї частинки – це позиція j -ї частинки, в якій значення фітнес функції для частинки було максимальним на поточний момент часу. Крім цього, з метою пошуку глобального екстремуму фітнес-функції найкраща частинка шукається в усьому рої, а її позиція позначається як $Gbest$.

Проте розглянутий вище ройовий алгоритм пошуку спрямований переважно на видалення заважаючих ознак розпізнавання і відповідно на підвищення усередненого за алфавітом класів КФЕ навчання. З метою додаткового скорочення потужності словника ознак шляхом видалення решти неінформативних ознак потрібно виконати деяку модифікацію ройового алгоритму пошуку. Для цього слід модифікувати процедуру оновлення значень найкращої персональної $Pbest_j$ позиції агентів пошуку за правилом (3), в якому цільова функція $E(\dots)$ є усередненим значенням функції КФЕ:

$$if \left| E(P_j) - E(Pbest_j) \right| < \varepsilon,$$

$$if \sqrt{\Delta_H^2(P_j) + \Delta_W^2(P_j)} < \sqrt{\Delta_H^2(Pbest_j) + \Delta_W^2(Pbest_j)},$$

$$Pbest_j := P_j. \quad (3)$$

Аналогічно потрібно модифікувати процедуру оновлення значень найкращої глобальної $Gbest_j$ позиції

агентів пошуку

$$if \left| E(Pbest_j) - E(Gbest) \right| < \varepsilon,$$

$$if \sqrt{\Delta_H^2(Pbest_j) + \Delta_W^2(Pbest_j)} < \sqrt{\Delta_H^2(Gbest) + \Delta_W^2(Gbest)},$$

$$Gbest := Pbest_j. \quad (4)$$

Для оптимізації параметрів екстрактора ознак, СКД та пошукового сканування зображення необхідно задати параметри настройки популяційного алгоритму. Запропоновані настройки алгоритму рою частинок приведені у табл. 1.

Пошук максимуму інформаційного критерію функціональної ефективності машинного навчання повинен здійснюватися в робочій області визначення його функції, обмежена нерівностями $\alpha_m < 0,5$, $\beta_m < 0,5$ та $d_m < d(x_m \oplus x_c)$, де d_m – радіус гіперсферичного контейнера класу X_m^o , $d(x_m \oplus x_c)$ – кодова відстань між усередненим вектором класу X_m^o та найближчого до нього усередненим вектором класу X_c^o . На графіках оптимізації радіусу контейнерів класів розпізнавання робоча область заштриховується.

Оцінку ефективності алгоритму сканування зображення пропонується здійснювати шляхом вимірювання середнього часу пошуку об'єкта інтересу та підрахунку відсотку правильних спрацювань. Порівняння розробленого алгоритму сканування з відомими алгоритмами RAWs та ESS буде здійснюватися за цими оцінками.

Як вхідні дані для алгоритму навчання розглядаються фотографії розміром 100x100 пікселів для 3-х об'єктів інтересу та фонові місцевості без об'єктів інтересу. Для алгоритму сканування використовуються фотографії місцевості формату Full HD (1920 x 1080 пікселів) із зображенням об'єктів інтересу, отримані на тій же висоті, на якій робилися навчальні зображення. Опис локальних особливостей зображень пропонується здійснювати дескрипторами SURF [4].

5 РЕЗУЛЬТАТИ

Відповідно до параметрів пошукового алгоритму, заданих у табл. 1, було виконано настроювання екстрактора ознак за вибірковими даними 4-х класів розпізнавання з обсягом вибірки $n_m = 100$. На рис. 1 показано кращі рішення, отримані за ройовим алгоритмом з урахуванням модифікацій (3) та (4) протягом 5-ти ітерацій настроювання екстрактора.

Таблиця 1 – Параметри ройового алгоритму оптимізації для різних контурів системи

Контур	Максимальна швидкість частинок, $V_{\max,i}$	Перша константа прискорення, c_1	Друга константа прискорення, c_2	Кількість агентів, n_a	Вага інерції, w	Кількість ітерацій, K_{ITER}
Настроювання екстрактора	2	1	1	5	0,95	5
Оптимізація СКД	2	1	1	100	0,95	50
Сканування зображення	2	1	1	10	0,95	5

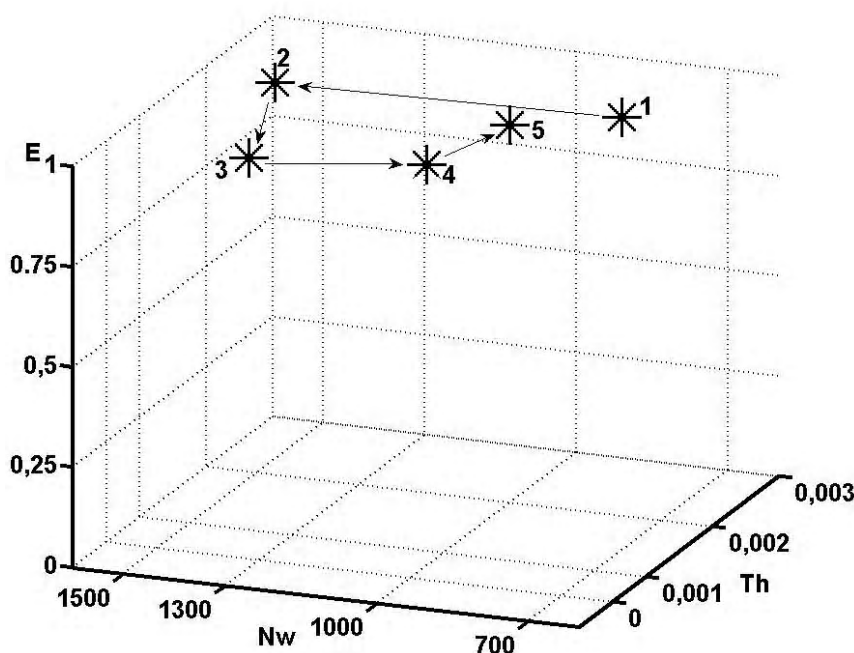


Рисунок 1 – Тривимірний графік залежності інформаційного критерію (8) від кращих позицій агентів рою протягом 5-ти ітерацій роювого алгоритму настроювання параметрів екстрактора ознак

Аналіз рис. 1 показує, що кращі позиції частинок протягом 5-ти ітерацій спочатку розміщувалися в області з більшою кількістю кластерів і високим порогом відкидання локальних ознак, але остаточно алгоритм збігся до більш компромісного варіанту, який забезпечує граничне значення інформаційного критерію і характеризується середніми значеннями параметрів настройки екстрактора. При цьому оптимальна кількість кластерів становить $N_w^* = 1000$, а оптимальний поріг відкидання локальних ознак рівний $T_H^* = 0,002$.

В табл. 2 показано динаміку зміни інформаційного критерію та точнісних характеристик вирішальних правил при оптимальних настройках екстрактора ознак в процесі роювої оптимізації полів контрольних допусків на значення ознак.

Аналіз табл. 2 показує, що практично з першої ітерації роювого пошуку було отримано високодостовірні вирішальні правила, однак граничне значення інформаційного критерію було отримано на третій ітерації.

Результати сканування 100 тестових зображень за відомими та запропонованими алгоритмами показано в табл. 3. При цьому роювий та RAWs алгоритми використовують незмінне значення розміру скануючого вікна (100x100 пікселів), розраховане на основі матриці внутрішніх калібровочних параметрів камери та відомої висоти спостереження [12].

Таблиця 2 – Результати популяційного алгоритму оптимізації полів контрольних допусків

Номер ітерації	Значення критерію (8)	Помилка першого роду	Помилка другого роду
1	0,750	0	0,009
2	0,898	0	0,002
3	1,000	0,000	0,000
4	1,000	0,000	0,000
5	1,000	0,000	0,000

Таблиця 3 – Результати сканування тестових зображень

Алгоритм сканування	Середній час обробки одного зображення, с	Відсоток хибних спрацювань, %	Відсоток пропусків, %
RAWs	0,687	0	5
ESS	0,811	0	0
Роювий алгоритм	0,208	0	1

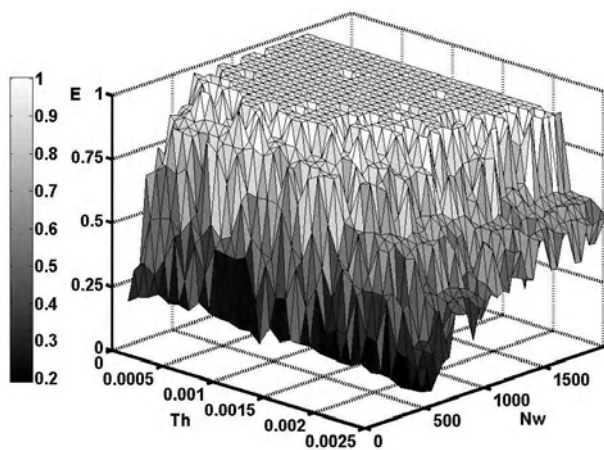
Аналіз табл. 3 показує, що використання апріорної інформації про умови спостереження за об'єктом інтересу та роювого алгоритму сканування зображення дозволяє з прийнятною для практичного використання точністю детектувати об'єкти інтересу. При цьому роювий алгоритм більше ніж втричі швидше за інші алгоритми здійснює пошук, забезпечуючи швидкість сканування Full HD відеопотоку до 5 кадрів/с.

Таким чином, запропонована модифікація алгоритму пошуку роєм частинок дозволяє за невелику кількість кроків знайти оптимальні у вартісному та інформаційному сенсах вирішальні правила. При цьому застосування роювої оптимізації контрольних допусків на значення ознак та роювого сканування зображення дозволяє здійснювати обробку відопотоку у форматі Full HD з прийнятною для практичного використання точністю та швидкістю.

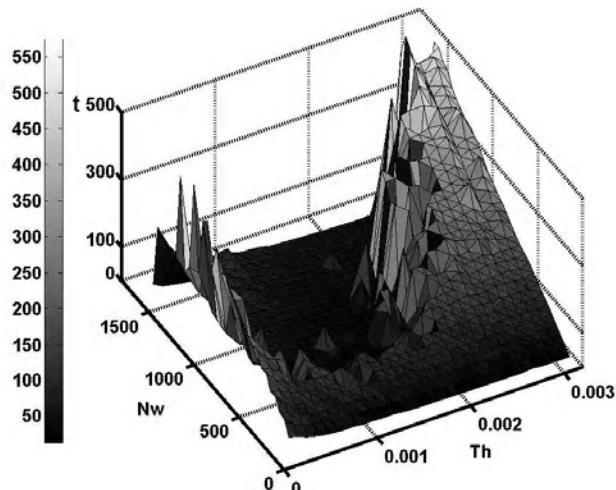
6 ОБГОВОРЕННЯ

Оцінка ефективності процедури настроювання в процесі машинного навчання потребує більш детального аналізу складових цієї ефективності. Для цього розглянемо область значень параметрів настройки екстрактора ознак та відповідні оцінки функціональної ефективності і часу навчання системи розпізнавання (рис. 2).

Аналіз рис. 1 та рис. 2 показує, що оптимальні значення параметрів екстрактора ознак, що визначаються на кожному кроці настроювання, знаходяться біля межі, вихід за яку супроводжується зниженням оперативності



а



б

Рисунок 2 – Тривимірні графіки залежності мір продуктивності навчання від параметрів настройки екстрактора ознак: а – інформаційний критерій функціональної ефективності вирішальних правил (8); б – час машинного навчання в секундах

та функціональної ефективності машинного навчання системи розпізнавання об'єктів на місцевості. При цьому вирішальні правила мають геометричний зміст і відновлюються у бінарному просторі Хеммінга в процесі максимізації інформаційного критерію (2).

Таким чином, запропоновані алгоритми оптимізації параметрів функціонування системи ідентифікації об'єктів на місцевості дозволяють підвищити ефективність системи як в інформаційному так і вартісному сенсах, що важливо за умов обмежених обчислювальних ресурсів та навчальних даних.

ВИСНОВКИ

Наукова новизна одержаних результатів:

– вперше запропоновано метод синтезу інформаційно-екстремального класифікатора з грубим двійковим кодуванням розріджених гістограм частоти появи візуальних слів на вхідному зображенні, що дозволяє одержати обчислювально ефективні вирішальні правила;

– удосконалено метод популяційного пошуку методом рою частинок для настроювання параметрів екстрактора ознак шляхом модифікації процедур оновлення персональної на глобальній кращих позицій агентів рою, що дозволяє отримати оптимальні в інформаційному та вартісному сенсі параметри функціонування системи розпізнавання за декілька ітерацій роботи алгоритму.

Практична цінність отриманих результатів для безпilotної авіації полягає у формуванні сучасної науково-методологічної основи проектування здатних навчатися автономних систем розпізнавання образів, що функціонують за умов ресурсних та інформаційних обмежень. При цьому результати імітаційного моделювання підтверджують високу ефективність отриманих вирішальних правил при розпізнаванні об'єктів інтересу на кадрах відеопотоку.

ПОДЯКИ

Робота виконана на базі лабораторії інтелектуальних систем кафедри комп'ютерних наук Сумського державного університету при частковій фінансовій підтримці держбюджетних науково-дослідних робіт МОН України ДР № 0109U006555 та ДР № 52.17.02-01.15/16 ЗП.

СПИСОК ЛІТЕРАТУРИ

1. 3D Object Recognition Based on Image Features / [K. Alhamzi, A. Survey, M. Elmogy, S. Barakat] // International Journal of Computer and Information Technology. Faizabad, India: Research and Publication Unit. – 2014. – Vol. 3, Issue 3. – P. 651–660.
2. Хуршудов А. А. Обнаружение локальных пространственных структур для распознавания изображений / А. А. Хуршудов // Научно-технические ведомости СПбГУ. Информатика. Телекоммуникации. Управление. – 2014. – № 5(205). – С. 72–82.
3. Siddhartha C. Learning Hierarchical Bag of Words using NaiveBayes Clustering / C. Siddhartha, K. Shailesh, C. V. Jawahar // 11th Asian Conference on Computer Vision, Daejeon, Korea, November 5–9, 2012: proceedings. – Springer Berlin Heidelberg, 2013. – P. 382–395. DOI: 10.1007/978-3-642-37331-2_29.
4. SURF: Speeded Up Robust Features / [H. Bay, A. Ess, T. Tuytelaars, L. V. Gool] // Computer Vision and Image Understanding (CVIU). – 2008. – Vol. 110, No. 3. – P. 346–359.
5. Kachikian S. A Review of detector descriptors' on Object Tracking / S. Kachikian, M. Emadi // International Journal of Advanced Research in Electrical, Electronics and Instrumentation Engineering. – 2016. – Vol. 5, Issue 7. DOI: 10.15662/IJAREEIE.2016.0507002.
6. Shiliang Z. Descriptive Visual Words and Visual Phrases for Image Applications / Z. Shiliang, Q. Tian, G. Hua, Q. Huang, S. Li // 17th ACM international conference on Multimedia, Beijing, China October 19–24, 2009: proceedings. – ACM New York, NY, USA, 2009. – P. 75–84. DOI: 10.1145/1631272.1631285.
7. Yongtao Y. Bag-of-visual-phrases and hierarchical deep models for traffic sign detection and recognition in mobile laser scanning data / [Y. Yongtao, L. Jonathan, W. Chenglu and other] // ISPRS Journal of Photogrammetry and Remote Sensing. – 2016. – Vol. 113. – P. 106–123. DOI: 10.1016/j.isprsjprs.2016.01.005.
8. Glauco V. P. From Bag-of-Visual-Words to Bag-of-Visual-Phrases using n -Grams / V. P. Glauco, J. Agma, M. Traina // SIBGRAPI '13 Proceedings of the 2013 XXVI Conference on Graphics, Patterns and Images, Arequipa, Peru, August 05–08, 2013 : proceedings. – IEEE Washington, DC, USA, 2013. – P. 304–311. DOI: 10.1109/SIBGRAPI.2013.49.
9. Multi-Layer Local Graph Words for Object Recognition / [S. Karaman, J. Benois-Pineau, R. Mé gret, A. Bugeau] // Advances in Multimedia Modeling: 18th International Conference on MultiMedia Modeling, Klagenfurt, Austria. January 2012: proceedings. – Springer Berlin Heidelberg, 2012. – P. 29–39. DOI: 10.1007/978-3-642-27355-1_6.

10. Nadhir B. H. Bag of Words Based Surveillance System Using Support Vector Machines / B. H. Nadhir, H. Osama // International Journal of Security and Its Applications – 2016. – Vol. 10, № 4. – P. 331–346. DOI: 10.14257/ijisa.2016.10.4.30.
11. Москаленко В. В. Інформаційно-екстремальне машинне навчання системи ідентифікації об'єктів на місцевості / В. В. Москаленко, А. Г. Коробов // Журнал інженерних наук. – 2016. – Т. 3, № 1. – С. Н1–Н7.
12. Москаленко В. В. Оптимізація параметрів функціонування інтелектуальної системи ідентифікації об'єктів на місцевості / В. В. Москаленко, А. Г. Коробов // Радіоелектронні і комп'ютерні системи. – 2016. – № 2. – С. 32–39.
13. Zoran S. S. Sliding window object detection without spatial clustering of raw detection responses / S. S. Zoran, K. I. Kovač ek // 10th IFAC Symposium on Robot Control International Federation of Automatic Control Dubrovnik, Croatia September 5–7: proceedings. – IFAC. Elsevier Ltd, 2012 – Vol. 45, Issue 22. – P. 114–119. DOI: 10.3182/20120905-3-HR-2030.00192.
14. RASW: A run-time adaptive sliding window to improve Viola-Jones object detection / [F. Comaschi, S. Stuijk, T. Basten, H. Corporaal] // Seventh International Conference on Distributed Smart Cameras, Palm Springs, California, USA, October 29. – November 1, 2013: proceedings. – IEEE Washington DC, USA, 2013. DOI: 10.1109/ICDSC.2013.6778224
15. Efficient algorithms for subwindow search in object detection and localization / [A. Senjian, P. Peursum, L. Wanquan, S. Venkatesh] // IEEE Computer Society Conference on Computer Vision and Pattern Recognition, Miami, Florida, USA, June 20–25, 2009 : proceeding, IEEE, Washington, D. C., USA, P. 264–271. DOI: 10.1109/CVPR.2009.5206822.
16. Москаленко В. В. Інтелектуальна система підтримки прийняття рішень для функціонального діагностування на гамма-камері / В. В. Москаленко, А. С. Рижова, А. С. Довбиш // Радіоелектроніка, інформатика, управління. – 2015. – № 4. – С. 52–58. DOI: 10.15588/1607-3274-2015-4-8

Стаття надійшла на редакції 02.01.2017.

Після доробки 17.01.2017.

Москаленко В. В.¹, Коробов А. Г.²

¹Канд. техн. наук, старший преподаватель кафедры компьютерных наук Сумского государственного университета, Сумы, Украина

²Аспирант кафедры компьютерных наук Сумского государственного университета, Сумы, Украина

ІНФОРМАЦІОННО-ЕКСТРЕМАЛЬНИЙ АЛГОРИТМ ФУНКЦІОНУВАННЯ СИСТЕМИ РОЗПОЗНАВАННЯ ОБ'ЄКТІВ НА МЕСТНОСТІ С ОПТИМІЗАЦІЄЮ ПАРАМЕТРІВ ЕКСТРАКЦІЇ ПРИЗНАКІВ

Актуальність теми статті состоит в тому, що питання вибору параметрів екстрактора ознак і алгоритму класифікаційного аналізу в умовах априорної неопределенності, ресурсних і інформаційних обмежень недостатньо досліджено і в повному обсязі не вирішено до сих пор.

Цель статті – підвищити в інформаційному і стоимісному сенсі ефективність функціонування автономної системи розпізнавання об'єктів на місцевості, яка функціонує в режимах навчання і екзаміна в умовах обмежених обсягів навчальної вибірки шляхом оптимізації параметрів екстрактора ознак і класифікатора спостережень.

Методи дослідження базуються на алгоритмах цифрової обробки і аналізу зображень для формування дескрипторів об'єктів інтересу, на принципах математическої статистики, теорії інформації для оцінки функціональної ефективності рішення правил, положеннях теорії популяційних алгоритмів для оптимізації параметрів системи сканування зображень.

Результати – розроблений алгоритм машинного навчання з грубим двоичним кодуванням спостережень і модифікацією роєвого алгоритму оптимізації параметрів функціонування системи розпізнавання зображень дозволяють отримувати по виборкам малого обсягу рішення правила з достовірністю, яка наближається до граничного максимального значення. При цьому експериментально показано перевагу використання роєвого алгоритму сканування зображень, яке состоит в троекратному підвищенні швидкості в порівнянні з відомими алгоритмами RASW і ESS.

Висновки. Предложено метод синтеза інформаційно-екстремального класифікатора зображень з грубим двоичним кодуванням разрежених гистограм частоти появи візуальних слів, що дозволяє отримувати висхідно ефективні рішення правила. Улучшено метод популяційного пошуку для налаштування параметрів екстрактора ознак, що дозволяє отримувати оптимальні в інформаційному і стоимісному сенсі параметри функціонування системи розпізнавання зображень в декількох ітераціях роботи алгоритму. Практическа цінність результатів состоит в отриманні робочих алгоритмів проектування навчальної системи розпізнавання зображень, яка функціонує в умовах ресурсних і інформаційних обмежень.

Ключевые слова: словарь ознак розпізнавання, алфавит класів розпізнавання, інформаційний критерій, оптимізація, машинне навчання, роль частин.

Moskalenko V. V.¹, Korobov A. G.²

¹Ph.D., Senior Lecturer of Computer Science Department of Sumy State University, Sumy, Ukraine

²Post-graduate Student of Computer Science Department of Sumy State University, Sumy, Ukraine

ІНФОРМАЦІОННО-ЕКСТРЕМАЛЬНИЙ АЛГОРИТМ СИСТЕМИ РОЗПОЗНАВАННЯ ОБ'ЄКТІВ НА МІСЦЕВОСТІ З ОПТИМІЗАЦІЄЮ ПАРАМЕТРІВ ЕКСТРАКЦІЇ ПРИЗНАКІВ

Context of this article topics is that the issue of the choice of parameters of the extractor features and classification analysis algorithm in conditions of a priori uncertainty, resource constraints, and information is not enough studied and in full has not been decided so far.

Objective: to increase efficiency of functioning autonomous system of recognition in information and cost sense which functions in the modes of training and examination in the conditions of limited volumes of the training dataset by optimization of parameters feature extractor and classifiers.

Methods of a research are based on algorithms of digital processing and analysis of images for formation descriptors of interest objects, on the principles of mathematical statistics, the theory of information for assessment of functional efficiency of decision rules, provisions on the theory based on population search algorithms for optimization parameters of scanning images system.

Results: the developed machine learning algorithm with rough observations binary coding and modification swarm optimization algorithm recognition system operating parameters allow to obtain for small volume dataset decision rules with reliability which approaches boundary maximum value. This experiment shows the advantage of the use swarm algorithm for scanning images, which is three-fold increase in performance compared to known algorithms RASW and ESS.

Conclusions. Proposed method for the synthesis of information extreme classifier of images with rough binary encoding of sparse histogram of frequency of occurrence of visual words, to provide a computationally efficient decision rules. Improved method based on population search to adjust parameters of the extractor features that allows you to get the best value in the information and cost meaning of

the parameters functioning system recognition of images in a few iterations of the algorithm work. The practical value of the results is to obtain well-functioning designing algorithms capable of learning image recognition, which operates under conditions of resource limitations and information.

Keywords: Dictionary features recognition, alphabet recognition class, information criterion, optimization, machine learning, particle swarm.

REFERENCES

1. Alhamzi K. Survey A., Elmogy M., Barakat S. 3D Object Recognition Based on Image Features, *International Journal of Computer and Information Technology. Faizabad, India: Research and Publication Unit*, 2014, Vol. 3, Issue 3, pp. 651–660.
2. Hurshudov A. A. Obnaruzhenie lokal'nyh prostranstvennyh struktur dlja raspoznavanija izobrazhenij, *Nauchno-tehnicheskie vedomosti SpbGU. Informatika. Telekommunikacii. Upravlenie*, 2014, № 5(205), pp. 72–82.
3. Siddhartha C., Shailesh K., Jawahar C. V. Learning Hierarchical Bag of Words using NaiveBayes Clustering, *11th Asian Conference on Computer Vision, Daejeon, Korea, November 5–9, 2012: proceedings*. Springer Berlin Heidelberg, 2013, pp. 382–395. DOI: 10.1007/978-3-642-37331-2_29.
4. Bay H., Ess A., Tuytelaars T., Gool L. V. SURF: Speeded Up Robust Features, *Computer Vision and Image Understanding (CVIU)*, 2008, Vol. 110, No. 3, pp. 346–359.
5. Kachikian S. Emadi M. A Review of detector descriptors' on Object Tracking, *International Journal of Advanced Research in Electrical, Electronics and Instrumentation Engineering*, 2016, Vol. 5, Issue 7. DOI: 10.15662/IJAREEIE.2016.0507002.
6. Shiliang Z., Tian Q., Hua G., Huang Q., Li S. Descriptive Visual Words and Visual Phrases for Image Applications, 17th ACM international conference on Multimedia, Beijing, China October 19–24, 2009: proceedings. ACM New York, NY, USA, 2009, pp. 75–84. DOI: 10.1145/1631272.1631285.
7. Yongtao Y., Jonathan L., Chenglu W., Haiyan G., Huan L., Cheng W. Bag-of-visual-phrases and hierarchical deep models for traffic sign detection and recognition in mobile laser scanning data, *ISPRS Journal of Photogrammetry and Remote Sensing*, 2016, Vol. 113, pp. 106–123. DOI: 10.1016/j.isprsjprs.2016.01.005.
8. Glauco V. P., Agma J., Traina M. From Bag-of-Visual-Words to Bag-of-Visual-Phrases using n-Grams, *SIBGRAPI '13 Proceedings of the 2013 XXVI Conference on Graphics, Patterns and Images, Arequipa, Peru, August 05–08, 2013: proceedings*. IEEE Washington, DC, USA, 2013, – pp. 304–311. DOI: 10.1109/SIBGRAPI.2013.49.
9. Karaman S., Benois-Pineau J., Mégret R., Bugeau A. Multi-Layer Local Graph Words for Object Recognition, *Advances in Multimedia Modeling: 18th International Conference on MultiMedia Modeling*. Klagenfurt, Austria, January 2012: proceedings. Springer Berlin Heidelberg, 2012, pp. 29–39. DOI: 10.1007/978-3-642-27355-1_6.
10. Nadhir B. H., Osama H. Bag of Words Based Surveillance System Using Support Vector Machines, *International Journal of Security and Its Applications*, 2016, Vol. 10, No. 4, pp. 331–346. DOI: 10.14257/ijisia.2016.10.4.30.
11. Moskalenko V. V., Korobov A. G. Informacijno-ekstremal'ne mashynne navchannja systemy identyfikacii' ob'jektiv na misceivosti, *Zhurnal inzhenernyh nauk*, 2016, Vol. 3, No. 1, pp. H1–H7.
12. Moskalenko V. V., Korobov A. G. Optyimizacija parametriv funkcionuvannja intelektual'noi' systemy identyfikacii' ob'jektiv na misceivosti, *Radioelektronni i komp'juterni systemy*, 2016, No. 2, pp. 32–39.
13. Zoran S. S., Kovaček K. I. Sliding window object detection without spatial clustering of raw detection responses, 10th IFAC Symposium on Robot Control International Federation of Automatic Control Dubrovnik, Croatia September 5–7: proceedings. IFAC. Elsevier Ltd, 2012, Vol. 45, Issue 22. pp. 114–119. DOI: 10.3182/20120905-3-HR-2030.00192.
14. Comaschi F., Stuijk S., Basten T., Corporaal H. RASW: A run-time adaptive sliding window to improve Viola-Jones object detection, *Seventh International Conference on Distributed Smart Cameras, Palm Springs, California, USA, October 29–November 1, 2013: proceedings*. IEEE Washington DC, USA, 2013. DOI: 10.1109/ICDSC.2013.6778224.
15. Senjian A., Peursum P., Wanquan L., Venkatesh S. Efficient algorithms for subwindow search in object detection and localization, *IEEE Computer Society Conference on Computer Vision and Pattern Recognition, Miami, Florida, USA, June 20–25, 2009: proceeding*, IEEE, Washington, D. C, USA, pp. 264–271. DOI: 10.1109/CVPR.2009.5206822.
16. Moskalenko V. V., Ryzhova A. S., Dovbysh A. S. Intelektual'na systema pidtrymky pryjnjattja rishen' dlja funkcional'nogo diagnostuvannja na gamma-kameri, *Radio Electronics, Computer Science, Control*, 2015, No. 4, pp. 52–58. DOI: 10.15588/1607-3274-2015-4-8.

МЕТРИКИ КАЧЕСТВА ВЫБОРОК ДАННЫХ И МОДЕЛЕЙ ЗАВИСИМОСТЕЙ, ОСНОВАННЫЕ НА ФРАКТАЛЬНОЙ РАЗМЕРНОСТИ

Актуальность. Рассмотрена задача автоматизации формирования выборок из исходных выборок большого объема для построения моделей по прецедентам. Объектом исследования являлась модель качества выборки для построения моделей по прецедентам.

Цель работы – создание набора показателей для оценки качества выборок, имеющих единую природу, на основе принципов фрактального анализа.

Метод. Предложен комплекс показателей, позволяющих характеризовать качество подвыборок относительно исходной выборки с единых позиций на основе принципов фрактального анализа. Предложены методы определения фрактальной размерности выборки, оперирующие прямоугольными блоками одинакового размера, покрывая ними пространство признаков: не учитывающий характеристики синтезируемой модели, учитывающий ошибку (точность), синтезируемой модели, а также учитывающий точность и сложность синтезируемой модели. Наряду с фрактальной размерностью также предложен метод определения показателей качества выборки на основе принципа массовой размерности применительно к анализу данных. Предложенный метод разбивает пространство признаков на кластеры одинакового размера и формы. Варьируя размер кластера, метод позволяет получать различные уровни детализации выборки. Метод позволяет определить центр масс класса в выборке, среднее расстояние между экземплярами кластера, нормированное среднее отклонение расстояний между экземплярами от их среднего, массу и плотность экземпляров кластера, объем и площадь поверхности прямоугольного кластера, отношение объема к площади поверхности кластера, средневзвешенную равномерность расположения экземпляров в кластерах класса, массу и плотность экземпляров класса, средневзвешенную равномерность расположения экземпляров выборки.

Результаты. Разработанные показатели реализованы программно и исследованы при решении задачи классификации ирисов Фишера.

Выводы. Проведенные эксперименты подтвердили работоспособность предложенного математического обеспечения и позволяют рекомендовать его для использования на практике при решении задач диагностирования и автоматической классификации по признакам. Перспективы дальнейших исследований могут заключаться в создании параллельных методов расчета комплекса предложенных показателей, оптимизации их программных реализаций, а также экспериментальном исследовании предложенных показателей на большем комплексе практических задач разной природы и размерности.

Ключевые слова: выборка, фрактальная размерность, метрика качества, кластер, формирование выборок.

НОМЕНКЛАТУРА

$\Gamma(x)$ – гамма-функция;

ε – граничное значение ошибки модели;

κ – определяемый пользователем параметр;

ξ^k – средневзвешенная равномерность расположения экземпляров в кластерах k -го класса;

ξ – средневзвешенная равномерность расположения экземпляров выборки;

ρ^k – плотность экземпляров k -го класса;

$\rho^{k,q}$ – плотность экземпляров q -го кластера k -го класса;

ρ_E – отношение, показывающее ожидание сложности отображения;

$\sigma^{k,q}$ – нормированное среднее отклонение расстояний между экземплярами q -го кластера k -го класса от их среднего;

$v_s^{k,q}$ – отношение объема шара, ограниченного гиперсферой, к площади поверхности гиперсферы q -го кластера k -го класса;

Ω_E – ожидание сложности нейронной сети прямого распространения;

Ω_i – сложность связей каждой субструктуры сети;

ω – множество настраиваемых параметров модели;

C^k – центр масс k -го класса в выборке;

C_j^k – j -я координата центра масс k -го класса в выборке;

D – фрактальная размерность выборки;

$D_{net(w)}$ – фрактальная размерность данных относительно точности (ошибки) E синтезированной модели net при текущем w ;

D_{net} – фрактальная размерность данных относительно точности (ошибки) синтезированной модели;

D_{net^*} – фрактальная размерность модели net ;

D_E – фрактальная размерность ожидания сложности двухслойной сети прямого распространения;

$D^{(k)}$ – фрактальная размерность k -го класса;

$\langle Dc \rangle$ – корреляционная размерность;

D_c – фрактальная размерность сложности связей многослойной нейросети прямого распространения;

E – критерий качества обучения модели (функция ошибки);

e – число структурных элементов распознающей модели;

f – критерий качества модели;

$F()$ – структура модели;

h – число скрытых слоев сети;

H_i – i -й скрытый слой сети;

j – номер признака
 K – число классов;
 L – число интервалов, на которые разбиваются диапазоны значений признаков;
 l – длина интервала признака или размер гиперкуба;
 M – число выходов сети;
 M^k – масса экземпляров k -го класса относительно центров масс его кластеров;
 $M^{k,q}$ – масса экземпляров q -го кластера k -го класса;
 N – число входных признаков или число входов сети;
 $n_{(k)}$ – число гиперблоков со стороной размером l , покрывающих k -й класс выборки в пространстве N признаков;
 $n(l)$ – число гиперблоков со стороной размером l , покрывающих выборку;
 $net(w)$ – распознающая модель;
 $n_{i,q}$ – число экземпляров, попавших в прямоугольный гиперблок, образованный q -м интервалом i -го признака;
 $n_{i,q,k}$ – число экземпляров k -го класса, попавших в прямоугольный гиперблок, образованный q -м интервалом i -го признака;
 opt – условное обозначение оптимума;
 $P_s^{k,q}$ – площадь поверхности гиперболы, ограничивающей q -й кластер k -го класса;
 q – номер кластера;
 Q – число кластеров всех классов;
 Q^k – число кластеров в k -м классе;
 r – единичный радиус кластера;
 R – множество расстояний, меньших r ;
 $|R|$ – мощность множества R ;
 $R^{k,q}(s,p)$ – расстояния между s -м и p -м экземплярами k -го класса в зоне q -го кластера, отстоящей от центра k -го класса не более чем на r ;
 \bar{R} – среднее расстояние;
 r – радиус отсечения (cut-off radius);
 r_k – евклидово расстояние между парой точек;
 S – число прецедентов;
 S_E – размер входного и выходного слоев, определяющий структурную сложность модели;
 S_M – размер выходного слоя нейронной сети прямого распространения;
 S_N – размер входного слоя нейронной сети прямого распространения;
 $S_{(H_i, H_{i+1})}$ – суммарное число нейронов в i -м и $(i+1)$ -м слоях сети;
 $V_s^{k,q}$ – объем шага, ограниченного гиперсферой q -го кластера k -го класса;
 w – число параметров модели;
 X – исходная выборка;
 $\langle x^s, y^s \rangle$ – s -й прецедент;
 x_j – j -й признак;
 x_j^s – значение j -го входного признака для s -го прецедента (экземпляра) выборки;
 $x_{j,\max}^{k,q}$ – максимальное значение j -го признака для экземпляров принадлежащих к q -му кластеру k -го класса;

x_j^{\max}, x_j^{\min} – соответственно, максимальное и минимальное значения признака x_j ;

$x_{j,\min}^{k,q}$ – минимальное значение j -го признака для экземпляров принадлежащих к q -му кластеру k -го класса;
 y^s – значение выходного признака для s -го прецедента (экземпляра) выборки.

ВВЕДЕНИЕ

При построении моделей принятия решений по прецедентам весьма важной задачей является формирование выборок данных, поскольку оно позволяет существенно ускорить процесс обучения модели путем выделения репрезентативной обучающей выборки малого объема.

Известные методы формирования выборок [1–5], как правило, представляют собой переборные стратегии и требуют задания в качестве целевой функции некоторого критерия, характеризующего качество формируемой подвыборки относительно исходной выборки большого объема.

Объектом исследования являлась модель качества выборки для построения моделей по прецедентам.

Ранее автором в [4, 6–9] был предложен комплекс показателей, образующий модель качества выборки. Данная модель позволяет характеризовать такие свойства выборки, как компактность, монотонность, нелинейность, отделимость классов, повторяемость, полнота, противоречивость, равномерность и неравномерность, размерность, разнообразие, репрезентативность, связанность переменных, сложность, эластичность и др.

Предметом исследования являлись показатели качества выборки.

Показатели качества выборок, входящие в модель [4, 6–9] имеют разную природу и не позволяют в едином ключе сравнивать качество выборок. С одной стороны, это влечет большие затраты времени и памяти на расчет всего комплекса показателей, а, с другой стороны, это вызывает сложности в объединении и совместном использовании комплекса показателей разной природы.

Поэтому актуальной является задача разработки показателей, позволяющих оценивать качество выборок с единой позиции.

Одним из перспективных направлений анализа данных является фрактальный анализ [10–15], ключевым понятием которого является фрактальная размерность – коэффициент, описывающий фрактальные структуры или множества на основе количественной оценки их сложности как коэффициент изменения в деталях с изменением масштаба.

Целью данной работы было создание набора показателей для оценки качества выборок, имеющих единую природу, на основе принципов фрактального анализа.

1 ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ

Пусть мы имеем исходную выборку $X = \langle x, y \rangle$ – набор S прецедентов о зависимости $y(x)$, $x = \{x^s\}$, $y = \{y^s\}$, $s = 1, 2, \dots, S$, характеризующихся набором N входных признаков $\{x_j\}$, $j = 1, 2, \dots, N$, и выходным признаком y . Каждый s -й прецедент представим как $\langle x^s, y^s \rangle$, $x^s = \{x_j^s\}$, $y^s \in \{1, 2, \dots, K\}$, $K > 1$.

Тогда задача синтеза модели зависимости $y(x)$ будет заключаться в определении такой структуры $F()$ и значений параметров w модели, при которых будет удовлетворен критерий качества модели $f(F(), \omega, \langle x, y \rangle) \rightarrow opt$. Обычно критерий качества обучения нейросетей определяют как функцию ошибки модели:

$$E = \frac{1}{2} \sum_{s=1}^S (y^s - F(\omega, x^s))^2 \rightarrow \min.$$

Для задач с дискретным выходом ошибку обученной модели можно характеризовать также формулой:

$$E = \frac{100\%}{S} \sum_{s=1}^S |y^s - F(\omega, x^s)| \rightarrow \min.$$

В случае, когда исходная выборка имеет большую размерность, перед построением нейромодели необходимо решить задачу выделения обучающей выборки меньшего объема: дано: $\langle x, y \rangle$, надо: $\langle x', y' \rangle$, $x' \in \{x^s\}$, $y' = \{y^s | x^s \in x'\}$, $S' = |y'|$, $S' < S$, $f(\langle x', y' \rangle, \langle x, y \rangle) \rightarrow opt$.

Приведенная задача требует определения критерия f , позволяющего отображать соответствие свойств формируемой подвыборки свойствам исходной выборки.

2 ЛИТЕРАТУРНЫЙ ОБЗОР

Согласно [16] размерность Хаусдорфа-Бесиковича (Hausdorff – Besicovich dimension) определяется как

$$D \approx \frac{\log(n(l))}{\log\left(\frac{1}{l}\right)},$$

где $n(l)$ – минимальное число гиперкубов размером l , необходимых для покрытия образа.

Одним из наиболее доступным способом определения размерности Хаусдорфа-Бесиковича является метод подсчета (box-counting method) [14, 15], заключающийся в повторяющемся покрытии фрактального объекта гиперкубами равного размера и подсчетом каждый раз минимального числа гиперкубов, которые содержат точки образа.

Последовательно уменьшая размер гиперкубов l , получают набор точек с координатами $(\log(n(l)),$

$\log\left(\frac{1}{l}\right))$, задающий кривую, наклон которой, определяемый с помощью линейной регрессии, является фрактальной размерностью:

$$D = \lim_{l \rightarrow 0} \frac{\log(n(l))}{\log\left(\frac{1}{l}\right)}.$$

Метод Такенса (Takens' method) [17, 18] используется для определения корреляционной размерности

$$\langle D_c \rangle = - \left\{ \frac{1}{|R|} \sum_{k=1}^{|R|} r_k \right\}^{-1},$$

где $R = \{r_k | r_k < r\}$, $r > 0$, r задается эвристически.

Общим недостатком рассмотренных методов определения фрактальной размерности [14–18] является то, что мощность множества должна удовлетворять неравенству $N < 2 \log_{10} S$, показывающему, что число точек данных S , необходимых для точного оценивания размерности N -мерного множества должно быть как минимум

$\frac{N}{10^2}$. Даже для множеств малого объема это приводит к большим значениям N .

Также фрактальную размерность в [19] предлагается характеризовать соотношениями «масса-радиус», «периметр-площадь», «площадь-объем». Однако предложенные показатели [19] определены для двумерных графических изображений и неприменимы для многомерных выборок данных.

Для нейросетевых моделей, обученных по прецедентам, в [20] предложен ряд способов определения фрактальной размерности.

Фрактальная размерность ожидания сложности двуслойной сети прямого распространения определяется как

$$D_E = \frac{\log(\Omega_E)}{\log\left(\frac{1}{\gamma_E}\right)},$$

где $\Omega_E = (1 + \rho_E^\kappa) S_E$, $\rho_E = \frac{\max(S_N, S_M)}{\min(S_N, S_M)}$, $S_E = S_N + S_M$,

$\kappa > 0$, $\frac{1}{\gamma_E} = 1 + \frac{1}{\rho_E}$ – соотношение, используемое для за-

дания собственной шкалы измерений, принимая во внимание возможность $\rho_E = 1$ такую, что $\log(\gamma_E) = 0$, если $\gamma_E = \rho_E$.

Фрактальная размерность сложности связей многослойной нейросети прямого распространения D_c определяется как сумма фрактальных размерностей всех структур сети:

$$D_c = \sum_{i=1}^{h+1} \frac{\log \Omega_i}{\log\left(\frac{1}{\gamma_i}\right)},$$

где $1 \leq i \leq h+1$: $\Omega_i = (1 + P_i^\kappa) S_{(H_i, H_{i+1})}$,

$P_i = \frac{\sum \{S_{(H_j)} | H_j \in \Omega_i\}}{N + M}$, γ_i изменяется на $\frac{1}{\gamma_i} = 1 + \frac{1}{P_i}$ с

учетом возможности $P_i = 1$, так, что $\log(\gamma_i) = 0$, если $\gamma_i = P_i$.

Для создания структуры нейросети фрактальная размерность сложности связей D_c не может быть меньше ее фрактальной размерности ожидания сложности D_E , т.е. $D_c \geq D_E$. Когда $D_c \approx D_E$ установленная структура сети может считаться оптимальной.

Особенностью рассмотренных известных методов определения фрактальной размерности является то, что

размерность выборки и размерность модели, построенной на ее основе, определяются без связи друг с другом. Это ограничивает их практическое применение. Поэтому необходимо разработать методы оценивания фрактальной размерности, позволяющие характеризовать свойства выборки и свойства обученной модели по выборке.

3 МАТЕРИАЛЫ И МЕТОДЫ

Экземпляры выборки можно представить как точки в пространстве признаков. Тогда кластеры будут соответствовать компактным областям в пространстве признаков, которые будут объединяться в классы. Кластеры можно описывать различными геометрическими фигурами. Фрактальный анализ выборки в пространстве признаков можно осуществить, задав элементарную формулу для выделения кластеров и варьируя размер кластера для разбиения выборки на фрагменты.

Для анализа фрактальной размерности выборки предлагается использовать следующий метод.

Этап инициализации. Задать обучающую выборку $\langle x, y \rangle$ и L .

Этап нормирования выборки. Если значения признаков ненормированы, то их следует пронормировать, отобразив на интервал $[0, 1]$:

$$x_j^s = \frac{x_j^s - x_j^{\min}}{x_j^{\max} - x_j^{\min}}.$$

Этап кластеризации. Разбить диапазон значений каждого признака на L интервалов длиной l :

$$l = \frac{1}{L}.$$

Сформировать кластеры как прямоугольные блоки на пересечении интервалов разных признаков.

Этап анализа данных. Определить число экземпляров, попавших в каждый прямоугольный гиперблок, образованный интервалами признаков $n_{i,q}$.

Определить число экземпляров k -го класса, попавших в каждый прямоугольный гиперблок, образованный интервалами признаков $n_{i,q,k}$.

Определить число гиперблоков со стороны размером l , покрывающих k -й класс выборки в пространстве N признаков

$$n(k) = \sum_{i=1}^N \sum_{q=1}^L \{1 | n_{i,q,k} > 0\}.$$

Определить число гиперблоков со стороны размером l , покрывающих выборку в пространстве N признаков

$$n(l) = \sum_{i=1}^N \sum_{q=1}^L \{1 | n_{i,q} > 0\} = \sum_{i=1}^N \sum_{q=1}^L \left\{ 1 \left| \sum_{k=1}^K n_{i,q,k} > 0 \right. \right\}.$$

Этап определения фрактальной размерности. Определить при заданном l фрактальную размерность k -го класса, $k=1, 2, \dots, K$:

$$D^{(k)} = \frac{\log(n(k))}{\log\left(\frac{1}{l}\right)}.$$

Определить фрактальную размерность выборки при заданном l :

$$D = \frac{\log(n(l))}{\log\left(\frac{1}{l}\right)}.$$

Данный метод оперирует прямоугольными блоками одинакового размера, покрывая ими пространство признаков. Единственным управляемым параметром метода является задаваемое число интервалов L , на которые разбиваются диапазоны значений признаков. Очевидно, что число кластеров $Q \geq K$, а $Q = L^N$, причем для каждого признака $L \geq 2$. Для обеспечения обобщающих свойств кластеров введем ограничение $Q \leq NS$. Таким образом, получим: $K \leq L^N \leq NS$, $L \geq 2$. Прологарифмируем: $\log(K) \leq N \log(L) \leq \log(NS)$ и после преобразований получим: $2L$. Заметим, что минимальным шагом для варьирования значений L является 1. Если значение верхнего предела оказывается меньше 2, то его можно заменить на S . Это связано с тем, что на оси каждого признака будет не более чем S точек и разбиение их на более чем S интервалов, очевидно, будет приводить к возникновению пустых интервалов. При больших значениях N задание числа разбиений порядка S по каждому признаку приведет к выделению огромного числа блоков порядка S^N , что сделает вычисления крайне трудоемкими, а в ряде случаев и практически не реализуемыми. Поэтому рационально в этом случае ограничить значение верхнего предела значений L величиной порядка $\text{round}(\lg(S))$, где round – функция округления к ближайшему целому числу.

Определение показателя D при малых значениях L потребует больших затрат вычислительных ресурсов и ресурсов памяти ЭВМ, чем при больших значениях L . Однако точность анализа для малых значений L будет ниже, в то время как уровень обобщения будет выше, чем для больших значений L .

Достоинством предложенного метода и определяемого на его основе показателя качества выборки является то, что они не зависят от метода синтеза модели и результатов его работы и позволяют оценивать свойства отдельно взятой выборки.

Недостатками предложенного метода является неопределенность в выборе значения параметра L , а также отсутствие связи метода с качеством синтезируемой модели.

Для устранения отмеченных недостатков предлагается использовать метод определения фрактальной размерности входного множества для обучения распознающей модели.

Этап инициализации. Задать обучающую выборку $\langle x, y \rangle$, метод синтеза модели, критерий качества обучения модели как функцию ошибки E , а также максимальное приемлемое значение ошибки ε .

Этап нормирования выборки. Если значения признаков ненормированы, то их следует пронормировать, отобразив на интервал $[0, 1]$.

Этап формирования и анализа разбиения данных. Последовательно изменяя значение $L = 2, \dots, S$:

– определить длину интервала l ;

– квантовать признаки выборки, разбив диапазоны их значений на L интервалов;

– определить число гиперблоков со стороны размером l , покрывающих выборку в пространстве N признаков, $n(l)$;

– построить распознающую модель net с помощью заданного метода, минимизируя функцию ошибки E до достижения приемлемого уровня ε ;

– оценить ошибку E построенной распознающей модели net .

Этап определения фрактальной размерности. Для всех l , для которых ошибка модели является приемлемой, определить фрактальную размерность данных относительно точности (ошибки) синтезированной модели:

$$D_{net} = \left\{ \frac{\log(n(l))}{\log\left(\frac{1}{l}\right)} \mid E(net) \leq \varepsilon \right\}$$

Данный метод оперирует прямоугольными блоками одинакового размера, покрывая ними пространство признаков. Единственным управляемым параметром метода является задаваемое граничное значение ошибки ε модели. Очевидно, что чем меньше будет заданное ε , тем более детальной должна быть модель, то есть потребуется выделить большее число кластеров Q , а, следовательно, и большим будет число L . Соответственно, с уменьшением заданного ε будут возрастать затраты вычислительных ресурсов и ресурсов памяти ЭВМ на анализ выборки.

Достоинством предложенного метода и определяемого на его основе показателя качества выборки является то, что они связаны с показателем качества синтезируемой модели, а также в автоматическом режиме устанавливает оптимальное значение параметра L .

Недостатками предложенного метода является неопределенность в выборе значения параметра ε , а также его зависимость от качества обучения и принципов функционирования модели, по которой он определяется. Также следует отметить, что функция ошибки, используемая в методе, является лишь одной из характеристик синтезируемой модели, но не учитывает ее размерность и обобщающие свойства.

Поэтому фрактальную размерность обученной модели предлагается определять на основе изложенного ниже метода, учитывающего размерность модели.

Размерность модели – число величин, представляющих в модели параметры и характеристики. Для распознающей модели оценим размерность числом ее параметров w и числом структурных элементов e . Для разных типов моделей эти величины могут существенно отличаться. Однако, как правило, w зависит от e , причем $w \gg e$. Поэтому предлагается для оценки размерности распознающей модели ограничиться числом ее параметров w .

Определим максимальное допустимое с точки зрения обобщения значение w как размерность входа обучающего множества $w_{max} = NS$, а минимально допустимое значение $w_{min} > 0$.

Этап инициализации. Задать обучающую выборку $\langle x, y \rangle$, метод синтеза модели, критерий качества обучения модели как функцию ошибки E , а также максимальное приемлемое значение ошибки ε . Задать $w = w_{max}$.

Этап нормирования выборки. Если значения признаков ненормированы, то их следует пронормировать, отобразив на интервал $[0, 1]$.

Этап формирования и анализа разбиения данных. Последовательно изменяя значение $L = 2, \dots, S$:

– определить длину интервала l ;

– квантовать признаки выборки, разбив диапазоны их значений на L интервалов;

– определить число гиперблоков со стороны размером l , покрывающих выборку в пространстве N признаков, $n(l)$;

– построить распознающую модель $net(w)$ с помощью заданного метода, минимизируя функцию ошибки E до достижения приемлемого уровня ε ;

– оценить ошибку E построенной распознающей модели net .

Этап минимизации сложности модели. Найти минимальное l при котором точность построенной модели $net(w)$ является приемлемой. Последовательно изменяя значения $w = w_{min}, \dots, w_{max}$ построить модель $net(w)$ с помощью заданного метода, минимизируя функцию ошибки E до достижения приемлемого уровня ε .

Для всех w , для которых ошибка модели является приемлемой, определить фрактальную размерность данных относительно точности (ошибки) синтезированной модели при текущем w :

$$D_{net(w)} = \left\{ \frac{\log(n(l))}{\log\left(\frac{1}{l}\right)} \mid E(net(w)) \leq \varepsilon \right\}$$

Для $D_{net(w)} > 0$ определить такое минимальное w , при котором при минимальном L ошибка модели E будет приемлемой:

$$D_{net^*} = \left\{ \frac{D_{net(w)}}{\log\left(\frac{1}{w}\right)} \mid E(net(w)) \leq \varepsilon \right\} =$$

$$= \left\{ \frac{\log(n(l))}{\log\left(\frac{1}{l}\right) \log\left(\frac{1}{w}\right)} \mid E(net(w)) \leq \varepsilon \right\}$$

Данный метод оперирует прямоугольными блоками одинакового размера, покрывая ними пространство признаков. Управляемыми параметрами метода является задаваемое граничное значение ошибки ε модели, а также число параметров модели w . Очевидно, что чем меньше будет значение w , тем выше может быть уровень обобщения модели, однако и тем будет сложнее построить модель с требуемой точностью ε .

Наряду с фрактальной размерностью также возможно рассмотреть принцип массовой размерности применительно к анализу данных.

Рассмотрим разбиение признакового пространства на компактные области – кластеры одинакового размера и формы. Каждый кластер будет содержать близко расположенные экземпляры, обладающие подобными характеристиками (значениями описательных признаков). Очевидно, что варьируя размер кластера, мы получим различные уровни детализации выборки. Определим допустимый диапазон варьирования числа кластеров. Поскольку каждый класс может быть представлен в пространстве признаков не менее, чем одним кластером, то нижняя граница числа кластеров не может быть меньше числа классов. С другой стороны, при числе кластеров большем, чем число экземпляров в выборке, получим большое число пустых кластеров. Таким образом, $K \leq Q \leq S$.

Также, очевидно, что размерность описания кластеров не должна превышать размерность исходной выборки. Размерность исходной выборки оценим как NS , а каждый кластер будет описываться центром в N -мерном пространстве признаков и радиусом по оси каждого признака. Если считать все признаки предварительно пронормированными, а кластеры – одного размера и формы, то описание кластера будет иметь размерность $N+1$. Следовательно, $(N+1)Q \leq NS \Rightarrow Q \leq NS/(N+1)$. Поскольку $N > 1$, то $K \leq Q \leq S \leq NS/(N+1)$.

Очевидно, что при большом числе экземпляров в исходной выборке придется рассматривать большое число кластеров, что приведет к существенным затратам времени. Поэтому предлагается метод, позволяющий выделять минимизировать число анализируемых кластеров, последовательно наращивая их по необходимости.

Этап инициализации. Задать выборку $\langle x, y \rangle$. Задать единственный радиус r .

Этап анализа классов. Для каждого класса $k=1,2,\dots,K$:

– найти центр масс k -го класса $C^k = \{C_j^k\}$ среди всех имеющихся в выборке экземпляров данного k -го класса:

$$C_j^k = \frac{1}{S^k} \sum_{s=1}^S \left\{ x_j^s \mid y^s = k \right\}, j = 1, 2, \dots, N;$$

– установить номер текущего кластера k -го класса $q=1$.

– выполнить этап анализа q -го кластера.

Этап анализа q -го кластера:

– если текущий кластер оказался пустым (не содержащим экземпляров k -го класса), то принять в качестве центра текущего кластера самый удаленный от текущего центра экземпляр того же класса;

– в зоне, отстоящей от центра k -го класса не более чем на r , найти расстояния между экземплярами соответствующего класса:

$$R^{k,q}(s, p) = \sqrt{\sum_{j=1}^N \left\{ \left(x_j^s - x_j^p \right)^2 \mid R(x^s, C^{k,q}) \leq r, R(x^p, C^{k,q}) \leq r, y^s = y^p = k \right\}},$$

$$R^{k,q}(p, s) = R^{k,q}(s, p),$$

где $s = 1, 2, \dots, S, p = s+1, s+2, \dots, S$,

$$R(x^s, C^{k,q}) = \sqrt{\sum_{j=1}^N \left(x_j^s - C_j^{k,q} \right)^2},$$

$$C_j^{k,q} = C_j^{k,q};$$

– определить среднее расстояние:

$$\bar{R} = \frac{1}{S(S-1)} \sum_{s=1}^S \left\{ \sum_{p=s+1}^S \left\{ R^{k,q}(s, p) \mid R(x^p, C^{k,q}) \leq r, y^p = k \right\} \right\};$$

– определить нормированное среднее отклонение расстояний между экземплярами от их среднего:

$$\sigma^{k,q} = \frac{1}{r} \sqrt{\sum_{s=1}^S \left\{ \sum_{p=1}^S \left\{ \left(R^{k,q}(s, p) - \bar{R} \right)^2 \mid R(x^p, C^{k,q}) \leq r, y^p = k \right\} \mid R(x^s, C^{k,q}) \leq r, y^s = k \right\}}.$$

Значение показателя будет находиться в диапазоне $[0, 1]$. Чем меньше будет значение показателя, тем равномернее расположены экземпляры класса в кластере;

– определить массу экземпляров кластера:

$$M^{k,q} = \sum_{s=1}^S \left\{ \frac{1}{1 + R(x^s, C^{k,q})} \right\};$$

– определить плотность экземпляров кластера:

$$\rho^{k,q} = \frac{M^{k,q}}{S^{k,q}};$$

– определить площадь поверхности гиперсферы размерности N для q -го кластера k -го класса:

$$P_s^{k,q} = NC_N \left(\frac{1}{2} \max_{j=1,2,\dots,N} \{ x_{j,\max}^{k,q} - x_{j,\min}^{k,q} \} \right)^{N-1},$$

где

$$C_N = \frac{\pi^{\frac{N}{2}}}{\Gamma\left(\frac{N}{2} + 1\right)} = \begin{cases} \frac{\pi^{\frac{N}{2}}}{\left(\frac{N}{2}\right)!}, & \text{если } N - \text{четное;} \\ \frac{2^{\frac{N-1}{2}} \pi^{\frac{N-1}{2}}}{N!!}, & \text{если } N - \text{нечетное,} \end{cases}$$

– определить объем N -мерного шара, ограниченно-го гиперсферой размерности N для q -го кластера k -го класса:

$$V_s^{k,q} = C_N \left(\frac{1}{2} \max_{j=1,2,\dots,N} \{x_{j,\max}^{k,q} - x_{j,\min}^{k,q}\} \right)^N ;$$

– определить отношение объема к площади поверхности кластера:

$$v_s^{k,q} = \frac{V_s^{k,q}}{P_s^{k,q}} ;$$

– удалить из рассмотрения экземпляры соответствующего q -го кластера k -го класса. Если среди оставшихся экземпляров в выборке все еще имеются экземпляры k -го класса, то положить $q=q+1$, скорректировать значение S^k , принять:

$$C_j^k = \frac{1}{S^k} \sum_{s=1}^S \{x_j^s | y^s = k\}, j=1, 2, \dots, N,$$

перейти к этапу анализа q -го кластера; в противном случае – вернуть исходное значение S^k и перейти к этапу анализа выборки.

Этап анализа выборки. Для $k=1, 2, \dots, K$ определить:

– средневзвешенную равномерность расположения экземпляров в кластерах класса

$$\xi^k = \frac{1}{S^k} \sum_{q=1}^{Q^k} S^{k,q} \sigma^{k,q} .$$

Значение показателя будет находиться в диапазоне [0, 1]. Чем меньше будет значение показателя, тем равномернее расположены экземпляры класса в его кластерах;

– массу экземпляров класса относительно центров масс его кластеров:

$$M^k = \sum_q \left\{ \frac{M^{k,q}}{1 + R(C^{k,q}, C^k)} \right\},$$

где $R(C^{k,q}, C^k) = \sqrt{\sum_{j=1}^N (C_j^{k,q} - C_j^k)^2}$;

– плотность экземпляров класса:

$$\rho^k = \frac{M^k}{S^k} .$$

После чего определить средневзвешенную равномерность расположения экземпляров выборки:

$$\xi = \frac{1}{S} \sum_{k=1}^K S^k \rho^k = \frac{1}{S} \sum_{k=1}^K M^k .$$

Значение показателя будет находиться в диапазоне [0, 1]. Чем меньше будет значение показателя, тем равномернее расположены экземпляры класса в его кластерах.

Предложенный метод позволяет определить комплекс показателей, характеризующие свойства кластеров, классов и выборки в целом.

4 ЭКСПЕРИМЕНТЫ

Для исследования комплекса предложенных показателей выборок и моделей, основанных на фрактальной размерности, они были программно реализованы. Разработанное программное обеспечение использовалось для проведения вычислительных экспериментов по исследованию применимости предложенных показателей на примере решения задачи автоматической классификации ирисов Фишера по признакам [21], выборка данных для которой визуализирована на рис. 1.

5 РЕЗУЛЬТАТЫ

В результате проведенных экспериментов для задачи классификации ирисов Фишера оценка фрактальной размерности выборки составила $D = 0,59034$, а оценки фрактальных размерностей классов: $D^{(1)} = 0,68223$, $D^{(2)} = 0,6212$, $D^{(3)} = 0,53407$. Графики зависимостей от l^{-1} в логарифмической системе координат для всей выборки и классов приведены на рис. 2а и 2б, соответственно. На рис. 2б разные классы кодируются маркерами разных размеров.

На рис. 3 приведены схематические графики зависимостей $n(l)$ выборки от l^{-1} в логарифмической системе координат для разных заданных значений ε и получаемых значений E (рис. 3а), а также размерностей формируемой выборки S' и N' (рис. 3б).

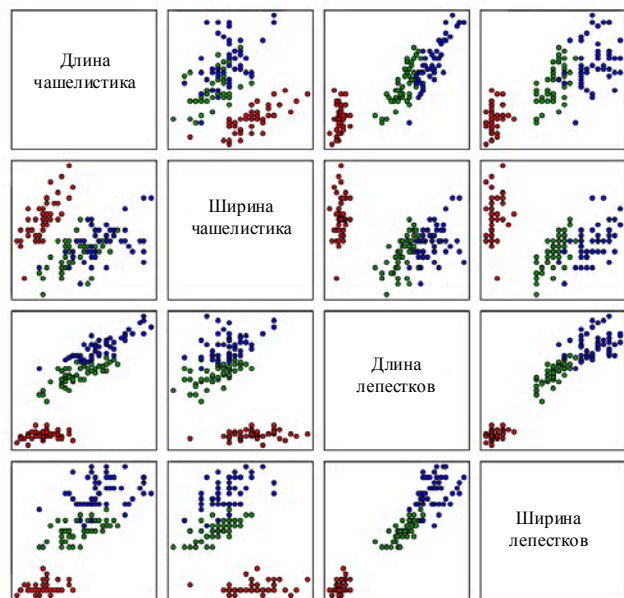


Рисунок 1 – Визуализация выборки данных ирисов Фишера для разных классов: красный – Ирис щетинистый (*Iris setosa*), зеленый – Ирис разноцветный (*Iris versicolor*), синий – Ирис виргинский (*Iris virginica*) (Источник – https://upload.wikimedia.org/wikipedia/commons/thumb/5/56/Iris_dataset_scatterplot.svg/1024px-Iris_dataset_scatterplot.svg.png)

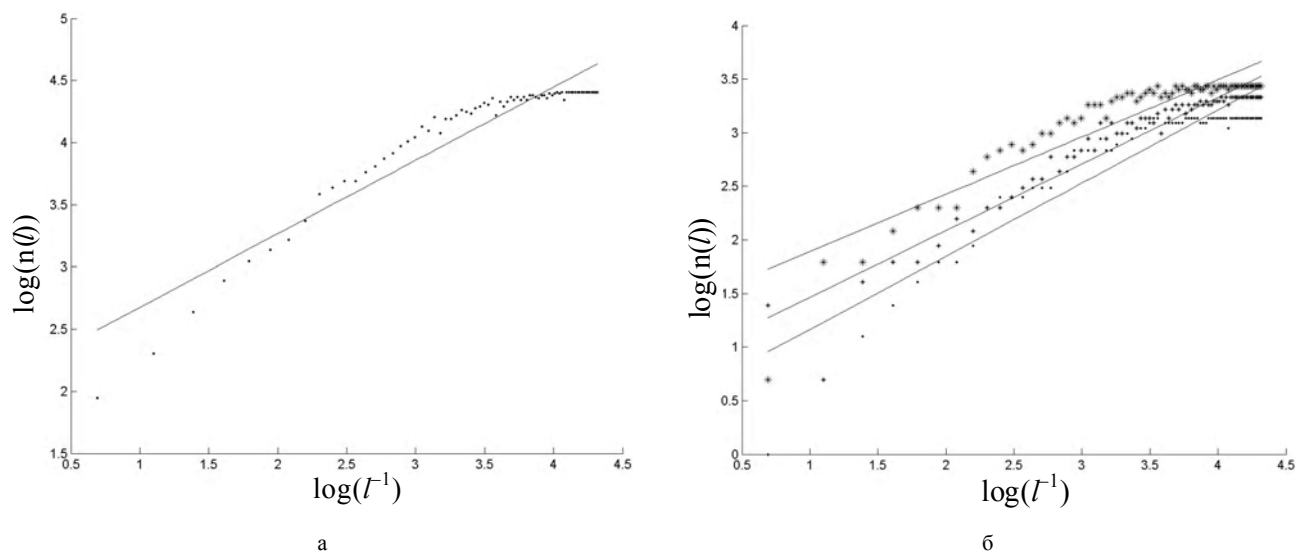


Рисунок 2 – Графики зависимостей от l^{-1} в логарифмической системе координат:
 а – $n(l)$ выборки, б – $n(l)$ классов

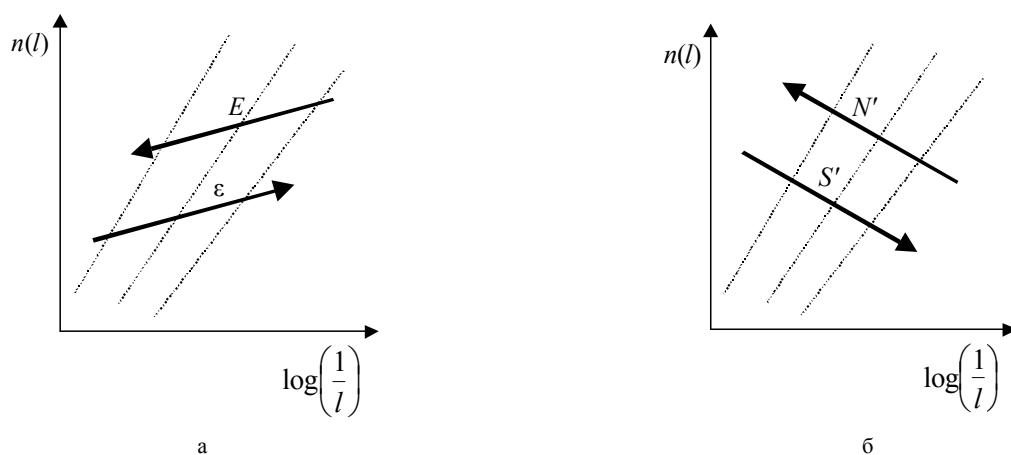


Рисунок 3 – Схематические графики зависимостей от l^{-1} в логарифмической системе координат:
 а – $n(l)$ выборки, б – $n(l)$ классов

На рис. 4 изображены графики зависимостей: ξ^k от r (рис. 4а), ρ^k от r (рис. 4б), M^k от r (рис. 4в), ν^k от r (рис. 4г), ξ от r (рис. 4д) в логарифмической системе координат. На рис. 4а–рис. 4г разные классы кодируются маркерами разных размеров. В табл. 1 приведены рассчитанные фрактальные размерности классов и выборки, зависящие от r .

6 ОБСУЖДЕНИЕ

Проведенные эксперименты подтвердили работоспособность предложенных методов и реализующих их программных средств.

Как видно из рис. 2 и рис. 4, а также табл. 1, предложенные показатели фрактальной размерности на основе подсчета попаданий в блоки и соотношений масс радиус позволяют хорошо показать различия между классами. Эти показатели можно использовать в методах формирования выборок, определяя критерии каче-

ства формируемых подвыборок на основе предложенных показателей фрактальной размерности. Если формируемая подвыборка или ее классы по показателям фрактальной размерности существенно отличаются от аналогичных показателей исходной выборки, то возможно, что полученная выборка не обладает репрезентативностью относительно исходной выборки. Также при сравнении нескольких подвыборок-кандидатов предложенные показатели могут использоваться как меры их качества: из подвыборок-кандидатов следует отдавать предпочтение той, которая будет иметь показатели фрактальной размерности, наиболее близкие по значениям к показателям исходной выборки.

Как видно из рис. 3, изменение заданных составляющих размерности формируемой подвыборки (числа признаков N' и числа экземпляров S'), а также E и ϵ влияют на положение прямой, соединяющей точки зависимости $n(l)$.

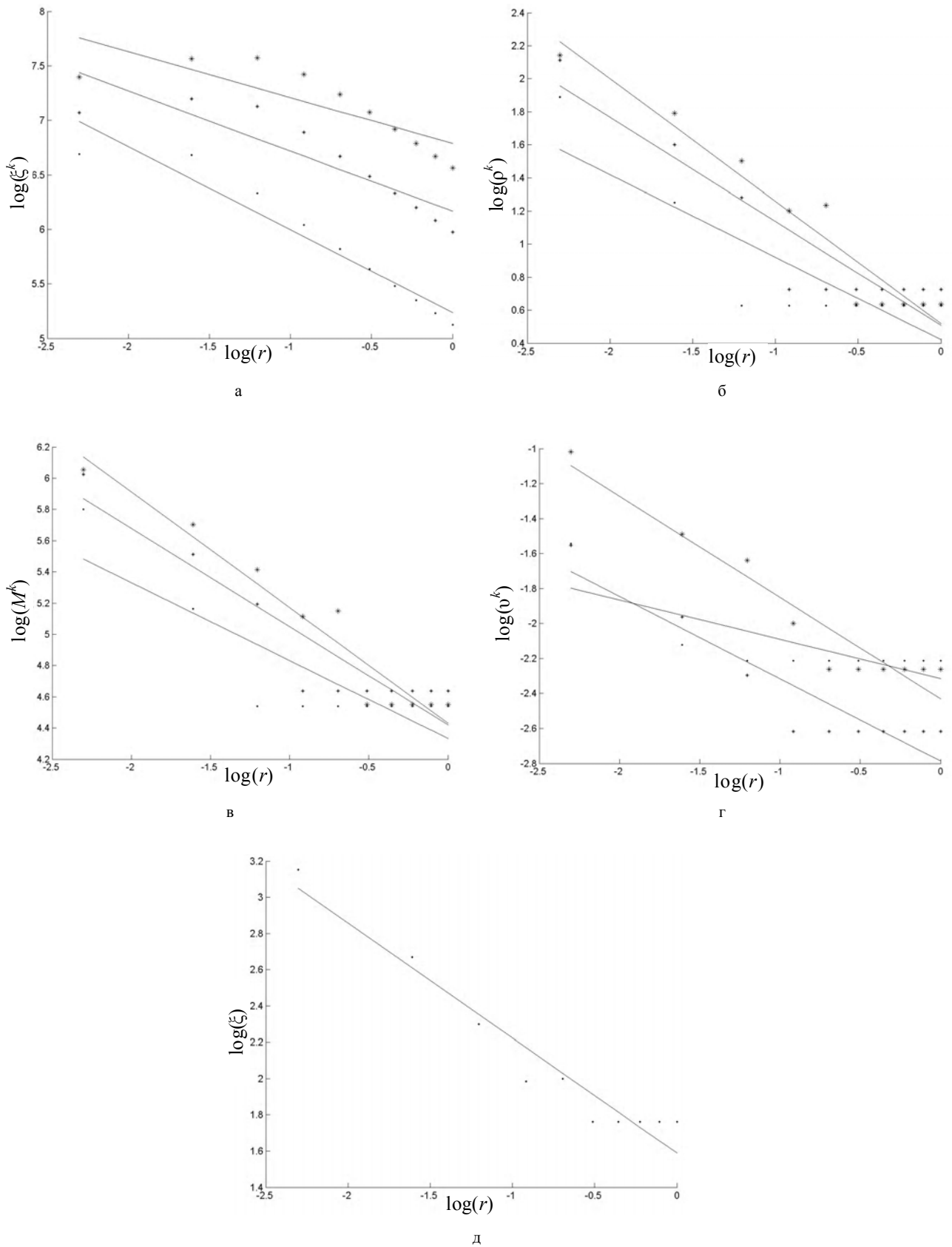


Рисунок 4 – Графики зависимостей от r в логарифмической системе координат:

а – ξ^k ; б – ρ^k ; в – M^k ; г – v^k ; д – ξ

Таблица 1 – Фрактальные размерности классов и выборки

Показатель фрактальной размерности	Метка класса			Выборка
	1	2	3	
$\xi (\xi^k)$	-0,7606	-0,5530	-0,4203	-0,6338
ρ^k	-0,4990	-0,6290	-0,7407	-
M^k	-0,4990	-0,6290	-0,7407	-
ν^k	-0,2243	-0,4715	-0,5789	-

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В работе рассмотрена актуальная задача автоматизации формирования выборок из исходных выборок большого объема для построения моделей по прецедентам.

Научная новизна полученных результатов заключается в том, что впервые предложен комплекс показателей, позволяющих характеризовать качество подвыборок относительно исходной выборки с единых позиций на основе принципов фрактального анализа.

Предложены методы определения фрактальной размерности выборки, оперирующие прямоугольными блоками одинакового размера, покрывая ими пространство признаков: не учитывающий характеристики синтезируемой модели, учитывающий ошибку (точность), синтезируемой модели, а также учитывающий точность и сложность синтезируемой модели.

Наряду с фрактальной размерностью также предложен метод определения показателей качества выборки на основе принципа массовой размерности применительно к анализу данных. Предложенный метод разбивает пространство признаков на кластеры одинакового размера и формы. Варьируя размер кластера, метод позволяет получать различные уровни детализации выборки. Метод позволяет определить центр масс класса в выборке, среднее расстояние между экземплярами кластера, нормированное среднее отклонение расстояний между экземплярами от их среднего, массу и плотность экземпляров кластера, объем и площадь поверхности прямоугольного кластера, отношение объема к площади поверхности кластера, средневзвешенную равномерность расположения экземпляров в кластерах класса, массу и плотность экземпляров класса, средневзвешенную равномерность расположения экземпляров выборки.

Практическая ценность полученных результатов состоит в том, что разработанные показатели реализованы программно и исследованы при решении задачи классификации ирисов Фишера.

Проведенные эксперименты подтвердили работоспособность предложенного математического обеспечения и позволяют рекомендовать его для использования на практике при решении задач построения моделей по прецедентам.

Перспективы дальнейших исследований могут заключаться в создании параллельных методов расчета комплекса предложенных показателей, оптимизации их программных реализаций, а также экспериментальном исследовании предложенных показателей на большем комплексе практических задач разной природы и размерности.

БЛАГОДАРНОСТИ

Работа выполнена в рамках государственной научно-исследовательской темы «Методы и средства вычислительного интеллекта и параллельного компьютеринга для обработки больших объемов данных в системах диагностики» (номер гос. регистрации 0116U007419) кафедры программных средств Запорожского национального технического университета при частичной поддержке международного образовательного проекта «Центры передового опыта для молодых ученых» (Ref. No. 544137-TEMPUS-1-2013-1-SK-TEMPUS-JPHES) программы «Темпус» Европейского Союза.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Jensen R. Computational intelligence and feature selection: rough and fuzzy approaches / R. Jensen, Q. Shen. – Hoboken : John Wiley & Sons, 2008. – 339 p.
- Chaudhuri A. Survey sampling theory and methods / A. Chaudhuri, H. Stenger. – New York : Chapman & Hall, 2005. – 416 p. DOI: 10.1201/9781420028638
- Encyclopedia of survey research methods / ed. P. J. Lavrakas. – Thousand Oaks: Sage Publications, 2008. – Vol. 1–2. – 968 p. DOI: 10.4135/9781412963947.n159
- Субботин С. А. Формирование выборок и анализ качества моделей на основе нейронных и нейро-нечетких сетей в задачах диагностики и распознавания образов : монография / С. А. Субботин. – Saarbrücken : LAP Lambert academic publishing, 2012. – 232 с. – (ISBN 978-3-8473-4471-1).
- Кокрен У. Методы выборочного исследования / У. Кокрен ; пер. с англ. И. М. Сониной ; под ред. А. Г. Волкова, Н. К. Дружинина. – М. : Статистика, 1976. – 440 с.
- Subbotin S. A. The training set quality measures for neural network learning / S. A. Subbotin // Optical Memory and Neural Networks (Information Optics). – 2010. – Vol. 19, № 2. – P. 126–139. DOI: 10.3103/s1060992x10020037
- Субботин С. А. Комплекс характеристик и критериев сравнения обучающих выборок для решения задач диагностики и распознавания образов / С. А. Субботин // Математичні машини і системи. – 2010. – № 1. – С. 25–39.
- Субботин С. А. Критерии индивидуальной информативности и методы отбора экземпляров для построения диагностических и распознающих моделей / С. А. Субботин // Біоніка інтелекту. – 2010. – № 1. – С. 38–42.
- Субботин С. А. Методы формирования выборок для построения диагностических моделей по прецедентам / С. А. Субботин // Вісник Національного технічного університету «Харківський політехнічний інститут» : зб. наук. праць. – Харків : НТУ «ХПІ», 2011. – № 17. – С. 149–156.
- Roberts A. Unbiased estimation of multi-fractal dimensions of finite data sets / A. Roberts, A. Cronin // Physica A: Statistical Mechanics and its Applications. – 1996. – Vol. 233, № 3–4. – P. 867–878. DOI:10.1016/s0378-4371(96)00165-3

11. Evaluating the fractal dimension of profiles / [B. Dubuc, J. Quiniou, C. Roques-Carnes, C. Tricot, S. Zucker] // *Physical Review*. – 1989. – Т. 39, № 3. – P. 1500–1512. DOI:10.1103/PhysRevA.39.1500
12. Cheng Q. Multifractal Modeling and Lacunarity Analysis / Q. Cheng // *Mathematical Geology*. – 1997. – Vol. 29, № 7. – P. 919–932. DOI:10.1023/A:1022355723781
13. Eftekhari A. Fractal Dimension of Electrochemical Reactions / A. Eftekhari // *Journal of the Electrochemical Society*. – 2010. – Vol. 151, № 9. – P. E291–E296. DOI:10.1149/1.1773583
14. Signal attenuation and box-counting fractal analysis of optical coherence tomography images of arterial tissue / [D. P. Popescu, C. Flueraru, Y. Mao at al] // *Biomedical Optics Express*. – 2010. – Vol. 1, № 1. – P. 268–277. DOI:10.1364/boe.1.000268
15. Li J. An improved box-counting method for image fractal dimension estimation / J. Li, Q. Du, C. Sun // *Pattern Recognition*. – 2009. – Vol. 42, № 11. – P. 2460–2469. DOI:10.1016/j.patcog.2009.03.001
16. Crişan D. A. Fractal dimension spectrum as an indicator for training neural networks / D. A. Crişan, R. Dobrescu // *Universitatea Politehnica Bucuresti Sci. Bull. Series C*. – 2007. – Vol. 69, № 1. – P. 23–32.
17. Camastra F. Data Dimensionality Estimation Methods: A survey / F. Camastra // *Pattern Recognition*. – 2003. – Vol. 36, Issue 12. – P. 2945–2954. DOI: 10.1016/S0031-3203(03)00176-6
18. Takens F. On the numerical determination of the dimension of an attractor / F. Takens // *Dynamical Systems and Bifurcations : Workshop, Groningen, 16–20 April 1984 : proceedings* / [eds.: Braaksma B., Broer H. W., Takens F.]. – Berlin : Springer, 1985. – P. 99–106. – (Lecture Notes in Mathematics, Vol. 1125). DOI: 10.1007/bfb0075637
19. Чумак О. В. Энтропии и фракталы в анализе данных / О. В. Чумак. – М.-Ижевск : НИЦ «Регулярная и хаотическая динамика», Институт компьютерных исследований, 2011. – 164 с.
20. Zong-Chang Y. Establishing structure for artificial neural networks based-on fractal / Y. Zong-Chang // *Journal of Theoretical and Applied Information Technology*. – 2013. – Vol. 49, № 1. – P. 342–347.
21. Fisher Iris dataset [Electronic resource]. – Access mode: <https://archive.ics.uci.edu/ml/datasets/Iris>

Статья поступила в редакцию 25.01.2017.
После доработки 06.02.2017.

Субботін С. О.

Д-р техн. наук, професор, завідувач кафедри програмних засобів Запорізького національного технічного університету, Запоріжжя, Україна

МЕТРИКИ ЯКОСТІ ВИБРОК ДАНИХ І МОДЕЛЕЙ ЗАЛЕЖНОСТЕЙ, ЗАСНОВАНІ НА ФРАКТАЛЬНІЙ РОЗМІРНОСТІ

Актуальність. Розглянуто задачу автоматизації формування вибірок з вихідних вибірок великого обсягу для побудови моделей за прецедентами. Об'єктом дослідження є модель якості вибірки для побудови моделей за прецедентами.

Мета роботи – створення набору показників для оцінки якості вибірок, що мають єдину природу, на основі принципів фрактального аналізу.

Метод. Запропоновано комплекс показників, що дозволяють характеризувати якість підвибірок відносно вихідної вибірки з єдиних позицій на основі принципів фрактального аналізу. Запропоновано методи визначення фрактальної розмірності вибірки, що оперують прямокутними блоками однакового розміру, покриваючи ними простір ознак: такий, що не враховує характеристики синтезованої моделі, такий, що враховує помилку (точність) синтезованої моделі, а також такий, що враховує точність і складність синтезованої моделі. Поряд із фрактальною розмірністю також запропоновано метод визначення показників якості вибірки на основі принципу масової розмірності стосовно до аналізу даних. Запропонований метод розбиває простір ознак на кластери однакового розміру і форми. Варіюючи розмір кластера, метод дозволяє одержувати різні рівні деталізації вибірки. Метод дозволяє визначити центр мас класу у вибірці, середню відстань між екземплярами кластера, нормоване середнє відхилення відстаней між екземплярами від їхнього середнього, масу і щільність екземплярів кластера, обсяг і площу поверхні прямокутного кластера, відношення обсягу до площі поверхні кластера, середньозважену рівномірність розташування екземплярів у кластерах класу, масу і щільність екземплярів класу, середньозважену рівномірність розташування екземплярів вибірки.

Результати. Розроблені показники реалізовані програмно і досліджені при вирішенні задачі класифікації ірисів Фішера.

Висновки. Проведені експерименти підтвердили працездатність запропонованого математичного забезпечення і дозволяють рекомендувати його для використання на практиці при вирішенні задач діагностування й автоматичної класифікації за ознаками. Перспективи подальших досліджень можуть полягати в створенні послідовних методів розрахунку комплексу запропонованих показників, оптимізації їхніх програмних реалізацій, а також експериментальному дослідженні запропонованих показників на більшому комплексі практичних задач різної природи і розмірності.

Ключові слова: вибірка, фрактальна розмірність, метрика якості, кластер, формування вибірок.

Subbotin S. A.

Dr. Sc., Professor, Head of the Department of Software Tools of Zaporizhzhya National Technical University, Zaporizhzhya, Ukraine

THE FRACTAL DIMENSION BASED QUALITY METRICS OF DATA SAMPLES AND DEPENDENCE MODELS

Context. The problem of automating the sampling of the original sample a large amount for the construction of models precedent. The object of the study was to model quality samples to build the models precedents.

Objective. The goal of the work is the creation of a set of indicators to assess the quality of samples having a single nature, based on the principles of fractal analysis.

Method. A set of indicators is proposed to characterize the quality of the subsample with respect to the original sample with one point of view on the basis of the principles of fractal analysis. The methods of sample fractal dimension evaluation are proposed. They operating with rectangular blocks of equal size and covering by them the feature space. They are method not taking into account the characteristics of the synthesized model, method taking into account the error (accuracy) of synthesized model and method taking into account accuracy and complexity of the synthesized model. Along with the fractal dimension it is also provided a method for determining the sample quality indicators based on the principle of mass dimension with regard to data analysis. The proposed method divides the feature space on clusters of the same size and shape. The method allows obtaining different levels of sampling detail varying the size of the cluster. The method allows to determine the masses of the class center in the sample, the average distance between instances of the cluster, the normalized mean deviation of the distance between instances of their average mass and density of the instances of the cluster, the volume and surface area of rectangular cluster ratio of volume to surface area of the cluster, the weighted average of evenness of instances location in the clusters of a class, the mass and density of instances of the class, the weighted average of sample instances location.

Results. The developed indicators have been implemented in software and investigated for solving the problems of Fisher's Iris classification.

Conclusions. The conducted experiments have confirmed the proposed software operability and allow recommending it for use in practice for solving the problems of diagnosis and automatic classification on the features. The prospects for further research may include the creation of parallel methods for calculation of set of proposed indicators, the optimization of their software implementations, as well as a experimental study of proposed indicators on more complex practical problems of different nature and dimensionality.

Keywords: sample, fractal dimension, quality metric, cluster, sample formation.

REFERENCES

1. Jensen R., Shen Q. Computational intelligence and feature selection: rough and fuzzy approaches. Hoboken, John Wiley & Sons, 2008, 339 p.
2. Chaudhuri A., Stenger H. Survey sampling theory and methods. New York, Chapman & Hall, 2005, 416 p. DOI: 10.1201/9781420028638
3. Ed. P. J. Lavrakas. Encyclopedia of survey research methods. Thousand Oaks, Sage Publications, 2008, Vol. 1–2, 968 p. DOI: 10.4135/9781412963947.n159
4. Subbotin S. A. Formirovaniye vyborok i analiz kachestva modeley na osnove neyronnykh i neyro-nechotkikh setey v zadachakh diagnostiki i raspoznavaniya obrazov: monografiya. Saarbrücken, LAP Lambert academic publishing, 2012, 232 p. (ISBN 978-3-8473-4471-1).
5. Kokren U., per. s angl. Sonina I. M.; pod red. Volkova A. G., Druzhinina N. K. Metody vyborochnogo issledovaniya. Moscow, Statistika, 1976, 440 p.
6. Subbotin S. A. The training set quality measures for neural network learning, *Optical Memory and Neural Networks (Information Optics)*, 2010, Vol. 19, No. 2, pp. 126–139. DOI: 10.3103/s1060992x10020037
7. Subbotin S. A. Kompleks kharakteristik i kriteriyev sravneniya obuchayushchikh vyborok dlya resheniya zadach diagnostiki i raspoznavaniya obrazov, *Matematychni mashyny i systemy*, 2010, No. 1, pp. 25–39.
8. Subbotin S. A. Kriterii individual'noy informativnosti i metody otbora ekzempliarov dlya postroyeniya diagnosticheskikh i raspoznavayushchikh modeley, *Bionika intelektu*, 2010, No. 1, pp. 38–42.
9. Subbotin S. A. Metody formirovaniya vyborok dlya postroyeniya diagnosticheskikh modeley po pretsedentam, Visnyk Natsional'noho tekhnichnoho universytetu «Kharkivs'kyy politekhnichnyy instytut»: zb. nauk. prats. Kharkiv: NTU «KHPI», 2011, No. 17, pp. 149–156.
10. Roberts A., Cronin A. Unbiased estimation of multi-fractal dimensions of finite data sets, *Physica A: Statistical Mechanics and its Application*, 1996, Vol. 233, No. 3–4, pp. 867–878. DOI: 10.1016/s0378-4371(96)00165-3
11. Dubuc B., Quiniou J., Roques-Carmes C., Tricot C., Zucker S. Evaluating the fractal dimension of profiles, *Physical Review*, 1989, Vol. 39, No. 3, pp. 1500–1512. DOI:10.1103/PhysRevA.39.1500
12. Cheng Q. Multifractal Modeling and Lacunarity Analysis, *Mathematical Geology*, 1997, Vol. 29, No. 7, pp. 919–932. DOI:10.1023/A:1022355723781
13. Eftekhari A. Fractal Dimension of Electrochemical Reactions, *Journal of the Electrochemical Society*, 2004, Vol. 151, No. 9, pp. E291–E296. DOI:10.1149/1.1773583.
14. Popescu D. P., Flueraru C., Mao Y., Chang S., Sowa M. G. Signal attenuation and box-counting fractal analysis of optical coherence tomography images of arterial tissue, *Biomedical Optics Express*, 2010, Vol. 1, No. 1, pp. 268–277. DOI:10.1364/boe.1.000268
15. Li J., Du Q., Sun C. An improved box-counting method for image fractal dimension estimation, *Pattern Recognition*, 2009, Vol. 42, No. 11, pp. 2460–2469. DOI:10.1016/j.patcog.2009.03.001.
16. Crişan D. A., Dobrescu R. Fractal dimension spectrum as an indicator for training neural networks, *Universitatea Politehnica Bucuresti Sci. Bull. Series C*, 2007, Vol. 69, № 1, pp. 23–32.
17. Camastra F. Data Dimensionality Estimation Methods: A survey, *Pattern Recognition*, 2003, Vol. 36, Issue 12, pp. 2945–2954. DOI: 10.1016/S0031-3203(03)00176-6
18. Takens F. eds.: Braaksma B., Broer H. W., Takens F. On the numerical determination of the dimension of an attractor, *Dynamical Systems and Bifurcations*, Workshop, Groningen, 16–20 April 1984 : proceedings. Berlin, Springer, 1985, pp. 99–106. (Lecture Notes in Mathematics , Vol. 1125). DOI: 10.1007/bfb0075637
19. Chumak O. V. Entropii i fraktaly v analize dannykh. Moscow-Izhevsk, NITS «Regulyarnaya i khaoticheskaya dinamika», Institut komp'yuternykh issledovaniy, 2011, 164 p.
20. Zong-Chang Y. Establishing structure for artificial neural networks based-on fractal, *Journal of Theoretical and Applied Information Technology*, 2013, Vol. 49, No. 1, pp. 342–347.
21. Fisher Iris dataset [Electronic resource]. Access mode: <https://archive.ics.uci.edu/ml/datasets/Iris>