

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

Радіоелектроніка
Інформатика
Управління



Radio Electronics
Computer Science
Control

Радиоэлектроника
Информатика
Управление



2022/2



Національний університет «Запорізька політехніка»

Радіоелектроніка, інформатика, управління

Науковий журнал

Виходить чотири рази на рік

№ 2(61) 2022

Заснований у січні 1999 року.

Засновник і видавець – Національний університет «Запорізька політехніка».

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

Запоріжжя

НУ «Запорізька політехніка»

2022

National University «Zaporizhzhia Polytechnic»

Radio Electronics, Computer Science, Control

The scientific journal

Published four times per year

№ 2(61) 2022

Founded in January 1999.

Founder and publisher – National University «Zaporizhzhia Polytechnic».

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

Zaporizhzhia

NU «Zaporizhzhia Polytechnic»

2022

Национальный университет «Запорожская политехника»

Радиоэлектроника, информатика, управление

Научный журнал

Выходит четыре раза в год

№ 2(61) 2022

Основан в январе 1999 года.

Основатель и издатель – Национальный университет «Запорожская политехника».

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

Запорожье

НУ «Запорожская политехника»

2022

Науковий журнал «Радіоелектроніка, інформатика, управління» (скорочена назва – РІУ) видається Національним університетом «Запорізька політехніка» (НУ «Запорізька політехніка») з 1999 р. періодичністю чотири номери на рік.

Зареєстровано у Міністерстві юстиції України 19.11.2019 р. (Свідчення про державну реєстрацію друкованого засобу масової інформації серія КВ № 24220-14060 ПР.)

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

Наказом Міністерства освіти і науки України № 409 від 17.03.2020 р. «Про затвердження рішень Атестаційної колегії Міністерства щодо діяльності спеціалізованих вчених рад від 06 березня 2020 року» журнал включений до переліку наукових фахових видань України в категорії «А» (найвищий рівень), в яких можуть публікуватися результати дисертаційних робіт на здобуття наукових ступенів доктора наук і доктора філософії (кандидата наук).

Журнал включений до польського Переліку наукових журналів та рецензованих матеріалів міжнародних конференцій з присвоєною кількістю балів (додаток до оголошення Міністра науки та вищої освіти Республіки Польща від 31 липня 2019 р.: № 16981).

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 посилається на повні тексти своїх статей. Журнал дозволяє повторне використання його вмісту у відповідності Creative Commons ліцензією CC BY-SA..

Опублікованим статтям присвоюється унікальний ідентифікатор цифрового об'єкта DOI.

Журнал входить до наукометричної бази 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, 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: телекомунікації та радіоелектроніка, програмна інженерія (включаючи теорію алгоритмів і програмування), комп'ютерні науки (математичне і комп'ютерне моделювання, оптимізація і дослідження операцій, управління в технічних системах, міжмашинна і людино-машинна взаємодія, 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), комп'ютерна інженерія (апаратне забезпечення обчислювальної техніки, комп'ютерні мережі), інформаційні системи та технології (структури та бази даних, системи, засновані на знаннях та експертні системи, обробка даних і сигналів).

Усі статті, пропонувані 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 закриті (анонімне для автора) **рецензування** штатними редакторами і незалежними рецензентами – провідними вченими за профілем журналу.

РЕДАКЦІЙНА КОЛЕГІЯ

Головний редактор – Субботін Сергій Олександрович – доктор технічних наук, професор, завідувач кафедри програмних засобів, Національний університет «Запорізька політехніка», Україна.

Заступник головного редактора – Піза Дмитро Макарович – доктор технічних наук, професор, директор інституту інформатики та радіоелектроніки, професор кафедри радіотехніки та телекомунікацій, Національний університет «Запорізька політехніка», Україна.

Члени редакції:

Андрюлідакіс Іосіф – доктор філософії, голова департаменту телефонії Центру обслуговування мереж, Університет Яніни, Греція;

Бодянский Євгеній Володимирович – доктор технічних наук, професор, професор кафедри штучного інтелекту, Харківський національний університет радіоелектроніки, Україна;

Венікенс Юст – доктор філософії, доцент, доцент факультету інженерних технологій (кампус Де Наїр), Католицький університет Льовена, Бельгія;

Рекомендовано до видання Вченою радою НУ «Запорізька політехніка», протокол № 6 від 24.03.2022.

Журнал зверстаний редакційно-видавничим відділом НУ «Запорізька політехніка».

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

Адреса редакції: Редакція журналу «РІУ», Національний університет «Запорізька політехніка», вул. Жуковського, 64, м. Запоріжжя, 69063, Україна.

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

E-mail: rvv@zntu.edu.ua

Вольф Карстен – доктор філософії, професор, професор кафедри технічної інформатики, Дортмундський університет прикладних наук та мистецтв, Німеччина;

Вуттке Ганс-Дітріх – доктор філософії, доцент, провідний науковий співробітник інституту технічної інформатики, Технічний університет Льменау, Німеччина;

Горбань Олександр Миколайович – доктор фізико-математичних наук, професор, професор факультету математики, Університет Лестера, Велика Британія;

Городничий Дмитро Олегович – доктор філософії, кандидат технічних наук, доцент, провідний науковий співробітник Дирекції науки та інженерії, Канадська агенція прикордонної служби, Канада;

Дробахін Олег Олегович – доктор фізико-математичних наук, професор, перший проректор, Дніпровський національний університет імені Олеся Гончара, Україна;

Зайцева Олена Миколаївна – кандидат фізико-математичних наук, професор, професор кафедри інформатики, Жилінський університет в Жиліні, Словаччина;

Камеяма Мічітака – доктор наук, професор, професор факультету науки та інженерії, Університет Ішиномакі Сеншу, Японія;

Карташов Володимир Михайлович – доктор технічних наук, професор, завідувач кафедри медіаінженерії та інформаційних радіоелектронних систем, Харківський національний університет радіоелектроніки, Україна;

Леващенко Віталій Григорович – кандидат фізико-математичних наук, професор, завідувач кафедри інформатики, Жилінський університет в Жиліні, Словаччина;

Луенго Давид – доктор філософії, професор, завідувач кафедри теорії сигналів та комунікацій, Мадридський політехнічний університет, Іспанія;

Марковска-Качмар Урсула – доктор технічних наук, професор, професор кафедри обчислювального інтелекту, Вроцлавська політехніка, Польща;

Олійник Андрій Олександрович – доктор технічних наук, доцент, професор кафедри програмних засобів, Національний університет «Запорізька політехніка», Україна;

Павліков Володимир Володимирович – доктор технічних наук, старший науковий співробітник, проректор з наукової роботи, Національний аерокосмічний університет ім. Н.Е. Жуковського «ХАІ», Україна;

Папшицький Марцін – доктор наук, професор, професор відділу інтелектуальних систем, Дослідний інститут систем Польської академії наук, м. Варшава, Польща;

Скруський Степан Юрійович – кандидат технічних наук, доцент, доцент кафедри комп'ютерних систем і мереж, Національний університет «Запорізька політехніка», Україна;

Табунчик Галина Володимирівна – кандидат технічних наук, професор, професор кафедри програмних засобів, Національний університет «Запорізька політехніка», Україна;

Тригано Томас – доктор філософії, старший викладач кафедри електричної та електронної інженерії, Інженерний коледж ім. С. Шамон, м. Ашдод, Ізраїль;

Хенке Карстен – доктор технічних наук, професор, науковий співробітник факультету інформатики та автоматизації, Технічний університет Льменау, Німеччина;

Шарпанських Олексій Альбертович – доктор філософії, доцент, доцент факультету аерокосмічної інженерії, Делфтський технічний університет, Нідерланди.

РЕДАКЦІЙНО-КОНСУЛЬТАТИВНА РАДА

Аррас Пітер – доктор філософії, доцент, доцент факультету інженерних технологій (кампус Де Наїр), Католицький університет Льовена, Бельгія;

Ліснянський Анатолій – кандидат фізико-математичних наук, головний науковий експерт, Ізраїльська електрична корпорація, Хайфа, Ізраїль;

Мадрицх Христіан – доктор філософії, професор факультету інженерії та інформаційних технологій, Університет прикладних наук Каринфії, Австрія;

Маркосян Мгер Вардкесович – доктор технічних наук, професор, директор Єреванського науково-дослідного інституту засобів зв'язку, професор кафедри телекомунікацій, Російсько-вірменський університет, м. Єреван, Вірменія;

Рубель Олег Володимирович – кандидат технічних наук, доцент факультету інженерії, Університет МакМастера, Гамільтон, Канада;

Тавхелідзе Автанділ – кандидат фізико-математичних наук, професор, професор школи бізнесу, технології та освіти, Державний університет ім. Ілії Чавчавадзе, Тбілісі, Грузія;

Уреутью Дору – доктор фізико-математичних наук, професор, професор кафедри електроніки та обчислювальної техніки, Трансильванський університет в Брашові, Румунія;

Шульц Пітер – доктор технічних наук, професор, професор факультету інженерії та комп'ютерних наук, Гамбургський університет прикладних наук (HAW Hamburg), Гамбург, Німеччина.

The scientific journal «Radio Electronics, Computer Science, Control» is published by the National University «Zaporizhzhia Polytechnic» NU «Zaporizhzhia Polytechnic» since 1999 with periodicity four numbers per year.

The journal is registered by the Ministry of Justice of Ukraine in 19.11.2019. (State Registration Certificate of printed mass media series KB № 24220-14060 IIP).

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

By the Order of the Ministry of Education and Science of Ukraine from 17.03.2020 № 409 “On approval of the decision of the Certifying Collegium of the Ministry on the activities of the specialized scientific councils dated 06 March 2020” journal is included in the list of scientific specialized periodicals of Ukraine in category “A” (highest level), where the results of dissertations for Doctor of Science and Doctor of Philosophy may be published.

The journal is included to the Polish List of scientific journals and peer-reviewed materials from international conferences with assigned number of points (Annex to the announcement of the Minister of Science and Higher Education of Poland from July 31, 2019: Lp. 16981).

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 Creative Commons license CC BY-SA.

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

The journal is included into Web of Science.

The journal is abstracted and indexed in leading international and national abstracting journals and scientometric databases, and also placed to the digital archives and libraries with a free on-line access, full list of which is presented at 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: telecommunications and radio electronics, software engineering (including algorithm and programming theory), computer science (mathematical modeling and computer simulation, optimization and operations research, control in technical systems, machine-machine and man-machine interfacing, artificial intelligence, including data mining, pattern recognition, artificial neural and neuro-fuzzy networks, fuzzy logic, swarm intelligence and multiagent systems, hybrid systems), computer engineering (computer hardware, computer networks), information systems and technologies (data structures and bases, knowledge-based and expert systems, data and signal processing methods).

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 – **Sergey Subbotin** – Dr. Sc., Professor, Head of Software Tools Department, National University “Zaporizhzhia Polytechnic”, Ukraine.

Deputy Editor-in-Chief – **Dmytro Piza** – Dr. Sc., Professor, Director of the Institute of Informatics and Radio Electronics, Professor of the Department of Radio Engineering and Telecommunications, National University “Zaporizhzhia Polytechnic”, Ukraine.

Members of the Editorial Board:

Iosif Androulidakis – PhD, Head of Telephony Department, Network Operation Center, University of Ioannina, Greece;

Evgeny Bodyanskiy – Dr. Sc., Professor, Professor of the Department of Artificial Intelligence, Kharkiv National University of Radio Electronics, Ukraine;

Oleg Drobakhin – Dr. Sc., Professor, First Vice-Rector, Oles Honchar Dnipro National University, Ukraine;

Alexander Gorban – PhD, Professor, Professor of the Faculty of Mathematics, University of Leicester, United Kingdom;

Dmitry Gorodnichy – PhD, Associate Professor, Leading Research Fellow at the Directorate of Science and Engineering, Canada Border Services Agency, Ottawa, Canada;

Karsten Henke – Dr. Sc., Professor, Research Fellow, Faculty of Informatics and Automation, Technical University of Ilmenau, Germany;

Michitaka Kameyama – Dr. Sc., Professor, Professor of the Faculty of Science and Engineering, Ishinomaki Senshu University, Japan;

Volodymyr Kartashov – Dr. Sc., Professor, Head of the Department of Media Engineering and Information Radio Electronic Systems, Kharkiv National University of Radio Electronics, Ukraine;

Vitaly Levashenko – PhD, Professor, Head of Department of Informatics, University of Žilina, Slovakia;

David Luengo – PhD, Professor, Head of the Department of Signal Theory and Communication, Madrid Polytechnic University, Spain;

Ursula Markowska-Kaczmar – Dr. Sc., Professor, Professor of the Department of Computational Intelligence, Wrocław University of Technology, Poland;

Andrii Oliinyk – Dr. Sc., Associate Professor, Professor, Department of Software Tools, National University “Zaporizhzhia Polytechnic”, Ukraine;

Marcin Paprzycki – Dr. Sc., Professor, Professor of the Department of Intelligent Systems, Systems Research Institute, Polish Academy of Sciences, Warsaw, Poland;

Volodymyr Pavlikov – Dr. Sc., Senior Researcher, Vice-Rector for Research, N. E. Zhukovsky National Aerospace University “KhAI”, Ukraine;

Alexei Sharpanskykh – PhD, Associate Professor, Associate Professor of Aerospace Engineering Faculty, Delft University of Technology, Netherlands;

Stepan Skrupsky – PhD, Associate Professor, Associate Professor of the Department of Computer Systems and Networks, National University “Zaporizhzhia Polytechnic”, Ukraine;

Galyna Tabunshchyk – PhD, Professor, Professor of the Department of Software Tools, National University “Zaporizhzhia Polytechnic”, Ukraine;

Thomas (Tom) Trigano – PhD, Senior Lecturer of the Department of Electrical and Electronic Engineering, Sami Shamoon College of Engineering, Ashdod, Israel;

Joost Vennekens – PhD, Associate Professor, Associate Professor, Faculty of Engineering (Campus de Nair), Katholieke Universiteit Leuven, Belgium;

Carsten Wolff – PhD, Professor, Professor of the Department of Technical Informatics, Dortmund University of Applied Sciences and Arts, Germany;

Heinz-Dietrich Wuttke – PhD, Associate Professor, Leading Researcher at the Institute of Technical Informatics, Technical University of Ilmenau, Germany;

Elena Zaitseva – PhD, Professor, Professor, Department of Informatics, University of Žilina, Slovakia.

EDITORIAL-ADVISORY COUNCIL

Peter Arras – PhD, Associate Professor, Associate Professor, Faculty of Engineering (Campus De Nair), Katholieke Universiteit Leuven, Belgium;

Anatoly Lisnianski – PhD, Chief Scientific Expert, Israel Electric Corporation Ltd., Haifa, Israel;

Christian Madritsch – PhD, Professor of the Faculty of Engineering and Information Technology, Carinthia University of Applied Sciences, Austria;

Mher Markosyan – Dr. Sc., Professor, Director of the Yerevan Research Institute of Communications, Professor of the Department of Telecommunications, Russian-Armenian University, Yerevan, Armenia;

Oleg Rubel – PhD, Associate Professor, Faculty of Engineering, McMaster University, Hamilton, Canada;

Peter Schulz – Dr. Sc., Professor, Professor, Faculty of Engineering and Computer Science, Hamburg University of Applied Sciences (HAW Hamburg), Hamburg, Germany;

Avtandil Tavkhelidze – PhD, Professor, Professor of the School of Business, Technology and Education, Ilia State University, Tbilisi, Georgia;

Doru Ursuțiu – Dr. Sc., Professor, Professor, Department of Electronics and Computer Engineering, University of Transylvania at Brasov, Romania.

Recommended for publication by the Academic Council of NU «Zaporizhzhia Polytechnic», protocol № 6 dated 24.03.2022.

The journal is imposed by the editorial-publishing department of NU «Zaporizhzhia Polytechnic».

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», National University «Zaporizhzhia Polytechnic», Zhukovskiy street, 64, Zaporizhzhia, 69063, Ukraine.

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

E-mail: rvv@zntu.edu.ua

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

© National University «Zaporizhzhia Polytechnic», 2022

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

Зарегистрирован в Министерстве юстиции Украины 19.11.2019 г. (Свидетельство о государственной регистрации печатного средства массовой информации серия КВ № 24220-14060 ПР).

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

Приказом Министерства образования и науки Украины № 409 от 17.03.2020 г. «Об утверждении решений Аттестационной коллегии Министерства относительно деятельности специализированных ученых советов от 06 марта 2020 года» журнал включен в перечень научных профессиональных изданий Украины в категории «А» (наивысший уровень), в которых могут публиковаться результаты диссертационных работ на соискание ученых степеней доктора наук и доктора философии (кандидата наук).

Журнал включен в польский Перечень научных журналов и рецензируемых материалов международных конференций с присвоенным числом баллов (приложение к объявлению Министра науки и высшего образования Республики Польша от 31 июля 2019 г.: № 16981).

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 Creative Commons лицензией CC BY-SA..

Опубликованным статьям присваивается уникальный идентификатор цифрового объекта DOI.

Журнал входит в наукометрическую базу Web of Science.

Журнал реферирован 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, 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: телекоммуникации и радиоэлектроника, программная инженерия (включая теорию алгоритмов и программирования), компьютерные науки (математическое и компьютерное моделирование, оптимизация и исследование операций, управление в технических системах, межмашинное и человеко-машинное взаимодействие, искусственный интеллект, включая интеллектуальный анализ данных, распознавание образов, искусственные нейронные и нейро-нечеткие сети, нечеткую логику, коллективный интеллект и мультиагентные системы, гибридные системы), компьютерная инженерия (аппаратное обеспечение вычислительной техники, компьютерные сети), информационные системы и технологии (структуры и базы данных, системы, основанные на знаниях, и экспертные системы, обработка данных и сигналов).

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 Сергей Александрович – доктор технических наук, профессор, заведующий кафедрой программных средств, Национальный университет «Запорожская политехника», Украина.

Заместитель главного редактора – Пиза Дмитрий Макарович – доктор технических наук, профессор, директор института информатики и радиоэлектроники, профессор кафедры радиотехники и телекоммуникаций, Национальный университет «Запорожская политехника», Украина.

Члены редколлегии:

Андрюлидакис Иосиф – доктор философии, глава департамента телефонии Центра обслуживания сетей, Университет Янины, Греция;

Бодянский Евгений Владимирович – доктор технических наук, профессор, профессор кафедры искусственного интеллекта, Харьковский национальный университет радиоэлектроники, Украина;

Венескенс Юст – доктор философии, доцент факультета инженерных технологий (кампус де Наир), Католический университет Левена, Бельгия;

Вольф Карстен – доктор философии, профессор, профессор кафедры технической информатики, Дортмундский университет прикладных наук и искусств, Германия;

Вуттке Ганс-Дитрих – доктор философии, доцент, ведущий научный сотрудник института технической информатики, Технический университет Ильменау, Германия;

Горбань Александр Николаевич – доктор физико-математических наук, профессор, профессор факультета математики, Университет Лестера, Великобритания;

Городничий Дмитрий Олегович – доктор философии, кандидат технических наук, доцент, ведущий научный сотрудник Дирекции науки и инженерии, Канадское агентство пограничной службы, Канада;

Дробахин Олег Олегович – доктор физико-математических наук, профессор, первый проректор, Днепровский национальный университет имени Олеся Гончара, Украина;

Зайцева Елена Николаевна – кандидат физико-математических наук, профессор, профессор кафедры информатики, Жилинский университет в Жилине, Словакия;

Камеяма Мичитака – доктор наук, профессор, профессор факультета науки и инженерии, Университет Ишиномаки Сеншу, Япония;

Карташов Владимир Михайлович – доктор технических наук, профессор, заведующий кафедрой медиаинженерии и информационных радиоэлектронных систем, Харьковский национальный университет радиоэлектроники, Украина;

Левашенко Виталий Григорьевич – кандидат физико-математических наук, профессор, заведующий кафедрой информатики, Жилинский университет в Жилине, Словакия;

Луэнго Давид – доктор философии, профессор, заведующий кафедрой теории сигналов и коммуникаций, Мадридский политехнический университет, Испания;

Марковска-Качмар Урсула – доктор технических наук, профессор, профессор кафедры вычислительного интеллекта, Вроцлавская политехника, Польша;

Олейник Андрей Александрович – доктор технических наук, доцент, профессор кафедры программных средств, Национальный университет «Запорожская политехника», Украина;

Павликов Владимир Владимирович – доктор технических наук, старший научный сотрудник, проректор по научной работе, Национальный аэрокосмический университет им. Н.Э. Жуковского «ХАИ», Украина;

Папшицкий Марцин – доктор наук, профессор, профессор отдела интеллектуальных систем, Исследовательский институт систем Польской академии наук, г. Варшава, Польша;

Скрупский Степан Юрьевич – кандидат технических наук, доцент, доцент кафедры компьютерных систем и сетей, Национальный университет «Запорожская политехника», Украина;

Табунщик Галина Владимировна – кандидат технических наук, профессор, профессор кафедры программных средств, Национальный университет «Запорожская политехника», Украина;

Тригано Томас – доктор философии, старший преподаватель кафедры электрической и электронной инженерии, Инженерный колледж им. С. Шамон, г. Ашдод, Израиль;

Хенке Карстен – доктор технических наук, профессор, научный сотрудник факультета информатики и автоматизации Технический университет Ильменау, Германия;

Шарпаньских Алексей Альбертович – доктор философии, доцент факультета аэрокосмической инженерии, Делфтский технический университет, Нидерланды.

РЕДАКЦИОННО-КОНСУЛЬТАТИВНЫЙ СОВЕТ

Аррас Питер – доктор философии, доцент факультета инженерных технологий (кампус де Наир), Католический университет Левена, Бельгия;

Лиснянский Анатолий – кандидат физико-математических наук, главный научный эксперт, Израильская электрическая корпорация, Хайфа, Израиль;

Мадритц Христиан – доктор философии, профессор факультета инженерии и информационных технологий, Университет прикладных наук Каринфии, Австрия;

Маркосан Мгер Вардкесович – доктор технических наук, профессор, директор Ереванского научно-исследовательского института средств связи, профессор кафедры телекоммуникаций, Российско-армянский университет, Ереван, Армения;

Рубель Олег Владимирович – кандидат технических наук, доцент факультета инженерии, Университет МакМастер, Гамильтон, Канада;

Тавхелидзе Автандил – кандидат физико-математических наук, профессор, профессор школы бизнеса, технологии и образования, Государственный университет им. Ильи Чавчавадзе, Тбилиси, Грузия;

Урсутью Дору – доктор физико-математических наук, профессор, профессор кафедры электроники и вычислительной техники, Трансильванский университет в Брашове, Румыния;

Шульц Питер – доктор технических наук, профессор, профессор факультета инженерии и компьютерных наук, Гамбургский университет прикладных наук (HAW Hamburg), Гамбург, Германия.

Рекомендовано к изданию Ученым советом НУ «Запорожская политехника», протокол № 6 от 24.03.2022.

Журнал сверстан редакционно-издательским отделом НУ «Запорожская политехника».

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

Адрес редакции: Редакция журнала «РИУ», Национальный университет «Запорожская политехника», ул. Жуковского, 64, г. Запорожье, 69063, Украина.

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

Факс: +38-061-764-46-62

E-mail: rvv@zntu.edu.ua

© Национальный университет «Запорожская политехника», 2022

ЗМІСТ

РАДІОЕЛЕКТРОНІКА ТА ТЕЛЕКОМУНІКАЦІЇ.....	7
<i>Kozlovskiy V. V., Kozlovskiy V. V., Khrashchevskiy R. V., Klobukov V. V.,</i> DETERMINATION OF THE TRANSMISSION LINE RESISTANCE MATRIX WITH DEVIATIONS OF DESIGN PARAMETERS FROM NOMINAL.....	7
<i>Lysechko V. P., Kulagin D. O., Indyk S. V., Zhuchenko O. S., Kovtun I. V.</i> THE STUDY OF THE CROSS-CORRELATION PROPERTIES OF COMPLEX SIGNALS ENSEMBLES OBTAINED BY FILTERED FREQUENCY ELEMENTS PERMUTATIONS.....	15
<i>Пуза Д. М., Мороз Г. В.</i> МЕТОД ПРОСТРАНСТВЕННО-ПОЛЯРИЗАЦИОННОЙ КОМПЕНСАЦИИ ПОМЕХ.....	24
МАТЕМАТИЧНЕ ТА КОМП'ЮТЕРНЕ МОДЕЛЮВАННЯ.....	32
<i>Gorodnov V. P., Ovcharenko V. V.</i> THE STATES' FINAL PROBABILITIES ANALYTICAL DESCRIPTION IN AN INCOMPLETELY ACCESSIBLE QUEUING SYSTEM WITH REFUSALS.....	32
<i>Kuznietsova N. V., Huskova V. H., Bidyuk P. I., Matsuki Y., Levenchuk L. B.</i> MODELING RISK FACTORS INTERACTION AND RISK ESTIMATION WITH COPULAS.....	43
НЕЙРОІНФОРМАТИКА ТА ІНТЕЛЕКТУАЛЬНІ СИСТЕМИ.....	53
<i>Батюк Т. М., Висоцька В. А.</i> ТЕХНОЛОГІЯ СОЦІАЛІЗАЦІЇ ОСОБИСТОСТЕЙ ЗА СПІЛЬНИМИ ІНТЕРЕСАМИ НА ОСНОВІ МЕТОДІВ МАШИННОГО НАВЧАННЯ ТА SEO-ТЕХНОЛОГІЙ.....	53
<i>Leoshchenko S. D., Pukhalska H. V., Subbotin S. A., Oliinyk A. O., Gofman Ye. O.</i> NEURAL NETWORK DIAGNOSTICS OF AIRCRAFT PARTS BASED ON THE RESULTS OF OPERATIONAL PROCESSES.....	69
<i>Martynenko A. A., Tevyashev A. D., Kulishova N. E., Moroz B. I., Sergienko A. S.</i> AUTOMATIC CLASSIFICATION OF PAINTINGS BY YEAR OF CREATION.....	80
<i>Zubov D. A., Qureshi M. S., Köse U., Kupin A. I.</i> PROTOTYPING SMART HOME FOR IMMOBILIZED PEOPLE:EEG/MQTT-BASED BRAIN-TO-THING COMMUNICATION.....	90
ПРОГРЕСИВНІ ІНФОРМАЦІЙНІ ТЕХНОЛОГІЇ.....	101
<i>Dvoretzkyi M. L., Savchuk T. O., Fisun M. T., Dvoretzka S. V.</i> USING THE ANALYTIC HIERARCHY PROCESS WITH FUZZY LOGIC ELEMENTS TO OPTIMIZE THE DATABASE STRUCTURE.....	101
<i>Gavrylenko S. Y., Chelak V. V., Semenov S. G.</i> DEVELOPMENT OF METHOD FOR IDENTIFICATION THE COMPUTER SYSTEM STATE BASED ON THE DECISION TREE WITH MULTI-DIMENSIONAL NODES.....	113
<i>Ivohin E. V., Adzhubey L. T., Gavrylenko V. V., Rudoman N. V.</i> AN EFFICIENT METHOD FOR SOLVING THE PROBLEM OF CHANNEL POWER DISTRIBUTION TAKING INTO ACCOUNT FUZZY CONSTRAINTS ON CONSUMPTION VOLUMES.....	122
<i>Khandetskyi V. S., Karpenko N. V.</i> MODELING OF IEEE 802.11 COMPUTER NETWORKS OPERATION AT INCREASED INTERFERENCE INTENSITY.....	132
<i>Kuznichenko S. D.</i> MODEL OF THE PROCESS OF GEOSPATIAL MULTI-CRITERIA DECISION ANALYSIS FOR TERRITORIAL PLANNING.....	140
<i>Levus Ye. V., Morozov M. Yu., Moravskiy R. O., Pustelnyk P. Ya.</i> ALGORITHMS AND ARCHITECTURE OF THE SOFTWARE SYSTEM OF AUTOMATED NATURAL AND ANTHROPOGENIC LANDSCAPE GENERATION.....	154
<i>Progonov D. O.</i> EFFECTIVENESS OF STEGO IMAGE CALIBRATION VIA FEATURE VECTORS RE-PROJECTION INTO HIGH-DIMENSIONAL SPACES.....	165
<i>Seniv M. M., Kovtoniuk A. M., Yakovyna V. S.</i> TOOLS FOR SELECTING A SOFTWARE DEVELOPMENT METHODOLOGY TAKING INTO ACCOUNT PROJECT CHARACTERISTICS.....	175
<i>Shelehov I. V., Barchenko N. L., Prylepa D. V., Bibyk M. V.</i> INFORMATION-EXTREME MACHINE TRAINING SYSTEM OF FUNCTIONAL DIAGNOSIS SYSTEM WITH HIERARCHICAL DATA STRUCTURE.....	189
УПРАВЛІННЯ У ТЕХНІЧНИХ СИСТЕМАХ.....	201
<i>Moroz V. I., Vakarchuk A. B.</i> FREQUENCY FEATURES OF THE NUMERICAL METHOD SAMPLING OF DIGITAL CONTROL SYSTEMS.....	201
<i>Pihnastyi O. M., Ivanovska O. V., Sobol M. O.</i> SYNTHESIS OF THE ALGORITHM FOR THE FLOW PARAMETERS OPTIMAL CONTROL OF THE REVERSIBLE CONVEYOR.....	210

CONTENTS

RADIO ELECTRONICS AND TELECOMMUNICATIONS.....	7
<i>Kozlovskiy V. V., Kozlovskiy V. V., Khrashchevskiy R. V., Klobukov V. V.,</i> DETERMINATION OF THE TRANSMISSION LINE RESISTANCE MATRIX WITH DEVIATIONS OF DESIGN PARAMETERS FROM NOMINAL.....	7
<i>Lysechko V. P., Kulagin D. O., Indyk S. V., Zhuchenko O. S., Kovtun I. V.</i> THE STUDY OF THE CROSS-CORRELATION PROPERTIES OF COMPLEX SIGNALS ENSEMBLES OBTAINED BY FILTERED FREQUENCY ELEMENTS PERMUTATIONS.....	15
<i>Piza D. M., Moroz G. V.</i> METHOD FOR SPATIAL POLARIZATION COMPENSATION OF JAMMING.....	24
MATHEMATICAL AND COMPUTER MODELING.....	32
<i>Gorodnov V. P., Ovcharenko V. V.</i> THE STATES' FINAL PROBABILITIES ANALYTICAL DESCRIPTION IN AN INCOMPLETELY ACCESSIBLE QUEUEING SYSTEM WITH REFUSALS.....	32
<i>Kuznietsova N. V., Huskova V. H., Bidyuk P. I., Matsuki Y., Levenchuk L. B.</i> MODELING RISK FACTORS INTERACTION AND RISK ESTIMATION WITH COPULAS.....	43
NEUROINFORMATICS AND INTELLIGENT SYSTEMS.....	53
<i>Batiuk T., Vysotska V.</i> TECHNOLOGY FOR PERSONALITIES SOCIALIZATION BY COMMON INTERESTS BASED ON MACHINE LEARNING METHODS AND SEO-TECHNOLOGIES.....	53
<i>Leoshchenko S. D., Pukhalska H. V., Subbotin S. A., Oliinyk A. O., Gofman Ye. O.</i> NEURAL NETWORK DIAGNOSTICS OF AIRCRAFT PARTS BASED ON THE RESULTS OF OPERATIONAL PROCESSES.....	69
<i>Martynenko A. A., Tevyashev A. D., Kulishova N. E., Moroz B. I., Sergienko A. S.</i> AUTOMATIC CLASSIFICATION OF PAINTINGS BY YEAR OF CREATION.....	80
<i>Zubov D. A., Qureshi M. S., Köse U., Kupin A. I.</i> PROTOTYPING SMART HOME FOR IMMOBILIZED PEOPLE:EEG/MQTT-BASED BRAIN-TO-THING COMMUNICATION.....	90
PROGRESSIVE INFORMATION TECHNOLOGIES.....	101
<i>Dvoretzkyi M. L., Savchuk T. O., Fisun M. T., Dvoretzka S. V.</i> USING THE ANALYTIC HIERARCHY PROCESS WITH FUZZY LOGIC ELEMENTS TO OPTIMIZE THE DATABASE STRUCTURE.....	101
<i>Gavrylenko S. Y., Chelak V. V., Semenov S. G.</i> DEVELOPMENT OF METHOD FOR IDENTIFICATION THE COMPUTER SYSTEM STATE BASED ON THE DECISION TREE WITH MULTI-DIMENSIONAL NODES.....	113
<i>Ivohin E. V., Adzhubey L. T., Gavrylenko V. V., Rudoman N. V.</i> AN EFFICIENT METHOD FOR SOLVING THE PROBLEM OF CHANNEL POWER DISTRIBUTION TAKING INTO ACCOUNT FUZZY CONSTRAINTS ON CONSUMPTION VOLUMES.....	122
<i>Khandetskyi V. S., Karpenko N. V.</i> MODELING OF IEEE 802.11 COMPUTER NETWORKS OPERATION AT INCREASED INTERFERENCE INTENSITY.....	132
<i>Kuznichenko S. D.</i> MODEL OF THE PROCESS OF GEOSPATIAL MULTI-CRITERIA DECISION ANALYSIS FOR TERRITORIAL PLANNING.....	140
<i>Levus Ye. V., Morozov M. Yu., Moravskiy R. O., Pustelnyk P. Ya.</i> ALGORITHMS AND ARCHITECTURE OF THE SOFTWARE SYSTEM OF AUTOMATED NATURAL AND ANTHROPOGENIC LANDSCAPE GENERATION.....	154
<i>Progonov D. O.</i> EFFECTIVENESS OF STEGO IMAGE CALIBRATION VIA FEATURE VECTORS RE-PROJECTION INTO HIGH-DIMENSIONAL SPACES.....	165
<i>Seniv M. M., Kovtoniuk A. M., Yakovyna V. S.</i> TOOLS FOR SELECTING A SOFTWARE DEVELOPMENT METHODOLOGY TAKING INTO ACCOUNT PROJECT CHARACTERISTICS.....	175
<i>Shelehov I. V., Barchenko N. L., Prylepa D. V., Bibyk M. V.</i> INFORMATION-EXTREME MACHINE TRAINING SYSTEM OF FUNCTIONAL DIAGNOSIS SYSTEM WITH HIERARCHICAL DATA STRUCTURE.....	189
CONTROL IN TECHNICAL SYSTEMS.....	201
<i>Moroz V. I., Vakarchuk A. B.</i> FREQUENCY FEATURES OF THE NUMERICAL METHOD SAMPLING OF DIGITAL CONTROL SYSTEMS.....	201
<i>Pihnastyi O. M., Ivanovska O. V., Sobol M. O.</i> SYNTHESIS OF THE ALGORITHM FOR THE FLOW PARAMETERS OPTIMAL CONTROL OF THE REVERSIBLE CONVEYOR.....	210

РАДІОЕЛЕКТРОНІКА ТА ТЕЛЕКОМУНІКАЦІЇ

RADIO ELECTRONICS AND TELECOMMUNICATIONS

РАДИОЭЛЕКТРОНИКА И ТЕЛЕКОММУНИКАЦИИ

UDC 621.385.6

DETERMINATION OF THE TRANSMISSION LINE RESISTANCE MATRIX WITH DEVIATIONS OF DESIGN PARAMETERS FROM NOMINAL

Kozlovskiy V. V. – Dr. Sc., Professor of the Department “Application of Means of Special Telecommunication Systems”, Institute of Special Communications and Information Protection of the National Technical University of Ukraine “Kyiv Polytechnic Institute named after Igor Sikorskyi”, Kyiv, Ukraine.

Kozlovskiy V. V. – Dr. Sc., Professor, Head of the Department of Information Security, Faculty of Cybersecurity, Computer and Software Engineering, National Aviation University, Kyiv, Ukraine.

Khrashchevskiy R. V. – Dr. Sc., Professor, First Vice-Rector of the National Aviation University, Kyiv, Ukraine.

Klobukov V. V. – PhD, Assistant of the Department of Information Security, Faculty of Cybersecurity, Computer and Software Engineering, National Aviation University, Kyiv, Ukraine.

ABSTRACT

Context. UHF transmission systems make extensive use of transmission line segments, the characteristics of which have a significant impact on the performance of various information technologies. One of the problems of production of transmission lines is to obtain a given wave impedance, which significantly affects the electrical and information characteristics of the entire set of equipment. Currently, there is a burning issue of estimating the influence of disturbing factors on various electrical characteristics of long line segments. To date, the most fully developed methods for assessing the effect of disturbing factors on the wave impedance of a homogeneous line (the wave impedance is constant) under regular perturbations. In this case, the influence of perturbations on the reflection coefficient of matched lines was mainly considered. The effect of perturbations on the other characteristics of homogeneous and, especially, inhomogeneous lines has not been sufficiently studied.

Objective. The purpose of this paper is to determine the effect of wave impedance perturbations on the transmission line impedance matrix. Knowing the perturbed impedance matrix, it is possible to determine the distortion of the characteristics of any device built on transmission line segments.

Method. The paper uses the method of perturbation theory of linear differential operators applied to equations describing processes in inhomogeneous long lines.

Results. The obtained results make it possible to estimate the influence of regular and irregular perturbations of the wave resistance (wave conductance) on the transmission line matrix considered as a quadrupole. Such matrix can be any quadrupole matrix: resistance matrix, conductance matrix, circuit matrix. This makes it possible, according to the desired function of the circuit (gain, input impedance, reflection coefficient), to determine the allowable deviation of the wave impedance from the nominal value in order to select a tolerance for reproducing the wave impedance.

Conclusions. The proposed criterion for estimating line parameter deviations using the norm of the four-pole matrix is inherently an integral criterion and can be used to preliminarily estimate the frequency domain of the strongest distortions, regardless of the functional purpose of the transmission line segment. The developed approach is applicable to both homogeneous and heterogeneous transmission lines and covers both regular and irregular wave impedance perturbations.

KEYWORDS: transmission line, wave impedance, disturbance, impedance matrix, quadrupole, inhomogeneous line, reflection coefficient.

ABBREVIATIONS

UHF – ultrahigh frequencies.

NOMENCLATURE

W – impedance,

τ – current delay time;

t_3 – line delay time;

Γ – line reflection coefficient;

$\tilde{\Gamma}$ – the reflection coefficient of a line with perturbed impedance;

\bar{u} , \bar{i} – respectively, the Laplace image of voltage and current in the line;

z_{in} , y_{in} – respectively, the input resistance and conductivity;

p – complex frequency variable;

$Y_0(\tau)$ – wave conductivity;

A, B – constant integrations;

$\Delta Y_0(\tau)$, $\Delta W_0(\tau)$ – respectively, a technological error in the implementation of wave conductivity and impedance;

$[z]$, $[\tilde{z}]$ – matrices of line resistances in accordance with the nominal and perturbed impedance;

H0 – the relative change in the norm of the matrix of the system of parameters of the quadropole.

INTRODUCTION

In line production, due to imperfections in measuring tools and all kinds of technological inaccuracies, there is always an error in the realization of the wave impedance. $W(\tau)$ (τ – current delay time, t_s – line delay time). In addition, for a number of designs the wave impedance has been determined with some error. Thus, errors in reproducing the required wave impedance, affecting the electrical parameters of the transmission line: input impedance, transfer functions, reflection coefficient, etc., inevitably occur during line fabrication. Obviously, the perturbation can be estimated from the change in parameters specific to the problem to be solved. For example, when considering negotiated transitions, the perturbation criterion could be $\left| \left| \tilde{\Gamma} \right| - \left| \Gamma \right| \right|$, where $\left| \tilde{\Gamma} \right|$, $\left| \Gamma \right|$ – the modulus of the reflection coefficient of the line with perturbed and undisturbed impedance, respectively. When considering the range resonators, we can compare the overlap coefficient in frequency and load. When designing filters, it is of interest to change the characteristics of the filter in the bandwidth and barrier, as well as the magnitude and direction of displacement of parasitic resonances. Thus, the choice of the criterion for assessing the impact of perturbation depends on the type of problem to be solved. Such criteria are partial.

A line is a linear system, the processes in it are described by a linear operator. Therefore, the question of the effect of small changes in impedance can be solved with the help of modern perturbation theory of linear operators. However, it is inconvenient to directly use the methods of this theory in solving problems of perturbed lines. This is due to the fact that the same segment of the line is usually used to solve a number of problems: to match how the resonators, filter elements and so on. Each of the above problems can be matched by one or more linear operators and for them to consider the perturbation problem. For example, if you take a filter containing three cascaded lines of line, then each of these segments on both sides will be loaded with different loads. Therefore, even with

the same perturbations of the wave resistance of all three line segments, each of the segments will clearly correspond to its linear operator, since the boundary conditions for each of the three lines are different. Thus, in our example, one filter corresponds to three perturbation problems. You can describe the filter as a whole as a linear operator, but then the operator is quite complex and solve the problem of perturbation becomes almost impossible. From the above considerations, it is clear that in the general case, the direct use of methods of perturbation theory is unacceptable. From a practical point of view, it is necessary to have a method of accounting for perturbations, which would immediately answer the question of how much the parameters of the line will change when perturbation of the impedance, regardless of the type of problem (whether filtering, matching, etc.).

For this criterion, the article proposes to choose any matrix of four-pole, for example, a matrix of resistances. It is obvious that at perturbation of impedance the matrix of a line will change and then it is possible to define change of any characteristic of a line.

The aim of the article is to determine the effect of wave resistance perturbation on the resistance matrix of the transmission line. Knowing the perturbed resistance matrix, we can determine the distortion of an arbitrary line function as a quadropole.

1 PROBLEM STATEMENT

Let an inhomogeneous line with a nominal characteristic impedance $W(\tau)$ have a resistance matrix $[z]$. Due to technological inaccuracies in the manufacture of the line, the characteristic impedance $\tilde{W}(\tau) = W(\tau) + \Delta W(\tau)$, where $\Delta W(\tau)$ is the error (disturbance) in the implementation of the wave impedance. It is required to determine the resistance matrix $[\tilde{z}]$ of the line with the disturbed characteristic impedance $\tilde{W}(\tau)$ from the wave impedance $\Delta W(\tau)$, the matrix $[z]$, and the perturbation $\Delta W(\tau)$.

2 REVIEW OF THE LITERATURE

The question of influence of design parameter variation on electrical characteristics of transmission lines has become especially urgent at development of high-speed information transmission systems, for which it is necessary to develop new methods of calibration taking into account deviations of wave resistance from nominal value [1–7], statistical modelling W [8–11].

In particular, in the publication [9] the issues of the influence of regular and irregular deviations of the elements of line structures from the nominal values on the wave resistance are considered.

In the publication [10] the questions of methodology of calculation of electric parameters of lines of printed circuit boards of high-performance computing devices are considered. In these works, various methods of influencing existing technological processes on the parameters of

the dielectric and the geometry of line conductors with a nominal constant wave resistance (homogeneous line) are considered. The influence of structural scatter on the reflection coefficient of transmission lines is analyzed.

The publication [11] considers the influence of technological errors on the output of suitable high-frequency devices on printed circuit boards. The method of calculation of tolerances on parameters of interconnections of printed circuit boards of high-speed units of digital information processing, forecasting of technological defect, algorithm of calculation of errors of impedance taking into account a scatter of geometrical sizes of conductors is offered. It is shown that with modern technologies for the manufacture of microstrip transmission lines, the deviations of the impedance within one layer of the multilayer substrate do not exceed 8%, and the total tolerance of the impedance as a whole is $\pm 10\%$.

The question of the influence of statistical perturbation on the wave resistance of an inhomogeneous line is devoted to works [12, 13], in which the authors propose to use the theory of Markov processes to estimate the statistical characteristics of wave resistance on the basis of which the probability density of wave resistance is determined W , the probability of not leaving the process W outside the given limits at a given standard deviation W (the percentage of suitable products).

3 MATERIALS AND METHODS

Consider the equation of inhomogeneous lines [14]

$$\bar{u}'' - \frac{W'}{W}\bar{u}' - p^2\bar{u} = 0; \quad \bar{i}'' + \frac{W'}{W}\bar{i}' - p^2\bar{i} = 0. \quad (1)$$

Then the input line resistance can be represented as

$$z_{in} = \frac{\bar{u}}{\bar{i}} = -\frac{1}{p}W \frac{\bar{i}'}{\bar{i}} = -pW \frac{\bar{u}'}{\bar{u}}. \quad (2)$$

Similarly, you can write an expression for input conductivity

$$y_{in} = \frac{\bar{i}}{\bar{u}} = -pY_0 \frac{\bar{i}'}{\bar{i}} = \frac{1}{p}Y_0 \frac{\bar{u}'}{\bar{u}}, \quad Y_0 = \frac{1}{W}. \quad (3)$$

Let $\bar{u}_1(\tau)$ – partial solution (1). Then the second partial solution can be represented as [15]

$$\bar{u}_2(\tau) = \bar{u}_1(\tau) \int \frac{\exp\left(\int \frac{W'}{W} d\tau\right)}{\bar{u}_1^2(\tau)} d\tau. \quad (4)$$

Let's convert the exponential coefficient

$$\begin{aligned} \exp\left(\int \frac{W'(\tau)}{W(\tau)} d\tau\right) &= \exp\left(\int \frac{d}{d\tau} \ln W(\tau) d\tau\right) = \\ &= \exp\left(\int d \ln W(\tau)\right) = \exp(\ln W(\tau)) = W(\tau). \end{aligned} \quad (5)$$

We assume that the beginning of the line is at a point $\tau = 0$, and the edge is at a point $\tau = t_3$. Then a partial solution $\bar{u}_2(\tau)$ taking into account (5) can be written as a definite integral

$$\bar{u}_2(\tau) = \bar{u}_1(\tau) \int_0^\tau \frac{W(s)}{\bar{u}_1^2(s)} ds. \quad (6)$$

Therefore, the general solution of equation (1)

$$\bar{u}(\tau) = A\bar{u}_1(\tau) + B\bar{u}_2(\tau) \int_0^\tau \frac{W(s)}{\bar{u}_1^2(s)} ds. \quad (7)$$

Let us replace the wave resistance in the equation (1) with respect to the current with the wave conductivity $W(\tau) = 1/Y_0(\tau)$. Then

$$\frac{W'(\tau)}{W(\tau)} = -\frac{Y_0'(\tau)}{Y_0(\tau)} \quad (8)$$

and the equation for the current will take the form

$$\bar{i}'' - \frac{Y_0'(\tau)}{Y_0(\tau)}\bar{i}' - p^2\bar{i} = 0. \quad (9)$$

Equation (9) in appearance coincides with the equation for voltage (1). Therefore, its overall solution ($i_1(\tau)$ – partial solution (9))

$$\bar{i}(\tau) = A\bar{i}_1(\tau) + B\bar{i}_2(\tau) \int_0^\tau \frac{Y_0(s)}{\bar{i}_1^2(s)} ds. \quad (10)$$

Express the input resistance of the open line through the partial solution $\bar{i}_1(\tau)$, which satisfies the boundary conditions

$$\bar{i}_1(0) = 1, \quad \bar{i}_1'(0) = 0. \quad (11)$$

From (10) it follows $\bar{i}(0) = A$. So, the first derivative

$$\bar{i}'(\tau) = A\bar{i}_1'(\tau) + B\bar{i}_2'(\tau) \int_0^\tau \frac{Y_0(s)}{\bar{i}_1^2(s)} ds + B\bar{i}_2(\tau) \frac{Y_0(\tau)}{\bar{i}_1^2(\tau)}, \quad (12)$$

where do we find $\bar{i}'(0) = BY_0(0)$.

Input line conductivity at points $\tau = 0$:

$$y_{ex}(0) = \frac{\bar{i}(0)}{\bar{u}(0)} = -pY_0(0) \frac{\bar{i}'(0)}{\bar{i}'(0)} = -p \frac{A}{B}. \quad (13)$$

Because when $\tau = t_3$ the line is open, then $\bar{i}(t_3) = 0$. Therefore, according to (10)

$$\bar{i}(t_3) = 0 = \bar{i}_1(t_3) \left(A + B \int_0^{t_3} \frac{Y_0(s)}{\bar{i}_1^2(s)} ds \right). \quad (14)$$

Execution of equality $\bar{i}_1(t_3) = 0$ and conditions (11) are possible only at certain values p^2 , which are eigenvalues of the boundary value problem under boundary conditions

$$\bar{i}_1(0) = 1, \quad \bar{i}'_1(0) = 0, \quad \bar{i}(t_3) = 0. \quad (15)$$

Therefore

$$\left(A + B \int_0^{t_3} \frac{Y_0(s)}{\bar{i}_1^2(s)} ds \right) = 0, \quad (16)$$

where

$$\frac{A}{B} = - \int_0^{t_3} \frac{Y_0(s)}{\bar{i}_1^2(s)} ds. \quad (17)$$

therefore,

$$y_{ex}(0) = -p \frac{A}{B} = p \int_0^{t_3} \frac{Y_0(s)}{\bar{i}_1^2(s)} ds. \quad (18)$$

The input resistance of the open line is an element z_{11} resistance matrix

$$z_{11} = \frac{1}{y_{ex}(0)} = \frac{1}{p \int_0^{t_3} \frac{Y_0(s)}{\bar{i}_1^2(s)} ds}. \quad (19)$$

The current equation (9) coincides in appearance with the voltage equation (1). Therefore, if we proceed from equation (1), we can immediately write the input resistance of the line closed at the point $\tau = t_3$:

$$z_{ex}(0) = -p \frac{A}{B} = p \int_0^{t_3} \frac{W(s)}{\bar{u}_1^2(s)} ds, \quad (20)$$

where $\bar{u}_1(\tau)$ – partial solution (1): $\bar{u}_1(0) = 1, \bar{u}'_1(0) = 0$. The element of the conductivity matrix of a closed line is equal to

$$y_{11} = \frac{1}{z_{ex}(0)} = \frac{1}{p \int_0^{t_3} \frac{W(s)}{\bar{u}_1^2(s)} ds}. \quad (21)$$

In deriving (20) it is taken into account that for a closed line the common solution satisfies the condition $\bar{u}(t_3) = 0$.

Let $Y_0(\tau), W_0(\tau)$ – nominal (calculated) values of wave conductivity and impedance $Y_0(\tau) = 1/W_0(\tau)$. Suppose that during the technological implementation of the line there was an error, as a result of which instead of the nominal wave conductivity $Y_0(\tau)$ realized wave conductivity $\tilde{Y}_0(\tau) = Y_0(\tau) + \Delta Y_0(\tau)$, where $\Delta Y_0(\tau)$ – technological error. Obviously, there is an error $\Delta W_0(\tau)$ in the implementation of impedance

$$\tilde{W}_0(\tau) = W_0(\tau) + \Delta W_0(\tau) = \frac{1}{\tilde{Y}_0(\tau)}. \quad (22)$$

From (22) we find

$$\begin{aligned} \tilde{W}_0(\tau) &= W_0(\tau) + \Delta W_0(\tau) = \frac{1}{\tilde{Y}_0(\tau)} = \\ &= \frac{1}{Y_0(\tau) + \Delta Y_0(\tau)} = \frac{W_0(\tau)}{1 + W_0(\tau)\Delta Y_0(\tau)}. \end{aligned} \quad (23)$$

From here we find the impedance error

$$\Delta W_0(\tau) = - \frac{W_0^2(\tau)\Delta Y_0(\tau)}{1 + W_0(\tau)\Delta Y_0(\tau)}. \quad (24)$$

Let's estimate influence of an error of wave conductivity $\Delta Y_0(\tau)$ on the elements of the resistance matrix. We believe that the disturbance $\Delta Y_0(\tau)$ quite a few and, according to perturbation theory, an outraged decision $\tilde{i}_1 \approx \bar{i}_1(\tau), \tilde{u}_1(\tau) \approx \bar{u}_1(\tau)$. Then the elements of the perturbed matrix

$$\tilde{z}_{11} = \frac{1}{p \int_0^{t_3} \frac{\tilde{Y}_0(s)}{\tilde{i}_1^2(s)} ds} = \frac{1}{p \int_0^{t_3} \frac{Y_0(s)}{\bar{i}_1^2(s)} ds + p \int_0^{t_3} \frac{\Delta Y_0(s)}{\bar{i}_1^2(s)} ds}, \quad (25)$$

$$\tilde{z}_{22} = \frac{1}{p \int_0^{t_3} \frac{\tilde{Y}_0(s)}{f_1^2(s)} ds}, \quad s = t_3 - \tau, \quad (26)$$

$$\tilde{z}_{\kappa 3} = p \int_0^{t_3} \frac{W(s)}{\bar{u}_1^2(s)} ds + p \int_0^{t_3} \frac{\Delta W(s)}{\bar{u}_1^2(s)} ds = z_{\kappa 3} + p \int_0^{t_3} \frac{\Delta W(s)}{\bar{u}_1^2(s)} ds \quad (27)$$

where $z_{\kappa 3}$ – resistance of undisturbed closed line, $f_1(\tau)$ – solving the equation

$$f_1''(\tau) + \frac{Y_0'(t_3 - \tau)}{Y_0(t_3 - \tau)} f_1'(\tau) - p^2 f_1(\tau) = 0, s = t_3 - \tau. \quad (28)$$

under extreme conditions $f_1(0) = 1, f_1'(0) = 0$.

Enter the notation

$$\alpha_{11} = p \int_0^{t_3} \frac{Y_0(s)}{\bar{i}_1^2(s)} ds, \beta_{11} = p \int_0^{t_3} \frac{\Delta Y_0(s)}{\bar{i}_1^2(s)} ds. \quad (29)$$

Then

$$\tilde{z}_{11} = \frac{1}{\alpha_{11} + \beta_{11}} = \frac{1}{\alpha_{11}} - \frac{\beta_{11}}{\alpha_{11}(\alpha_{11} + \beta_{11})} = z_{11} + z_{11} \frac{-\beta_{11}}{\alpha_{11} + \beta_{11}}. \quad (30)$$

We find similarly

$$\tilde{z}_{22} = \frac{1}{\alpha_{22} + \beta_{22}}, \alpha_{22} = p \int_0^{t_3} \frac{Y_0(s)}{f_1^2(s)} ds, \beta_{22} = p \int_0^{t_3} \frac{\Delta Y_0(s)}{f_1^2(s)} ds. \quad (31)$$

Marking

$$\Delta z_{11} = z_{11} \frac{-\beta_{11}}{\alpha_{11} + \beta_{11}}, \Delta z_{22} = \frac{-\beta_{22}}{\alpha_{22} + \beta_{22}}, \quad (32)$$

$$\Delta z_{k3} = p \int_0^{t_3} \frac{\Delta W(s)}{\bar{u}_1^2(s)} ds,$$

we will receive

$$\tilde{z}_{12}^2 = \tilde{z}_{22}(\tilde{z}_{11} - \tilde{z}_{k3}) = (z_{22} + \Delta z_{22})(z_{11} + \Delta z_{11} - z_{k3} - \Delta z_{k3}). \quad (33)$$

Opening the brackets, write

$$\tilde{z}_{12}^2 = z_{22}(\Delta z_{11} - \Delta z_{k3}) + \Delta z_{22}(\tilde{z}_{11} - \tilde{z}_{k3}). \quad (34)$$

Thus, the matrix of line resistances with perturbed impedance can be represented as

$$[\tilde{z}] = \begin{bmatrix} \tilde{z}_{11} & \tilde{z}_{12} \\ \tilde{z}_{12} & \tilde{z}_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} z_{11} + \Delta z_{11} & \sqrt{z_{12}^2 + \Delta z_{12}^2} \\ \sqrt{z_{12}^2 + \Delta z_{12}^2} & z_{22} + \Delta z_{22} \end{bmatrix}. \quad (35)$$

4 EXPERIMENTS

When designing high-speed digital signal transmission systems with a frequency above 1 GHz due to technological errors in the production process there is a problem of their distortion when passing along the conductors of a homogeneous transmission line on a printed circuit board. In this case, as follows from the requirements of international standards IPC-2221A [16] instability in obtaining a constant wave resistance can be described with a suffi-

cient degree of accuracy by the perturbation of the wave conductivity $\Delta Y_0(\tau) = \alpha \sin(\beta\tau + \theta)$, where α, β, θ constant numbers that characterize the technological process.

5 RESULTS

According to the above formulas for a particular case of perturbation of the impedance of a homogeneous line, the dependence of the relative change in the norm was constructed (H0) chain matrix $[A] = [A_{11}, A_{12}, A_{21}, A_{22}]$ from the electric length of Fig. 1

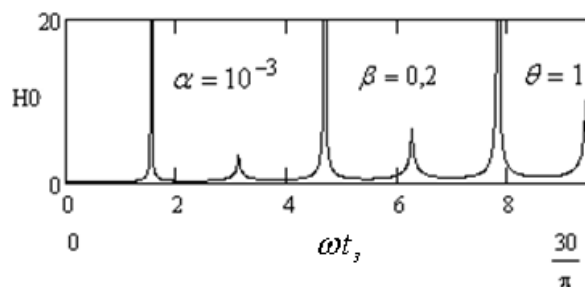


Figure 1 – Graph of the relative change in the norm H0 of the chain matrix from the electric length of the line with perturbed wave conductivity

6 DISCUSSION

From Fig. 1 it follows that this perturbation most strongly affects the frequency characteristics of the line in certain frequency bands, where there is a surge of H0. This conclusion is valid regardless of the functional purpose of the segment of the transmission line. The analysis of the dependences (Fig. 1) for various values of α, β, θ showed:

1. The oscillation frequencies of the wave conductivity error $\Delta Y(\tau)$ depend on the parameter β and determine the frequency region of the strongest disturbance of the electrical parameters of the line. Outside this region, the perturbation of the parameters is small. The maximum distortion is observed at electrical lengths $n\pi / 2, n = 1, 2, 3, \dots$. The higher the oscillation frequency of the wave impedance disturbance, the higher the frequency range in which the electrical parameters of the line are disturbed.

2. For lines operating in the frequency range up to the second harmonic open at both ends of the line, the most dangerous disturbances are monotonic deviations of wave conductivity.

3. The location of the disturbance $\Delta Y(\tau)$ as well as the initial phase of the disturbance θ does not affect the frequency domain of distortions, but only affects the nature of distortions in this domain.

4. An increase in the magnitude of the error of wave conductivity α leads to an increase in the deviation of electrical parameters from the nominal in the entire frequency range.

5. Existing methods for assessing the impact of technological inaccuracies in the manufacture of lines make it possible to determine the deterministic and statistical characteristics of the wave impedance of transmission

lines [5–9, 11–14]. At the same time, the degree of distortion of the functional electrical characteristics (input impedance, reflection coefficient, various transfer characteristics) is difficult or impossible to determine using known methods. The approach developed in the work made it possible to estimate the influence of inaccuracies in the implementation of the wave impedance on the resistance matrix of the line, considered as a four-terminal network. The obtained relations (34, 35), in contrast to the known solutions, allow us to evaluate the influence of errors in the implementation of wave resistance on the deviation of an arbitrary functional parameter of the transmission line.

CONCLUSIONS

In this work, the problem of determining the influence of the deviation of the wave impedance of a transmission line from the nominal value on its elements of the resistance matrix is solved.

The scientific novelty of the results obtained lies in the fact that for the first time it was proposed to evaluate the results of the influence of production technological errors in the implementation of the line on the norm of the resistance matrix, which makes it possible to reasonably choose the accuracy of the reproduction of the wave resistance based on the functional purpose of the line.

The practical value of the results obtained is to substantiate the accuracy of the functioning of technological processes for the implementation of the wave impedance of the line, in which the functional parameters of the line are within acceptable limits. The results obtained make it possible to determine the minimum accuracy of production processes, which ensures the minimum cost of the production process.

The obtained results allow to estimate the influence of the perturbation of the wave resistance (wave conductivity) on the matrix of the transmission line, which is considered as a quadrupole. As such a matrix can be any matrix of four-pole: a matrix of resistances, conductivities, a chain matrix. This makes it possible for the required function of the circuit (transmission factor, input resistance, reflection coefficient, etc.) and its permissible deviation from the nominal value, it is reasonable to choose the tolerance for the accuracy of the reproduction of the impedance. The proposed criterion for estimating deviations of line parameters using the norm of the quadrupole matrix is essentially an integral criterion and can be used to pre-estimate the frequency range of the strongest distortions, regardless of the functional purpose of the segment of the transmission line. The developed approach is applicable to both homogeneous and inhomogeneous transmission lines and covers both regular and irregular perturbations of the impedance.

Prospects for further research are related to the substantiation of the accuracy characteristics of various technologies for the production of microwave equipment in order to ensure the minimum cost.

ACKNOWLEDGEMENTS

The work was performed at the Department of Information Security, Faculty of Cybersecurity, Computer and Software Engineering of the National Aviation University and the Department of Application of Special Telecommunication Systems, Institute of Special Communication and Information Protection of the National Technical University of Ukraine “Igor Sikorsky Kyiv Polytechnic Institute”.

REFERENCES

1. Tengbo C., Lu Z., Hailong D. An amplitude-phase measurement method of phased array antenna based on self-calibration RF channel, *10th International Conference on Communication Software and Networks, 6–9 Jul 2018, Chengdu, China*, IEEE, 2018, pp. 460–464. DOI: 10.1109/ICCSN.2018.8488296.
2. Fadamiro A. O., Famoriji O. J., Kashif R. et al. An improved calibration algorithm for active phased array antenna, *IEEE International Conference on Computational Electromagnetics, 26–28 Mar. 2018*. Chengdu, China, IEEE, 2018, pp. 1–3. DOI: 10.1109/COMPEN.2018.8496702.
3. Fadamiro A. O., Samomhe A. A.-H., Famoriji O. J. et al. A multiple element calibration algorithm for active phased array antenna, *IEEE J. Multiscale Multiphysics Computational Techniques*, 2019, Vol. 4, pp. 163–169. DOI: 10.1109/JMMCT.2019.2923113.
4. Djigan V. I., Kurganov V. V. Antenna array calibration algorithm based on phase perturbation, *17th IEEE East-West Design & Test Symp., 13–16 Sept. 2019: proceedings*. Batumi, Georgia, IEEE, 2019. DOI: 10.1109/EWDTS.2019.8884394.
5. Steer M. Microwave and RF Design: Transmission Lines. *NC State University*, 2019, Vol. 2. Third Edition. DOI: 10.5149/9781469656939.
6. Loshchilov A. G., Malyutin N. D. Fundamentals of designing RF and microwave devices on irregular connected transmission lines. Tomsk, Tomsk State University of Management and Radioelectronics, 2018, 136 p.
7. Li Z. X., Zhang J. T., Chen Y. X. et al. A new fault location algorithm of line voltage cross-correction for three-terminal transmission lines based on dynamic calculation of real-time parameters, *Power Syst. Technol.*, 2020, Vol. 44 (2), pp. 761–768. DOI: 10.13335/j.1000-3673.pst.2019.0690.
8. Sony M., Chettiar M. V. Stochastic modelling of weather-related transmission line outages, *Int. J. Oper. Res. Inf. Syst.*, 2020, 11 (1), pp. 66–82. DOI: 10.4018/ijoris.2020010103.
9. Medvedev A. M., Mylov G. V., Kechiev L. N. Problems of technological support of transmission line parameters Electromagnetic Compatibility, *Technologies*, 2012, No. 3(42), pp. 1–6.
10. Sorukin S.A. Theoretical and methodological basis of designing printed circuit boards of high-performance computing devices, *Mirea Publisher*, 2017, 286 p.
11. Dembitsky N. L., Pham Viet Anh Taking into account the influence of errors in the technological process on the yield of suitable products in the manufacture of high-frequency devices on printed circuit boards, *TUSUR reports*, 2016, Vol. 19, No. 1, pp. 9–13. DOI: 10.21293/1818-0442-2016-19-1-9-13.
12. Kozlovskiy V. V., Chyrva D. P., Basyuk I. A. et al. Mathematical model of distributed transfer information highways, *Electronics and Control Systems*, 2016, No. 2(48), pp. 146–151.

13. Chirva D. P. Justification of the accuracy of reproduction of the wave impedance of a non-uniform line, *Control, navigation and communication systems*, 2016, Issue 2, pp. 151–153.
14. Ametani A., Yamamoto K., Triruttanapiruk N. Non-uniform lines – review of the theory and measured / simulation examples, *Electric Power Systems Research*, 2020, Vol. 188, November, 106514
15. Korn G. Handbook of mathematics for scientists and engineers: Definitions, theorems, formulas. Moscow, Book on Demand, 2014, 832 p.
16. IPC-2221A. Generic Standard on Printed Board Design May 2003. A standard developed by IPC.

Received 12.01.2022.
Accepted 20.03.2022.

УДК 621.385.6

ВИЗНАЧЕННЯ МАТРИЦІ ОПОРІВ ЛІНІЇ ПЕРЕДАЧІ ПРИ ВІДХИЛЕННІ КОНСТРУКТИВНИХ ПАРАМЕТРІВ ВІД НОМІНАЛЬНИХ

Козловський В. В. – д-р техн. наук, професор кафедри застосування засобів спеціальних телекомунікаційних систем, Інститут спеціального зв'язку та захисту інформації Національного технічного університету України «Київський політехнічний інститут імені Ігоря Сікорського», Київ, Україна.

Козловський В. В. – д-р техн. наук, професор, завідувач кафедри засобів захисту інформації, Факультету кібербезпеки, комп'ютерної та програмної інженерії Національного авіаційного університету, Київ, Україна.

Хращевський Р. В. – д-р техн. наук, професор, перший проректор Національного авіаційного університету, Київ, Україна.

Клобуков В. В. – канд. техн. наук, асистент кафедри засобів захисту інформації, Факультету кібербезпеки комп'ютерної та програмної інженерії, Національний Авіаційний Університет, Київ, Україна.

АНОТАЦІЯ

Актуальність. У НВЧ системах передачі інформації широко використовуються відрізки ліній передачі, характеристики яких значно впливають на продуктивність різних інформаційних технологій. Однією з проблем виробництва ліній передачі є отримання заданого хвильового опору, що значно впливає на електричні та інформаційні характеристики всього комплексу обладнання. В даний час постає гостре питання оцінки впливу збурюючих факторів на різні електричні характеристики відрізків довгих ліній. На сьогоднішній день найбільш повно розроблені методи оцінки впливу збурюючих факторів на хвильовий опір однорідної лінії (хвильовий опір постійно) при регулярних збуреннях. У цьому випадку в основному враховувався вплив збурень на коефіцієнт відбиття узгоджених ліній. Питання впливу збурень на решту характеристик однорідних і, особливо, неоднорідних ліній вивчені недостатньо.

Мета. Метою статті є визначення впливу збурень хвильового опору на матрицю опору лінії передачі. Знаючи матрицю збурених опорів, можна визначити спотворення будь-якого пристрою, побудованого на відрізках ліній передачі.

Метод. У статті використано метод теорії збурень лінійних диференціальних операторів, застосований до рівнянь, що описують процеси в неоднорідних довгих лініях.

Результати. Отримані результати дають можливість оцінити вплив регулярних та нерегулярних збурень хвильового опору (хвильової провідності) на матрицю лінії передачі, що розглядається як чотириполюсник. Така матриця може бути будь-якою квадрупольною матрицею: матрицею опорів, провідностей, ланцюговою. Це робить можливим, відповідно до необхідної функції схеми (коефіцієнт передачі, вхідний опір, коефіцієнт відбиття) визначити її допустиме відхилення від номінального значення, щоб вибрати допуск для відтворення хвильового опору.

Висновки. Запропонований критерій оцінки відхилень параметрів лінії з використанням норми квадрупольної матриці за своєю суттю є інтегральним критерієм і може бути використаний для попередньої оцінки частотної області найсильніших спотворень, незалежно від функціонального призначення відрізка лінії передачі. Розроблений підхід застосовується як до однорідних, так і до неоднорідних ліній передачі та охоплює як регулярні, так і нерегулярні збурення хвильового опору.

КЛЮЧОВІ СЛОВА: лінія передачі, хвильовий опір, збурення, матриця опорів, чотириполюсник, неоднорідна лінія, коефіцієнт відбиття.

УДК 621.385.6

ОПРЕДЕЛЕНИЕ МАТРИЦЫ СОПРОТИВЛЕНИЙ ЛИНИИ ПЕРЕДАЧИ ПРИ ОТКЛОНЕНИЯХ КОНСТРУКТИВНЫХ ПАРАМЕТРОВ ОТ НОМИНАЛЬНЫХ

Козловский В. В. – д-р техн. наук, профессор кафедры применения средств специальных телекоммуникационных систем, Институт специальной связи и защиты информации Национального технического университета Украины «Киевский политехнический институт имени Игоря Сикорского», Киев, Украина.

Козловский В. В. – д-р техн. наук, профессор, заведующий кафедрой средств защиты информации, Факультета кибербезопасности, компьютерной и программной инженерии Национального авиационного университета, Киев, Украина.

Хращевский Р. В. – д-р техн. наук, профессор, первый проректор Национального авиационного университета, Киев, Украина.

Клобуков В. В. – канд. техн. наук, ассистент кафедры средств защиты информации, Факультета кибербезопасности компьютерной и программной инженерии, Национальный Авиационный Университет, Киев, Украина.

АННОТАЦИЯ

Актуальность. В СВЧ системах передачи информации широко используются отрезки линий передачи, характеристики которых значительно влияют на производительность различных информационных технологий. Одной из проблем производства линий передачи является получение заданного волнового сопротивления, что значительно влияет на электрические и информационные характеристики всего комплекса оборудования. В настоящее время возникает острый вопрос оценки влияния возмущающих факторов на различные электрические характеристики отрезков длинных линий. На сегодняшний день наиболее полно разработаны методы оценки влияния возмущающих факторов на волновое сопротивление однородной линии (волновое сопротивление постоянно) при регулярных возмущениях. В этом случае в основном учитывалось влияние возмущений на коэффициент отражения согласованных линий. Вопрос влияния возмущений на остальные характеристики однородных и, особенно, неоднородных линий изучены недостаточно.

Цель. Целью статьи является определение влияния возмущений волнового сопротивления на матрицу сопротивления линии передачи. Зная матрицу возмущенных сопротивлений, можно определить искажения характеристик какого-либо устройства, построенного на отрезках линий передачи.

Метод. В статье использован метод теории возмущений линейных дифференциальных операторов, примененный к уравнениям, описывающим процессы в неоднородных длинных линиях.

Результаты. Полученные результаты дают возможность оценить влияние регулярных и нерегулярных возмущений волнового сопротивления (волновой проводимости) на матрицу линии передачи, рассматриваемой как четырехполюсник. Такой матрицей может быть какая-либо матрица четырехполюсника: матрица сопротивлений, проводимостей, цепной. Это делает возможным, в соответствии с требуемой функцией цепи (коэффициент передачи, входное сопротивление, коэффициент отражения) определить допустимое отклонение волнового сопротивления от номинального значения, чтобы выбрать допуск для воспроизведения волнового сопротивления.

Выводы. Предложенный критерий оценки отклонений параметров линии с использованием нормы четырехполюсной матрицы по своей сути является интегральным критерием и может быть использован для предварительной оценки частотной области наиболее сильных искажений, независимо от функционального назначения отрезка линии передачи. Разработанный подход применим как к однородным, так и к неоднородным линиям передачи и охватывает как регулярные, так и нерегулярные возмущения волнового сопротивления.

КЛЮЧЕВЫЕ СЛОВА: линия передачи, волновое сопротивление, возмущения, матрица сопротивлений, четырехполюсник, неоднородная линия, коэффициент отражения.

ЛИТЕРАТУРА / LITERATURE

1. Tengbo C. An amplitude-phase measurement method of phased array antenna based on self-calibration RF channel / C. Tengbo, Z. Lu, D. Hailong // 10th International Conference on Communication Software and Networks, 6–9 Jul 2018, Chengdu, China : IEEE, 2018. – P. 460–464. DOI: 10.1109/ICCSN.2018.8488296.
2. An improved calibration algorithm for active phased array antenna / [A. O. Fadamiro, O. J. Famoriji, R. Kashif et al.] // IEEE International Conference on Computational Electromagnetics, 26–28 Mar. 2018, Chengdu, China : IEEE, 2018, P. 1–3. DOI: 10.1109/COMPEM.2018.8496702.
3. A multiple element calibration algorithm for active phased array antenna / [A. O. Fadamiro, A. A.-H. Samomhe, O. J. Famoriji et al.] // IEEE J. Multiscale Multiphysics Computational Techniques. – 2019. – Vol. 4. – P. 163–169. DOI: 10.1109/JMMCT.2019.2923113.
4. Djigan V. I. Antenna array calibration algorithm based on phase perturbation / V. I. Djigan, V. V. Kurganov // 17th IEEE East-West Design & Test Symp., 13–16 Sept. 2019: proceedings, – Batumi, Georgia : IEEE, 2019. DOI: 10.1109/EWDTS.2019.8884394.
5. Steer M. Microwave and RF Design: Transmission Lines / M. Steer // NC State University. – 2019. – Vol. 2. Third Edition. DOI: 10.5149/9781469656939.
6. Лоцилов А. Г. Основы проектирования ВЧ- и СВЧ-устройств на нерегулярных связанных линиях передачи. / А. Г. Лоцилов, Н. Д. Малютин. – Томск : Издательство Томского государственного университета систем управления и радиоэлектроники, 2018. – 136 с.
7. A new fault location algorithm of line voltage cross-correction for three-terminal transmission lines based on dynamic calculation of real-time parameters / [Z. X. Li, J. T. Zhang, Y. X. Chen et al.] // Power Syst. Technol. – 2020. – Vol. 44 (2). – P. 761–768. DOI: 10.13335/j.1000-3673.pst.2019.0690.
8. Sony M. Stochastic modelling of weather-related transmission line outages / M. Sony, M. V. Chettiar // International Journal of Operations Research and Information Systems 11 (1). – 2020. – P. 66–82. DOI:10.4018/ijoris.2020010103.
9. Медведев А. М. Проблемы технологического обеспечения параметров линий передачи в МП / А. М. Медведев, Г. В. Мылов, Л. Н. Кечиев // Технологии ЭМС. – 2012. – № 3(42). – С.1–6.
10. Sorukin S. A. Theoretical and methodological basis of designing printed circuit boards of high-performance computing devices / S. A. Sorukin // Mirea Publisher. – 2017. – 286 p.
11. Дембицкий Н. Л. Учет влияния погрешностей технологического процесса на выход годных изделий при изготовлении высокочастотных устройств на печатных платах / Н. Л. Дембицкий, Фам Вьет Ань. // Доклады ТУСУРа. – 2016. – Т. 19, № 1. – С. 9–13. DOI: 10.21293/1818-0442-2016-19-1-9-13.
12. Mathematical model of distributed transfer information highways / [V. V. Kozlovskiy, D. P. Chyrva, I. A. Basyuk et al.] // Electronics and Control Systems. – 2016. – № 2(48). – P. 146–151.
13. Чирва Д.П. Обоснование точности воспроизведения волнового сопротивления неоднородной линии / Д. П. Чирва // Системи управління, навігації та зв'язку. – 2016. – Вип. 2. – С. 151–153.
14. Ametani A. Non-uniform lines – review of the theory and measured / simulation examples / A. Ametani, K. Yamamoto, N. Triruttanapiruk // Electric Power Systems Research. – 2020. – Vol. 188, November. – 106514.
15. Корн Г. Справочник по математике для научных работников и инженеров: Определения, теоремы, формулы / Г. Корн. – М. : Книга по Требованию, 2014. – 832 с.
16. IPC-2221A. Generic Standard on Printed Board Design. May 2003. A standard developed by IPC.

THE STUDY OF THE CROSS-CORRELATION PROPERTIES OF COMPLEX SIGNALS ENSEMBLES OBTAINED BY FILTERED FREQUENCY ELEMENTS PERMUTATIONS

Lysechko V. P. – PhD, Associate Professor, Associate Professor of Transport Communication Department, Ukrainian State University of Railway Transport, Kharkiv, Ukraine.

Kulagin D. O. – Dr. Sc., Associate Professor, Professor of Power Supply of industrial enterprises Department, Zaporizhzhia Polytechnic National University, Zaporizhzhia, Ukraine.

Indyk S. V. – PhD, Senior Lecturer of Transport Communication Department, Ukrainian State University of Railway Transport, Kharkiv, Ukraine.

Zhuchenko O. S. – PhD, Associate Professor, Associate Professor of Transport Communication Department, Ukrainian State University of Railway Transport, Kharkiv, Ukraine.

Kovtun I. V. – PhD, Associate Professor, Associate Professor of Transport Communication Department, Ukrainian State University of Railway Transport, Kharkiv, Ukraine.

ABSTRACT

Context. The relevance is to study the cross-correlation properties of the developed complex signals ensembles of large volume with a low level of multiple access interference, thereby increasing the efficiency of using a limited radio frequency range. The Object of Research is a method of bandpass filtering with permutations, which allows forming complex signals ensembles of large volume.

Objective. The Objective is to determine the optimal cross-correlation properties for the formation of complex signals ensembles of large volume with a low level of multiple access interference.

Method. The work has the study results of cross-correlation properties of complex signals ensembles obtained by applying the filtered elements permutation method. The formation of complex signals ensembles is based on pseudo-random sequences with improved cross-correlation properties in the time domain. Bandpass filtering is applied to such sequences, and the number of filter bands is determined based on the calculation of the frequency spectrum utilization coefficient. The filter band optimal width determination is based on a comparison of the maximum emissions of the side lobes values of the of cross-correlation function of signals from the elements number in the involved sequences. The signals obtained by frequency bands allocating are characterized by a difference in form in the minimal similarity condition. In order to reduce the multiple access interference impact, the frequency components transfer obtained by spectral filtering to the common frequency range is carried out. After that, the signals are transferred using the full search method. As a result, it was obtained all possible combinations of signal pairs permutations. The use of permutations in the complex signals ensemble formation can significantly increase the ensemble volume. The signals generated by frequency filtering, to which the transfer to the common frequency band and their subsequent permutation was applied, are subjected to correlation analysis based on the calculation of the maximum emissions values of the side lobes of the cross-correlation function.

Comparative characteristic of cross-correlation properties of developed signals with known signals prove that signals generated based on pseudo-random sequences with improved cross-correlation properties have a much larger ensembles volume, are formed on the basis of simple algorithms that don't require significant computing resources and have satisfactory cross-correlation characteristics. The use of bandpass filtering method with permutation allows the formation of large-volume ensembles whose signals differ in form, and the combination of different frequency bands reduces the vulnerability to multiple access interference.

Results. Due to the software implementation of the bandpass filtering method with permutations, the comparison of cross-correlation properties of nonlinear sequences, M-sequences, multiphase signals and developed signals based on sequences with improved cross-correlation properties was performed.

In estimating the levels of maximum emissions of side lobes of the cross-correlation function, it was found that the generated signals obtained by bandpass filtering with permutations deteriorate cross-correlation characteristics by increasing the pulse duration proportional to the decrease in signal frequency band, but their value satisfies the minimal similarity condition, used in cognitive telecommunications systems.

Conclusions. The study of the signals cross-correlation properties proves the effectiveness of the developed bandpass filtering with permutations method. The generated signals have cross-correlated characteristics no worse than ensembles based on known signals. At this level of maximum emissions of the side lobes of the cross-correlation function of the developed signals is 7–12% less than the known signals. Thus, the method of bandpass filtering with permutations can be used to increase the efficiency of radio frequency resource use of both existing and advanced cognitive telecommunication networks of wireless access based on systems with code division multiplexing.

KEYWORDS: complex signal, cross-correlation function, multiple access interference, signal base, signal spectrum width, filter band, low energy interaction, ensemble volume.

ABBREVIATIONS

CCF is a cross-correlation function;
MAI is a multiple access interference.

NOMENCLATURE

s_i is a i -th signal;
 s_j is a j -th signal;
 Δf is a filter band;

Δ is a integration step;
 B is a signal base;
 F_{H} is a lower limit of the frequency range;
 F_{B} is a upper limit of the frequency range;
 ΔF is a width of the pseudo-random sequence spectrum main lobe with low interaction in time domain;
 K_{ij} is a random pair of frequency elements;
 $s(t)$ is a signal obtained by frequency filtering;
 X is a frequency spectrum of the signal;
 $\omega_0\tau$ is a phase shift;
 E_i is a energy of the i -th signal;
 T is a sequence duration;
 τ is a sequence pulse duration;
 t is a time;
 N is a symbols number in the sequences;
 R_{max} is a maximum emission of the side lobes of CCF.

INTRODUCTION

Increasing the number of users and the quality of their service in modern cognitive telecommunication systems and radio networks, provided multiple access to various information resources and technologies, is possible with using by ensembles of complex signals with large volumes.

Increased volume signals realization is possible with the use of pseudo-random sequences with improved cross-correlation properties. The advantages of such sequences are low energy interaction in the time domain, low level of cross-correlation, ensuring a low MAI level and compliance with the condition of minimal similarity. However, in the study of signal ensembles based on such sequences, it was found that the number of forming sequences limits their volume. Therefore, the urgent task is to form such signals ensembles that have mutually correlated properties close to the signals with minimal interaction in the time domain [1–3].

One of the main directions of research of complex signals ensembles is correlation characteristics definition. However, code division multiplexing is based on correlation processing. In this case, the main criterion for evaluating the characteristics of complex signals ensembles based on sequences with improved cross-correlation properties obtained by bandpass filtering with permutations and subsequent transfer to a common frequency range can be considered analysis of cross-correlation characteristics of the studied signals.

Pseudorandom sequences with improved cross-correlation properties are signals with a large base, have a low level of cross-correlation, provide a low level of multiple access interference and meet the condition of minimal similarity [6].

The use of signals based on sequences with improved cross-correlation properties obtained by bandpass filtering with permutations in cognitive telecommunication systems allows reducing the level of MAI by decreasing the values of the maximum emissions of the side lobes of the CCF received signals.

Estimation of the volume and analysis of cross-correlation characteristics of complex signals ensembles,

which are formed on the basis of this method, will determine the feasibility of further use of such signals in telecommunication systems of cognitive radio communication with code division multiplexing.

The object of study is the method of bandpass filtering with permutations, which allows forming complex signals ensembles of large volume in order to increase the number of simultaneously served subscribers and the quality of their service in modern cognitive telecommunication systems with limited frequency resource.

The subject of study is a process of studying the cross-correlation characteristics of the formed complex signals ensembles obtained by applying the method of bandpass filtering with permutations.

The purpose of the work is to determine the optimal cross-correlation characteristics for the formation of complex signals ensembles of large volume with a low level of multiple access interference.

1 PROBLEM STATEMENT

Suppose an ensemble of complex signals consisting of 50 output sequences with $N = 23 - 512$, $T \approx 1,2$ ms, $\tau_i = 10$ ns. Δf was selected between 200 kHz and 450 kHz in 50 kHz increments.

The task is to calculate the values of R_{max} , based on the selection of optimal signal parameters, in order to determine the correlation properties of the signals. This takes into account the limitation on the number of filter bands k_s and the criterion of minimum similarity $R_{ij \text{ max}}$, which will form ensembles of complex signals of large volume with a low level of multiple access interference and apply them in cognitive telecommunications systems.

2 REVIEW OF THE LITERATURE

Known complex signals classes are usually formed based on video pulses sequences formed by a certain rule. Such sequences include M-sequences, Gold, Kasami sequences, nonlinear sequences, multiphase signals and others [6, 9].

The structure of the signals used as subscribers determines the value and MAI pattern and, accordingly, the noise immunity of the system, the effectiveness of the frequency spectrum and the maximum number of active subscribers [7, 8, 10, 11]. Implementation of transmission systems, the signals of which overlap in frequency, is possible due to the use as information carriers of individual subscriber signals.

In transmission systems, the characteristics of the customer service quality and the transmitted information reliability are rigidly interrelated. Due to the presence of information in the system, the information transmission reliability depends on the number and activity of subscribers, as well as on the power of the signals emitted by them. Thus, to increase the noise immunity of the system it is necessary to reduce the number of simultaneously working subscribers, which is impractical in modern conditions of cognitive telecommunication systems development.

Another way to improve the service quality is the use of signals with improved cross-correlation properties [9, 12], which are estimated using the values of the maximum emissions of the side lobes of the CCF depending on the number of pulses in the sequences.

The use of such signals allows developing ensembles of the large volume complex signals, which allows significantly increasing the number of simultaneously served subscribers and improve the quality of transmission.

3 MATERIALS AND METHODS

To determine the optimal values of frequency characteristics in this method of bandpass filtering with permutations in order to form ensembles of complex signals of large volume, pseudo-random sequences with low energy interaction in the time domain are used, which are described in [1, 2]. Bandpass filtering is applied to such sequences. Estimation of the number of bands is due to the coefficient of frequency spectrum k_s use, defined as [3]:

$$k_s = \frac{\Delta F}{\Delta f} . \quad (1)$$

The determination of the optimal width of the filtration band is based on a comparison of the values of the maximum emissions of the side lobes of the CCF signals from the number of elements in the involved sequences.

The comparison coefficient value of the maximum emissions of the side lobes of the CCF signals is determined by the expression [9]:

$$R_{ij \max}(\Delta f) = \int_{F_n}^{F_g} s_i(\Delta f) \cdot s_j(\Delta f - \Delta) d\Delta f . \quad (2)$$

The obtained values must meet the condition of minimal similarity [6]:

$$R_{ij \max} \leq \frac{1 \dots 5}{\sqrt{B}} . \quad (3)$$

As a result of the application of such filtering, frequency bands were isolated from the spectrum of pseudo-random sequences with minimal energy interaction in the frequency domain. Signals obtained by allocating frequency bands are characterized by a difference in form in the condition of minimal similarity of signals (3).

In order to reduce the multiple access interference impact, the frequency transfer of the components obtained by filtering the spectrum of sequences with minimal energy interaction to the common frequency range is performed.

The analytical expression of the frequency transfer is [4]:

$$F^{-1}\{X(\omega - \omega_0)\} = s(t)e^{-j\omega_0 t} . \quad (4)$$

In expression (4), the signal delay leads to a change in the phase-frequency characteristic, which shows the ratio of the harmonic components: $\sin(\omega)/\cos(\omega)$, so the frequency spectrum of the signal obtained by frequency filtering is difficult to phase shift. As a result, it is possible to significantly improve the frequency selectivity compared to known signals generated based on devices with direct amplification.

Signals permutation occurs by means of a full search method that is defined by a formula:

$$\sum_{i=1}^n K = \frac{K^2 - K}{2} . \quad (5)$$

To explain this method, we ask a set of four frequency elements K_1, K_2, K_3 and K_4 , obtained by applying bandpass filtering at different intervals of the spectrum to sequences with improved cross-correlation properties. As a result, we obtain all possible combinations of permutations: $K_{12}, K_{13}, K_{14}, K_{23}, K_{24}$ and K_{34} .

The use of permutations in a complex signals ensemble formation allows you to reduce the level of minimal similarity of signals at an acceptable level, while increasing the signals ensemble volume.

The cross-correlation properties of the signals generated by frequency filtering, to which the transfer to the common frequency band is applied and their subsequent permutation are analyzed by calculating the values of the maximum emissions of the side lobes of the CCF.

The calculation of the values of the maximum emissions of the side lobes of the CCF is in accordance with the docking function [5]:

$$R_{ij}(\tau) = \int_{-T}^T s_i(t) s_j(t - \tau) dt . \quad (6)$$

The energy of the signals obtained by the method of bandpass filtering with permutations will be different, therefore, to estimate correctly the maximum emissions values of the side lobes of the CCF by expression (6) it is necessary to normalize the signal energy [5]:

$$s_{i \text{ norm}}(t) = \frac{s_i(t)}{\sqrt{E_i}} . \quad (7)$$

According to the calculations results of all possible variants of pairs of the received signals leave only those which will satisfy a condition of the minimal similarity (3).

Comparative characteristics of cross-correlation properties of developed signals with known signals prove that signals generated based on pseudo-random sequences with improved cross-correlation properties have a much larger volume of ensembles, are formed on the basis of simple algorithms that don't require significant computational resources and have better cross-correlation characteristics.

The application of the method of bandpass filtering with permutations allows forming ensembles of large volume, the signals of which differ in form, and the combination of different frequency bands reduces the vulnerability to MAI.

4 EXPERIMENTS

The method of bandpass filtering with permutations is implemented as a software product created in the Matlab modeling environment, due to which there is a practical confirmation of the obtained theoretical results.

To form a complex signals ensemble, pseudo-random sequences with improved cross-correlation properties are used, to which band filtering is applied. The choice of the optimal bandwidth of the filter band is based on the analysis of the signal correlation properties produced by selecting the frequency elements obtained from different frequency bands, the number of which is determined by calculating the frequency spectrum utilization factor. According to the analysis results, the optimal value $\Delta f = 350$ kHz, and the number of filter bands is 4. To reduce the influence of the MAI to such signals isolated from the common frequency band of pseudo-random sequences with improved correlation properties, frequency transfer to the common frequency range is used. The obtained signals differ in form and satisfy the condition of minimal similarity of signals.

Then the permutation of signals is performed by the method of full search, the result is all possible combinations of permutations: K_{12} , K_{13} , K_{14} , K_{23} , K_{24} and K_{34} . The process of permutations in the formation of a complex signals ensemble allows reducing the level of minimal similarity of signals to an acceptable level, with a significant increase in the ensemble volume, the calculation of which is discussed in detail in [3].

Analysis of the cross-correlation properties of the signals generated by frequency filtering, to which the transfer to the common frequency band was applied and their subsequent permutation is based on the calculation of the values of the maximum emissions of the side lobes of the CCF.

The energy of the signals obtained by the method of bandpass filtering with permutations from different frequency ranges will be different, therefore, for correctly estimating the values of the maximum emissions of the side lobes of CCF by expression (6) it is necessary to normalize the signal energy. After alignment, the analysis of cross-correlation properties of the received signals is carried out and their models are built, based on which the maximum emissions of the side lobes of the CCF for all possible variants of signals are determined. When forming a complex signals ensemble, only those pairs of signals are used that will satisfy the requirements for the established restrictions.

Because of obtaining the data, a comparative characterization of the cross-correlation properties of the developed signals with known signals is carried out. The characterization proves that the signals formed based on pseudo-random sequences with improved cross-correlation properties outweigh the known signals in the volume of the en-

semble, are formed on the basis of simple algorithms that don't require significant computational resources and have better cross-correlation properties.

5 RESULTS

The calculation results of the correlation properties of the signals obtained by frequency filtering with transfer to a common frequency range and permutations depending on the bandwidth are shown in table 1. The following notations were used: $Sftp200(t) - Sftp450(t)$ – bandwidth signal from 200 to 450 kHz, $K_{12} - K_{34}$ – combinations of permutations of signal pairs. Figure 1 graphically shows the dependences of the calculation of the maximum emissions of the side lobes of the CCF on the number of pulses in sequences with improved correlation properties at different values of the bandwidth of the bandpass filters [14].

The obtained results testify to the correspondence of the signals to the signals with minimal energy interaction and satisfy the condition of minimal similarity. The optimal value of $\Delta f = 350$ kHz, as the formed complex signals ensemble has the optimal volume [3], and the levels of maximum emissions of the side lobes satisfy the selected constraint.

Table 2 presents the results of calculating the values of the maximum emissions of the side lobes of CCF nonlinear sequences, M-sequences, multiphase signals and developed signals based on sequences with improved cross-correlation properties.

Figure 2 shows a comparative characteristic of the values of the maximum emissions of the side lobes of the CCF signals based on different sequences.

As a result of the study, when estimating the levels of maximum emissions of side lobes of the CCF found that the generated signals obtained by bandpass filtering with permutations have worse cross-correlation properties, relative to signals obtained by permutation of time intervals of sequences based on a centered series due to increasing pulse duration in accordance with the reduction of the signal frequency band. However, their value satisfies the condition of minimal similarity and such signals can be used in cognitive telecommunication systems.

6 DISCUSSION

The data is in the calculating the correlation properties of signals (table 1) show that the study can be used to solve the problem of forming complex signals ensembles based on sequences with improved cross-correlation properties by bandpass filtering with subsequent transfer to the common frequency range and permutations of frequency elements.

The results of calculating the cross-correlation properties of the signals obtained by frequency filtering with transfer to the common frequency range and permutations are presented in Figure 1 and limited to $N = 150$ in order to better perceive the displayed values of maximum emissions of side lobes of CCF.

It should be noted that even when the value of Δf decreases to the level of 200 kHz, increasing the pulse duration does not violate the minimal similarity condition of the developed signals.

The applied method of signal frequency elements permutation using full search allows receiving all possibilities of permutations combinations that from the point of view of optimum use of system computing resources creates additional loading.

Comparison of signals cross-correlation properties based on different sequences proves the effectiveness of the developed method of bandpass filtering with permutations. The formed complex signals ensembles have cross-

correlation properties not worse than ensembles based on known signals, and the level of maximum emissions of the side lobes of the CCF of the developed signals is 7–12% lower than the indicators of known signals. Thus, the method of bandpass filtering with permutations can be used to increase the efficiency of radio frequency resource use in cognitive telecommunication networks based on systems with code division multiplexing.

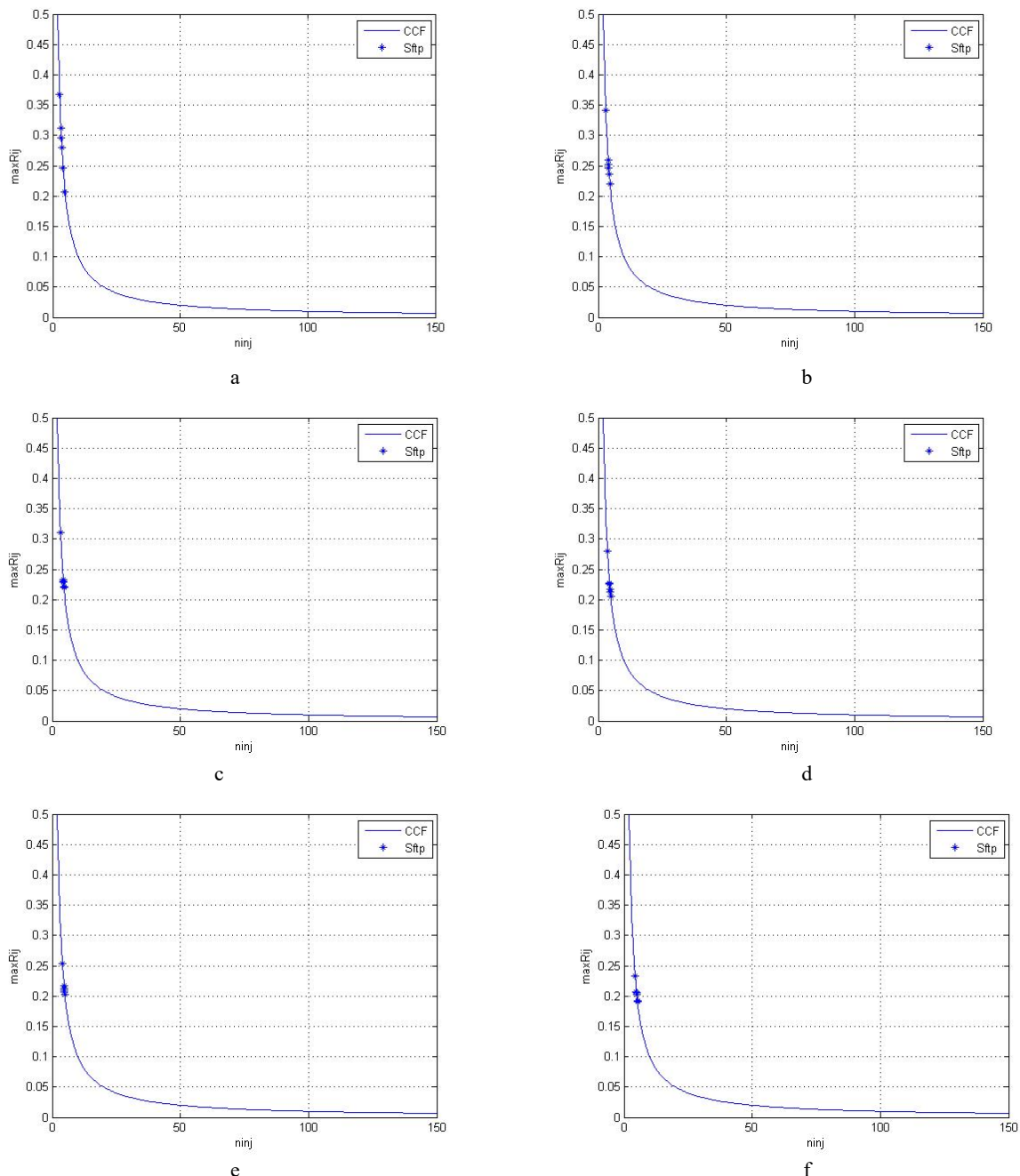


Figure 1 – The calculation results of the signals cross-correlation properties obtained by frequency filtering with permutation to the common frequency range and permutations:
 a – when using the filter band width is equal 200 kHz, b – when using the filter band width is equal 250 kHz, c – when using the filter band width is equal 300 kHz, d – when using the filter band width is equal 350 kHz, e – when using the filter band width is equal 400 kHz, f – when using the filter band width is equal 450 kHz

Table 1 – The calculation results of the signals correlation properties obtained by frequency filtering with permutation to the common frequency range and permutations within the filter bands width

	R_{12}	R_{13}	R_{14}	R_{23}	R_{24}	R_{34}
$Sftp200(t)$	0.3128	0.2795	0.3677	0.2464	0.2068	0.2958
$Sftp250(t)$	0.2601	0.2523	0.3416	0.2358	0.2195	0.2462
$Sftp300(t)$	0.2217	0.2193	0.3101	0.2284	0.2298	0.2329
$Sftp350(t)$	0.2120	0.2049	0.2796	0.2176	0.2265	0.2276
$Sftp400(t)$	0.2024	0.2027	0.2542	0.2104	0.2122	0.2178
$Sftp450(t)$	0.1901	0.2052	0.2336	0.2021	0.1917	0.2076

Table 2 – The calculation results of the values of the maximum emissions of the side lobes of the CCF signals based on different sequences

N	The values of the maximum emissions of the side lobes of the CCF					
	Nonlinear sequences	M- sequences	Multiphase signals	Sequences with low interaction in the time domain	The signals are obtained by permutation the time intervals of the sequences based on the centered series	Signals based on sequences with improved cross-correlation properties obtained by bandpass filtering with permutations
		$(1.9...6)/\sqrt{N}$	$(1...3)/\sqrt{N}$	$1/\sqrt{n, n_j}$	$(1...3)\sqrt{B}$	$(1...5)\sqrt{B}$
40	0.092	0.341	0.058	0.0321	0.0729	0.256
100	0.0797	0.2354	0.041	0.0114	0.0507	0.182
256	0.0626	0.1186	0.0207	0.004	0.0221	0.11
512	0.0612	0.0863	0.0123	0.0031	0.019	0.079

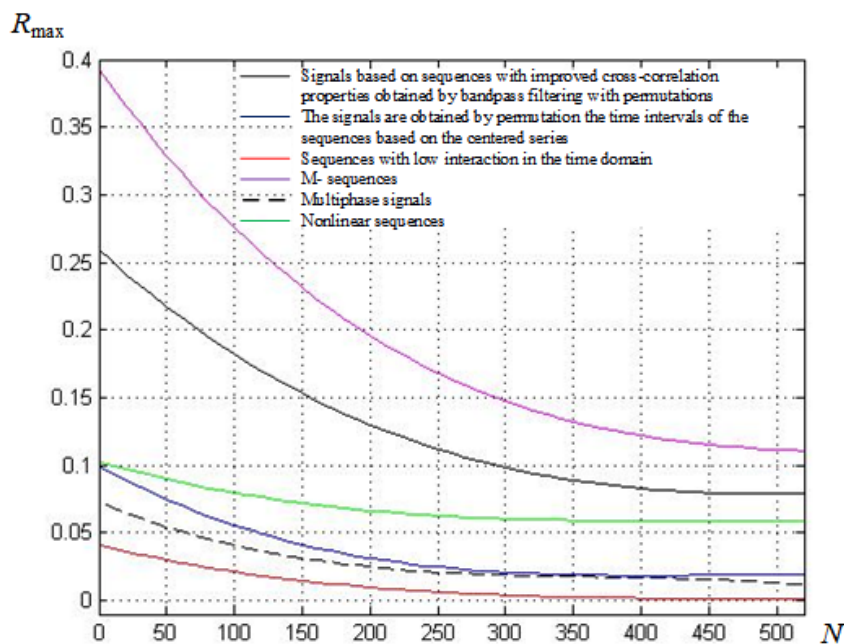


Figure 2 – Comparative characteristic of the values of the maximum emissions of the side lobes of the CCF signals based on different sequences

CONCLUSION

The main criterion for evaluating the properties of complex signals ensembles based on sequences with improved cross-correlation properties obtained by bandpass filtering with transfer and subsequent permutation to a common frequency range can be considered the analysis of cross-correlation properties of the studied signals. Analysis of the cross-correlation properties of complex signal ensembles based on pseudo-random sequences with improved cross-correlation properties allows the forma-

tion of complex signal ensembles of much larger volume than ensembles based on known signals.

The scientific novelty of the obtained results lies in the further development of the method of forming complex signals ensembles based on sequences with improved cross-correlation properties obtained by bandpass filtering with permutations, realized based on selection from sequences spectrum of equal bands with using the subsequent permutation. It allows increasing the complex sig-

nals ensembles volume at a given level of multiple access interference.

The practical significance of the obtained results is in the possibility of using complex signals obtained by bandpass filtering with permutations in cognitive telecommunication systems, which are available to multiple access ensembles.

Prospects for further research are to improve the selective capabilities of the frequency elements permutation process, the choice of the optimal conversion when transfer selected frequency bands to a common frequency range and further study of the correlation and ensemble signals properties.

ACKNOWLEDGEMENTS

The work is supported by research work of the Ukrainian State University of Railway Transport on the topic: “Study of national requirements for frequency allocation of Ukraine, the latest digital systems of technological radio communication and development of a plan for using radio frequency resource of technological radio network JSC “Ukrainian Railways” (RWN№ 0121U100191).

REFERENCES

1. Indyk S., Lysechko V. Method of permutation of intervals, taking into account correlation properties of segments, *Control, navigation and communication system*, 2020, Issue 3 (61), pp. 128–130. DOI:10.26906/SUNZ.2020.3.
2. Indyk S., Lysechko V. The study of ensemble properties of complex signals obtained by time interval permutation, *Advanced Information Systems*, 2020, Vol. 4, № 3, pp. 85–88. DOI: 10.20998/2522-9052.2020.3.11.
3. Indyk S. V., Lysechko V. P. Investigation of ensemble properties of complex signals obtained by frequency filtering of pseudo-random sequences with low interaction in the time domain, *Collection of scientific works*. Kharkiv, HUPS named after I. Kozheduba, 2020, Issue. 4 (66), pp. 46–50. DOI: 10.30748/zhups.2020.66.06.
4. Sloane N. J. A., Plouffe S. The Encyclopedia of Integer Sequences. Academic Press, San Diego, 1995, 587 p. ISBN 0-12-558630-2.
5. Indyk S. V., Lysechko V. P., Zhuchenko O. S., Kitov V. S. The formation method of complex signals ensembles by frequency filtration of pseudo-random sequences with low interaction in the time domain, *Radio Electronics, Computer Science, Control*, Issue 4 (55), pp. 7–15. DOI 10.15588/1607-3274-2020-4-1.
6. Ipatov V. P. Spread spectrum and CDMA: Principles and applications. Chichester, John Wiley & Sons, 2005, 385 p. DOI:10.1002/0470091800.
7. Setoodeh P., Haykin S. Fundamentals of cognitive radio. Hoboken, John Wiley & Sons, 2017, 207 p. DOI:10.1002/9781119405818.
8. Sloane N. J. A., Plouffe S. The Encyclopedia of Integer Sequences. Academic Press, San Diego, 1995, 587 p. ISBN 0-12-558630-2.
9. Varakin L. E. Communication systems with noise-like signals. Moscow, Radio and communication, 1985, 384 p.
10. Berg O., Berg T., Haavik S., Hjelmsstad J., Skaug R. Spread Spectrum in Mobile Communication. The Institution of Electrical Engineers, 1998, 478 p.
11. Torrieri Don. Principles of Spread-Spectrum Communication Systems. 4th Edition. Springer International Publishing AG, 2018, 733 p.
12. Silver N. The Signal and the Noise: Why So Many Prediction Fail-but Some Don't. New York, Penguin Press, 2012, 544 p.
13. Report of MCE-R SM.2405-0, 2017. <http://www.itu.int/pub/R-REP/en>.
14. Cameron R. J., Kudsia C. M., Mansour R. R. Microwave filters for communication systems: fundamentals, design, and applications. New York, Wiley & Sons, 2007, 771 p. DOI:10.1002/9781119292371.

Received 20.02.2022.
Accepted 23.03.2022.

УДК 621.391

ДОСЛІДЖЕННЯ ВЗАЄМОКОРЕЛЯЦІЙНИХ ВЛАСТИВОСТЕЙ АНСАМБЛІВ СКЛАДНИХ СИГНАЛІВ, ОТРИМАНИХ ШЛЯХОМ ПЕРЕСТАНОВОК ВІДФІЛЬТРОВАНИХ ЧАСТОТНИХ ЕЛЕМЕНТІВ

Лисечко В. П. – канд. техн. наук, доцент, доцент кафедри транспортного зв'язку, Український державний університет залізничного транспорту, Харків, Україна.

Кулагін Д. О. – д-р техн. наук, доцент, професор кафедри електропостачання промислових підприємств, Національний університет «Запорізька політехніка», Запоріжжя, Україна.

Індик С. В. – канд. техн. наук, старший викладач кафедри транспортного зв'язку, Український державний університет залізничного транспорту, Харків, Україна.

Жученко О. С. – канд. техн. наук, доцент, доцент кафедри транспортного зв'язку, Український державний університет залізничного транспорту, Харків, Україна.

Ковтун І. В. – канд. техн. наук, доцент, доцент кафедри транспортного зв'язку, Український державний університет залізничного транспорту, Харків, Україна.

АНОТАЦІЯ

Актуальність. Полягає у дослідженні взаємодіяційних властивостей розроблених ансамблів складних сигналів великого об'єму із забезпеченням низького рівня завад множинного доступу, за рахунок чого забезпечується підвищення ефективності використання обмеженого радіочастотного діапазону. Об'єктом дослідження є метод смугової фільтрації з перестановками, який дозволяє сформувати ансамблі складних сигналів великого об'єму.

Мета роботи. Полягає у визначенні оптимальних взаємодіяційних властивостей для формування ансамблів складних сигналів великого об'єму із забезпеченням низького рівня завад множинного доступу.

Метод. У роботі наведено результати дослідження взаємкореляційних властивостей ансамблів складних сигналів, отриманих за рахунок застосування методу перестановок відфільтрованих елементів. Формування ансамблів складних сигналів відбувається на основі псевдовипадкових послідовностей з покращеними взаємкореляційними властивостями в часовій області. До таких послідовностей застосовується смугова фільтрація, причому кількість смуг фільтрації визначається на основі розрахунку коефіцієнта використання частотного спектра. Визначення оптимальної ширини смуги фільтрації відбувається на основі порівняння значень максимальних викидів бічних пелюсток функції взаємної кореляції сигналів від кількості елементів у задіяних послідовностях. Сигнали, отримані за допомогою виділення смуг частот, характеризуються відмінністю за формою при виконанні умови мінімальної подоби. З метою зменшення впливу завад множинного доступу здійснюється частотний перенос складових, отриманих у результаті фільтрації спектру, до спільної області частот. Після цього виконується перестановка сигналів за допомогою методу повного перебору. У результаті отримуємо усі можливі комбінації перестановок пар сигналів. Застосування перестановок при формуванні ансамбля складних сигналів дозволяє значно збільшити об'єм ансамбля. Сигнали, сформовані за рахунок частотної фільтрації, до яких застосовувався перенос в спільну смугу частот та їх подальша перестановка, піддаються кореляційному аналізу на основі розрахунку значень максимальних викидів бічних пелюсток функції взаємної кореляції. Порівняльна характеристика взаємкореляційних властивостей розроблених сигналів з відомими сигналами доводить, що сигнали, сформовані на основі псевдовипадкових послідовностей з покращеними взаємкореляційними властивостями мають значно більший об'єм ансамблів, формуються на основі простих алгоритмів, що не потребують значних обчислювальних ресурсів та мають задовільні взаємкореляційні характеристики. Застосування методу смугової фільтрації з перестановками дозволяє формувати ансамблі великого об'єму, сигнали яких відрізняються за формою, а комбінування різних частотних діапазонів зменшує вразливість до завад множинного доступу.

Результати. Завдяки програмній реалізації методу смугової фільтрації з перестановками виконано порівняння взаємкореляційних властивостей нелінійних послідовностей, M-послідовностей, багатofазних сигналів та розроблених сигналів на основі послідовностей з покращеними взаємкореляційними властивостями.

При оцінці рівнів максимальних викидів бічних пелюсток функції взаємної кореляції виявлено, що у сформованих сигналах, отриманих шляхом смугової фільтрації з перестановками, погіршуються взаємкореляційні характеристики, за рахунок збільшення тривалості імпульсів пропорційної зменшенню смуги частот сигналу, але їхнє значення задовольняє умову мінімальної подоби і такі сигнали можуть застосовуватися в когнітивних телекомунікаційних системах.

Висновки. Виконане дослідження взаємкореляційних властивостей сигналів доводить ефективність розробленого методу смугової фільтрації з перестановками. Сформовані сигнали мають взаємкореляційні характеристики не гірші ніж ансамблі на основі відомих сигналів. При цьому рівні максимальних викидів бічних пелюсток функції взаємної кореляції розроблених сигналів на 7–12 % менше показників відомих сигналів. Таким чином метод смугової фільтрації з перестановками може бути застосований для підвищення ефективності використання радіочастотного ресурсу як існуючих, так і перспективних когнітивних телекомунікаційних мереж безпроводового доступу на основі систем з кодовим розділенням каналів.

КЛЮЧОВІ СЛОВА: складний сигнал, функція взаємної кореляції, завада множинного доступу, база сигналу, ширина спектру сигналу, смуга фільтрації, низька енергетична взаємодія, об'єм ансамблю.

УДК 621.391

ИССЛЕДОВАНИЕ ВЗАИМОКОРРЕЛЯЦИОННЫХ СВОЙСТВ АНСАМБЛЕЙ СЛОЖНЫХ СИГНАЛОВ, ПОЛУЧЕННЫХ ПУТЕМ ПЕРЕСТАНОВОК ОТФИЛЬТРОВАННЫХ ЧАСТОТНЫХ ЭЛЕМЕНТОВ

Лысечко В. П. – канд. техн. наук, доцент, доцент кафедры транспортной связи, Украинский государственный университет железнодорожного транспорта, Харьков, Украина.

Кулагин Д. А. – д-р техн. наук, доцент, профессор кафедры электропитания промышленных предприятий, Национальный университет «Запорожская политехника», Запорожье, Украина.

Индик С. В. – канд. техн. наук, старший преподаватель кафедры транспортной связи, Украинский государственный университет железнодорожного транспорта, Харьков, Украина.

Жученко А. С. – канд. техн. наук, доцент, доцент кафедры транспортной связи, Украинская государственная академия железнодорожного транспорта, Харьков, Украина.

Ковтун И. В. – канд. техн. наук, доцент, доцент кафедры транспортной связи, Украинская государственная академия железнодорожного транспорта, Харьков, Украина.

АННОТАЦИЯ

Актуальность. Заключается в исследовании взаимокорреляционных свойств разработанных ансамблей сложных сигналов большого объема с обеспечением низкого уровня помех множественного доступа, за счет чего возможно повышение эффективности использования ограниченного радиочастотного диапазона. Объектом исследования является метод полосовой фильтрации с перестановками, позволяющий формировать ансамбли сложных сигналов большого объема.

Цель работы. Состоит в определении оптимальных взаимокорреляционных свойств для формирования ансамблей сложных сигналов большого объема с обеспечением низкого уровня помех множественного доступа.

Метод. В работе приведены результаты исследования взаимокорреляционных свойств ансамблей сложных сигналов, полученных за счет метода полосовой фильтрации с перестановками. Формирование ансамблей сложных сигналов происходит на основе псевдослучайных последовательностей с улучшенными взаимокорреляционными свойствами во временной области. К таким последовательностям применяется полосовая фильтрация, причем количество полос фильтрации определяется на основе расчета коэффициента использования частотного спектра. Определение оптимальной ширины полосы фильтрации происходит на основе сравнения значений максимальных выбросов боковых лепестков функции взаимной корреляции сигналов от количества элементов в задействованных последовательностях. Сигналы, полученные посредством

выделения полос частот, характеризуются отличием по форме при выполнении условия минимального подобия. С целью уменьшения влияния помех множественного доступа производится частотный перенос составляющих, полученных в результате фильтрации спектра, в общую область частот. Далее производится перестановка сигналов с помощью метода полного перебора. В результате получаем все возможные комбинации перестановок пар сигналов. Использование перестановок при формировании ансамбля сложных сигналов позволяет значительно увеличить объем ансамбля. Сигналы, сформированные за счет частотной фильтрации, к которым применялся перенос в общую полосу частот и последующая их перестановка, подвергаются корреляционному анализу на основе расчета значений максимальных выбросов боковых лепестков функции взаимной корреляции. Сравнительная характеристика взаимокорреляционных свойств разработанных сигналов с известными сигналами доказывает, что сигналы, сформированные на основе псевдослучайных последовательностей с улучшенными взаимокорреляционными свойствами, имеют значительно больший объем ансамблей, формируются на основе простых алгоритмов, не требующих значительных вычислительных ресурсов и обладают лучшими взаимокорреляционными свойствами. Применение метода полосовой фильтрации с перестановками позволяет формировать ансамбли большого объема, сигналы которых отличаются по форме, а комбинирование различных частотных диапазонов уменьшает уязвимость к помехам множественного доступа.

Результаты. Благодаря программной реализации метода полосовой фильтрации с перестановками выполнено сравнение взаимокорреляционных свойств нелинейных последовательностей, M последовательностей, многофазных сигналов и разработанных сигналов на основе последовательностей с улучшенными взаимокорреляционными свойствами.

При оценке уровней максимальных выбросов боковых лепестков функции взаимной корреляции обнаружено, что у сформированных сигналов, полученных путем полосовой фильтрации с перестановками, ухудшаются взаимокорреляционные свойства за счет увеличения длительности импульсов пропорциональной уменьшению полосы частот сигнала, но их значение удовлетворяет условию минимального подобия и такие сигналы могут использоваться в когнитивных телекоммуникационных системах.

Выводы. Проведенное исследование взаимокорреляционных свойств сигналов доказывает эффективность разработанного метода полосовой фильтрации с перестановками. Сформированные сигналы обладают взаимокорреляционными свойствами, которые не хуже, чем ансамбли на основе известных сигналов. При этом уровень максимальных выбросов боковых лепестков функции взаимной корреляции разработанных сигналов на 7–12% меньше показателей известных сигналов. Таким образом, метод полосовой фильтрации с перестановками может быть применен для повышения эффективности использования радиочастотного ресурса как существующих, так и перспективных когнитивных телекоммуникационных сетей на основе систем с кодовым разделением каналов.

КЛЮЧЕВЫЕ СЛОВА: сложный сигнал, функция взаимной корреляции, помеха множественного доступа, видеоимпульс, база сигнала, ширина спектра сигнала, полоса фильтрации, низкое энергетическое взаимодействие, объем ансамбля.

ЛИТЕРАТУРА / LITERATURE

1. Indyk S. Method of permutation of intervals, taking into account correlation properties of segments / S. Indyk, V. Lysechko // *Control, navigation and communication system*. – 2020. – Issue 3 (61). – P. 128–130. DOI:10.26906/SUNZ.2020.3.
2. Indyk S. The study of ensemble properties of complex signals obtained by time interval permutation / S. Indyk, V. Lysechko // *Advanced Information Systems*. – 2020. – Vol. 4, № 3. – P. 85–88. DOI: 10.20998/2522-9052.2020.3.11.
3. Indyk S. V. Investigation of ensemble properties of complex signals obtained by frequency filtering of pseudo-random sequences with low interaction in the time domain / S. V. Indyk, V. P. Lysechko // *Collection of scientific works. – Kharkiv : HUPS named after I. Kozheduba. – 2020. – Issue 4 (66). – P. 46–50. DOI: 10.30748/zhups.2020.66.06.*
4. Sloane N. J. A. *The Encyclopedia of Integer Sequences* / N. J. A. Sloane, S. Plouffe. – Academic Press : San Diego, 1995. – 587 p. ISBN 0-12-558630-2.
5. The formation method of complex signals ensembles by frequency filtration of pseudo-random sequences with low interaction in the time domain / [S. V. Indyk, V. P. Lysechko, O. S. Zhuchenko, V. S. Kitov] // *Radio Electronics, Computer Science, Control*. – 2020. – Issue 4 (55). – P. 7–15. DOI 10.15588/1607-3274-2020-4-1.
6. Ipatov V. P. *Spread spectrum and CDMA: Principles and applications* / V. P. Ipatov. – Chichester : John Wiley & Sons, 2005. – 385 p. DOI10.10020470091800.
7. Setoodeh P. *Fundamentals of cognitive radio* / P. Setoodeh, S. Haykin. – Hoboken : John Wiley & Sons, 2017. – 207 p. DOI: 10.1002/9781119405818.
8. Sloane N. J. A., Plouffe S. *The Encyclopedia of Integer Sequences* / N. J. A. Sloane, S. Plouffe. – Academic Press : San Diego, 1995. – 587 p. ISBN 0-12-558630-2.
9. Varakin L. E. *Communication systems with noise-like signals* / L. E. Varakin – Moscow : Radio and communication, 1985. – 384 p.
10. *Spread Spectrum in Mobile Communication* / [O. Berg, T. Berg, S. Haavik et al.]. – The Institution of Electrical Engineers, 1998. – 478 p.
11. Torrieri Don. *Principles of Spread-Spectrum Communication Systems* / Don. Torrieri. – 4th Edition. Springer International Publishing AG, 2018. – 733 p.
12. Silver N. *The Signal and the Noise: Why So Many Prediction Fail-but Some Don't* / N. Silver. – New York : Penguin Press, 2012. – 544 p.
13. Report of MCE-R SM.2405-0, 2017. <http://www.itu.int/pub/R-REP/en>.
14. Cameron R. J. *Microwave filters for communication systems: fundamentals, design, and applications* / R. J. Cameron, C. M. Kudsia, R. R. Mansour. – New York : Wiley & Sons, 2007. – 771 p. DOI:10.1002/9781119292371.

МЕТОД ПРОСТРАНСТВЕННО-ПОЛЯРИЗАЦИОННОЙ КОМПЕНСАЦИИ ПОМЕХ

Пиза Д. М. – д-р техн. наук, профессор кафедры радиотехники и телекоммуникаций Национального университета «Запорожская политехника», г. Запорожье, Украина.

Мороз Г. В. – старший преподаватель кафедры радиотехники и телекоммуникаций Национального университета «Запорожская политехника», г. Запорожье, Украина.

АННОТАЦИЯ

Актуальность. При защите РЛС от активных шумовых помех, действующих по боковым лепесткам диаграммы направленности антенны, применяют пространственную фильтрацию сигналов путем использования разнесенного приема полезного сигнала и помех. При этом различие направлений воздействия помех и сигнала позволяет скомпенсировать помеху и обнаружить полезный сигнал. Однако, если источник помехи смещается в область главного луча, то пространственные отличия между полезным сигналом и помехой уменьшаются. Это приводит к существенному искажению диаграммы направленности основной антенны. В результате этого ухудшается точность измерения угловых координат целей, а также чувствительность приемного устройства РЛС. В статье предложен новый метод пространственно-поляризационной обработки радиолокационных сигналов, обеспечивающий компенсацию активных шумовых помех как с направлений боковых лепестков, так и с направления главного луча диаграммы направленности антенны.

Цель работы состоит в разработке метода совместной пространственно-поляризационной обработки радиолокационных сигналов при воздействии активных шумовых помех как по боковым лепесткам диаграммы направленности антенны, так и по главному лучу.

Метод реализуется путем использования структурной адаптации устройства помехозащиты в зависимости от направления воздействия помехи. При этом управляющий сигнал для структурной адаптации формируется по текущему значению модуля весового коэффициента пространственного фильтра.

Результаты. Разработана совместная структурная схема пространственно-поляризационного фильтра, обеспечивающего компенсацию активных шумовых помех, действующих как по боковым лепесткам, так и по главному лучу диаграммы направленности антенны РЛС. Разработана математическая модель блока компенсации, реализующего структурную адаптацию пространственно-поляризационного фильтра. В условиях первого особого поляризационного базиса оценена эффективность подавления помех, действующих по главному лучу диаграммы направленности антенны.

Выводы. Научная новизна проведенного исследования состоит в разработке нового метода пространственно-поляризационной обработки радиолокационных сигналов в сложных условиях функционирования РЛС при массивном воздействии активных шумовых помех.

Практическая новизна состоит в разработке структурной схемы пространственно-поляризационного фильтра, обеспечивающего компенсацию помех, действующих как с направлений боковых лепестков, так и с направления главного луча диаграммы направленности антенны. Разработана математическая модель блока компенсации фильтра. Оценена эффективность подавления помех в условиях первого особого поляризационного базиса.

КЛЮЧЕВЫЕ СЛОВА: активная шумовая помеха, пространственно-поляризационный фильтр, коэффициент подавления.

АББРЕВИАТУРЫ

АК – автокомпенсатор;
АШП – активная шумовая помеха;
ДНА – диаграмма направленности антенны;
БпЛА – беспилотный летающий аппарат;
РЛС – радиолокационная станция.

НОМЕНКЛАТУРА

$\dot{k}_{\text{опт}}$ – оптимальное комплексное значение весового коэффициента;
 $|\dot{k}|$ – модульное значение весового коэффициента;
 $K_{\text{п}}$ – коэффициент подавления помехи;
 $\dot{U}_{\text{к}}$ – комплексное значение помехи на входе компенсационного канала автокомпенсатора;
 \dot{U}_0 – комплексное значение помехи в основном канале;

$\dot{U}_{0\perp}$ – комплексное значение помехи в ортогональном канале блока компенсации 1;
 $\dot{U}_{\text{к}1}, \dot{U}_{\text{к}2}, \dot{U}_{\text{к}3}$ – комплексные значения помех в компенсационных каналах;
 $\dot{U}_{01}, \dot{U}_{\text{к}11}, \dot{U}_{\text{к}21}$ – комплексные значения помех на выходе первого каскада;
 $\dot{U}_{01\perp}$ – комплексное значение помехи в ортогональном канале блока компенсации 4;
 $\dot{U}_{02}, \dot{U}_{12}$ – комплексные значения помех на выходе второго каскада;
 $\dot{U}_{02\perp}$ – комплексное значение помехи в ортогональном канале блока компенсации 6;
 \dot{U}_{03} – комплексное значение помехи на выходе третьего каскада;
 σ_0 – среднеквадратическое значение помехи в основном канале;

σ_k – среднеквадратическое значение помехи в компенсационном канале;

$\dot{\rho}$ – комплексное значение коэффициента межканальной корреляции помехи.

ВВЕДЕНИЕ

Для защиты радиолокационных станций от воздействия активных шумовых помех могут быть использованы пространственные отличия в направлениях приема полезных сигналов и помех [1–3]. Пространственная фильтрация реализуется при воздействии АШП по боковым лепесткам диаграммы направленности антенны РЛС. Однако, в реальных условиях при смещении помех на направление главного луча ДНА известные пространственные фильтры с параметрической адаптацией существенно ограничивают эффективность работы радиолокационной станции. Так, в монографии [4] показано, что при воздействии АШП по главному лучу ДНА в пространственном фильтре, предназначенном для компенсации помехи, действующей в направлении боковых лепестков, существенно искажается главный луч диаграммы направленности антенны РЛС. Это приводит к ухудшению точности измерения угловых координат целей, а также к ухудшению чувствительности приемного устройства РЛС. Последнее объясняется возрастанием весового коэффициента пространственного фильтра и, как следствие, к увеличению вклада уровня собственных шумов компенсационного канала на выходе пространственного фильтра.

Более того, в статье [5] показано, что при воздействии АШП в направлении максимума главного луча ДНА пространственные отличия в направлениях воздействия помехи и сигнала отсутствуют и пространственный фильтр, компенсируя помеху, одновременно подавляет и полезный сигнал.

В статье [6] показано, что структурная адаптация пространственного фильтра при воздействии АШП по главному лучу ДНА путем исключения возможности компенсации активной помехи, позволяет избежать ухудшения точности измерения угловых координат целей, а также ухудшения чувствительности приемного устройства РЛС. Однако, при этом отсутствие компенсации АШП, действующей по главному лучу, ограничивает возможности обнаружения полезных сигналов.

Таким образом, для эффективной работы РЛС в условиях динамичной обстановки, когда АШП может воздействовать как по боковым лепесткам ДНА, так и по главному лучу необходимо обеспечить пространственно-поляризационную адаптацию системы помехозащиты.

Цель работы состоит в повышении эффективности работы РЛС в условиях возможного воздействия АШП по главному лучу путем использования как пространственных, так и поляризационных отличий в структуре полезных сигналов и помех.

1 ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ

При защите РЛС от АШП, действующей по боковым лепесткам ДНА, используют пространственную фильтрацию, которая реализуется путем использования антенн, разнесенных в пространстве. В этом случае отличия в направлениях приема полезного сигнала и АШП позволяют сформировать оптимальный весовой коэффициент адаптивного пространственного фильтра для подавления помехи. При этом вследствие различных направлений воздействия сигнала, отраженного от цели, и АШП полезный сигнал на выходе адаптивного пространственного фильтра не компенсируется. По мере сближения направлений приема помехи и сигнала пространственные различия между ними уменьшаются, что приводит к искажению главного луча ДНА [4]. В случае совпадения направлений воздействия помехи и сигнала сформированный весовой коэффициент является оптимальным как для подавления АШП, так и для подавления полезного сигнала. При этом возникает эффект «ослепления» РЛС [5]. Следствием этого является невозможность обнаружения полезного сигнала на выходе пространственного фильтра даже в случае превышения его над уровнем АШП на входе системы помехозащиты.

Поэтому задачей настоящей работы является разработка и исследование нового метода пространственно-поляризационной обработки радиолокационных сигналов, обеспечивающего эффективную работу РЛС при воздействии АШП как с направления главного луча ДНА, так и с направлений боковых лепестков.

2 ЛИТЕРАТУРНЫЙ ОБЗОР

Известным методом повышения помехозащищенности РЛС в условиях воздействия активных шумовых помех по главному лучу диаграммы направленности антенны является использование поляризационных отличий в структуре полезных сигналов и помех [7–10]. Реализация метода осуществляется путем использования дуальнополяризованного приема АШП основным и компенсационным каналами. В качестве элемента адаптации поляризационных фильтров используют автокомпенсаторы помех.

В монографии [7] показано, что наибольшая эффективность поляризационной фильтрации радиолокационных сигналов достигается в первом особом поляризационном базисе, когда коэффициент корреляции принимаемых ортогонально-поляризованных компонент шумовой помехи становится максимальным.

В статье [10] в результате аналитического расчета коэффициента корреляции при произвольных поляризационных параметрах АШП установлено, что при рассогласовании поляризационного базиса относительно первого особого, коэффициент корреляции компонент помехи a , соответственно, и ее компенсация, существенно ухудшается, что в принципе можно уменьшить подстройкой поляризации РЛС [7].

В монографии [11] установлено, что дуальнополяризованные компоненты активных шумовых помех,

принятые по боковым лепесткам диаграммы направленности антенны, слабокоррелированы по сравнению с помехами, принятыми по главному лучу. Это позволяет при структурной адаптации системы помехозащиты обеспечить эффективную компенсацию АШП, действующих как по боковым лепесткам ДНА, так и по главному лучу.

3 МАТЕРИАЛЫ И МЕТОДЫ

В современных условиях вероятность подавления радиолокационных средств по боковым лепесткам диаграммы направленности антенны значительно возросла [11]. Это определяется возросшей вероятностью воздействия на РЛС БПЛА, оснащенных источниками АШП, действующими в ближней зоне обзора. Наличие большого количества источников АШП в зоне обзора РЛС вынуждает при проектировании радиолокационных средств использовать многоканальные устройства защиты с ортогонализацией помеховых сигналов в компенсационных каналах [2, 4].

Известная структурная схема многоканального адаптивного пространственного фильтра приведена на рис. 1 [12–14]. Преимуществом схемы является использование одноканальных автокомпенсаторов с прямым вычислением весовых коэффициентов, а также ортогонализация АШП, действующих в компенсационных каналах приема [2]. Это существенно повышает также быстродействие пространственного фильтра, что важно в реальных условиях функционирования РЛС [4].

В структурной схеме реализован случай, когда на РЛС по боковым лепесткам ДНА действуют три источника АШП, разнесенные в пространстве. Соответственно, при этом на структурную схему на вход основного канала поступают помеховые сигналы \dot{U}_0 , а на входы компенсационных каналов поступают АШП от разнесенных в пространстве источников \dot{U}_{k1} , \dot{U}_{k2} и \dot{U}_{k3} . Устройство содержит первый, второй и третий каскады обработки сигналов. Из рис. 1 следует, что в блоках 2, 3, 5 происходит ортогонализация действующих помех \dot{U}_{k1} , \dot{U}_{k2} и \dot{U}_{k3} . В блоках 1, 4 и 6 выполняется последовательная компенсация помех \dot{U}_{k3} , \dot{U}_{k21} , \dot{U}_{k12} .

В качестве блоков декорреляции в структурной схеме используются одноканальные автокомпенсаторы с прямым вычислением весовых коэффициентов. Структурная схема такого автокомпенсатора приведена на рис. 2 [13, 14]. Структурная схема содержит умножители 1, 7, 9, блок комплексного сопряжения 2, интеграторы 3 и 6, линии задержки 4 и 8, делитель 5 и сумматор 10. Непосредственно из рис. 2 и 3 следует, что оптимальное значение весового коэффициента $\dot{k}_{\text{опт}}$ для ортогонализации помех в компенсационных каналах приема и для полного подавления АШП в

блоках компенсации 1, 4 и 6 формируется на выходе делителя 5 по выражению:

$$\dot{k}_{\text{опт}} = \frac{\overline{\dot{U}_0 \dot{U}_k^*}}{\overline{\dot{U}_k \dot{U}_k^*}}. \quad (1)$$

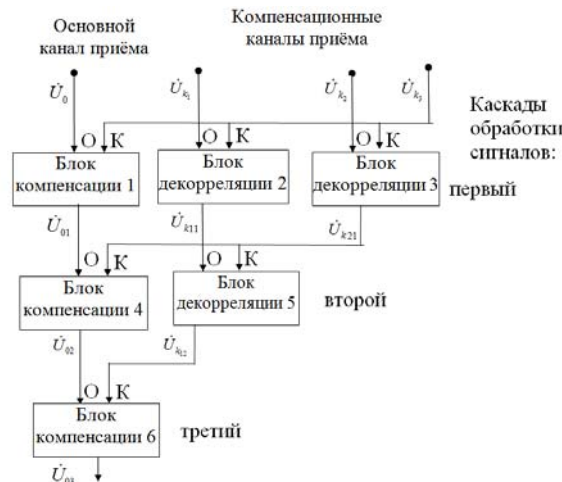


Рисунок 1 – Структурная схема многоканального пространственного фильтра

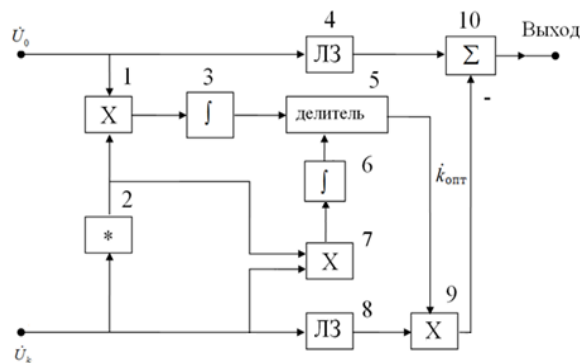


Рисунок 2 – Структурная схема блока ортогонализации

При этом усредненное значение корреляционного момента $\overline{\dot{U}_0 \dot{U}_k^*}$ формируется на выходе интегратора 3, а дисперсия помехи $\sigma_k^2 = \overline{\dot{U}_k \dot{U}_k^*}$, которая действует в компенсационном канале, формируется на выходе интегратора 6. Мгновенные значения напряжений, действующих на выходах каждого блока компенсации и на его входе (см. рис. 1), связаны выражениями:

$$\begin{aligned} \dot{U}_{01} &= \dot{U}_0 - \dot{k}_{\text{опт}1} \dot{U}_{k3}, & \dot{U}_{02} &= \dot{U}_{01} - \dot{k}_{\text{опт}4} \dot{U}_{k21}, \\ \dot{U}_{03} &= \dot{U}_{02} - \dot{k}_{\text{опт}6} \dot{U}_{k12}, \end{aligned} \quad (2)$$

где $\dot{k}_{\text{опт}1}$, $\dot{k}_{\text{опт}4}$, $\dot{k}_{\text{опт}6}$ – весовые коэффициенты блоков компенсации 1, 4, 6.

Выражение (1) можно представить в следующем виде:

$$\dot{k}_{\text{опт}} = \dot{\rho} \frac{\sigma_0 \sigma_k}{\sigma_k^2} = \dot{\rho} \frac{\sigma_0}{\sigma_k} \quad (3)$$

где $\dot{\rho}$ – комплексное значение коэффициента межканальной корреляции АШП, а σ_0 и σ_k – среднеквадратические значения помехи в основном и компенсационном каналах приема.

Из выражения (3) непосредственно следует, что модуль весового коэффициента $|\dot{k}_{\text{опт}}|$ может быть признаком смещения источника АШП с направления боковых лепестков на направление главного луча ДНА. Это объясняется тем, что отношение $\frac{\sigma_0}{\sigma_k}$ суще-

ственно возрастает при воздействии АШП по главному лучу. Для формирования такого признака в процессе синтеза структурной схемы в каждый автокомпенсатор, в котором компенсируются помехи, действующие в основном канале, дополнительно введена цепь, содержащая последовательно соединенные вычислитель модуля 12, формирователь порога 13 и коммутатор 11 (см. рис. 3). Такая цепь путем текущего анализа модуля весового коэффициента блока компенсации при воздействии АШП по главному лучу может подключить ко входу компенсационного канала дуальнополяризованный выход антенны и обеспечить компенсацию помехи, используя поляризационные отличия в структуре АШП и полезного сигнала.

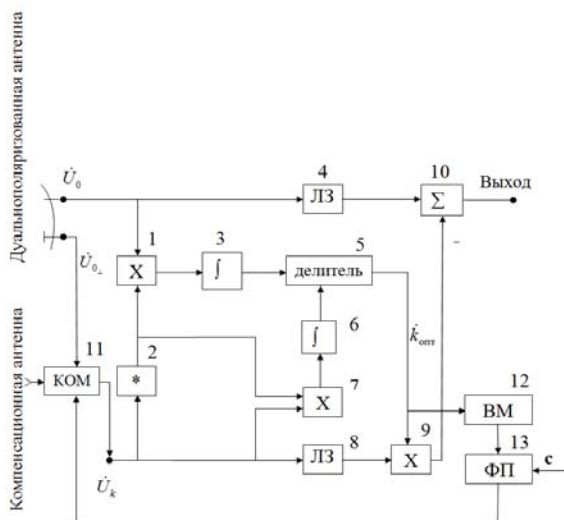


Рисунок 3 – Структурная схема блока компенсации

Рассмотрим алгоритм работы предложенного пространственно-поляризационного фильтра, представленного на рис. 4, при воздействии активных шумовых помех, действующих по боковым лепесткам ДНА. На входы первого каскада обработки сигналов, который содержит блок компенсации 1 и блоки декорреляции с номерами 2 и 3, к основному входу О блока компенсации 1 поступает помеха с основного канала

приема \dot{U}_0 . К основным входам О блоков декорреляции с номерами 2 и 3 поступают помехи \dot{U}_{k1} и \dot{U}_{k2} . Помеха \dot{U}_{k3} поступает на компенсационные входы К блока компенсации 1 и блоков декорреляции с номерами 2 и 3. В соответствии с формулой (1) и структурной схемой рис. 2 или рис. 3 на выходах интеграторов 3 в блоке компенсации 1 и в блоках декорреляции с номерами 2 и 3 вычисляются корреляционные моменты $\dot{U}_0 \dot{U}_{k3}^*$, $\dot{U}_{k1} \dot{U}_{k3}^*$, $\dot{U}_{k2} \dot{U}_{k3}^*$, которые поступают на делители 5 в качестве числителя. В качестве знаменателя на нормирующие входы делителей 5 с выходов интеграторов 6 поступает дисперсия помехи, которая действует на входах К блока компенсации и блоков декорреляции. При этом в блоках декорреляции 2 и 3 ортогонализирована помеха \dot{U}_{k3} , а в блоке компенсации с номером 1, что соответствует структурной схеме, представленной на рис. 4, компенсируется помеха \dot{U}_{k3} , которая действует в основном канале приема.

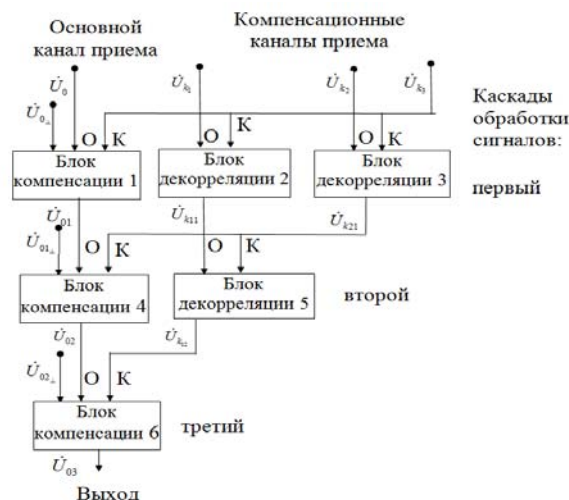


Рисунок 4 – Структурная схема пространственно-поляризационного фильтра

Если активная помеха действует по боковым лепесткам ДНА, то значение модуля весового коэффициента на выходе вычислителя модуля 12 (см. рис. 3) не превышает порог ϵ в формирователе порога 13 и результат компенсации с выхода сумматора 10 поступает на выход блока компенсации с номером 1.

В случае, когда активная помеха смещается в пространстве и начинает действовать по главному лучу ДНА, модуль весового коэффициента $|\dot{k}|$ превышает уровень порога ϵ в формирователе порога 13 и коммутатор 11 подключает на компенсационный вход \dot{U}_k (см. рис. 3) блока компенсации с номером 1 помеху $\dot{U}_{0\perp}$, действующую в ортогональном канале дуальнополяризованной антенны. При этом для компенса-

ции АШП используются поляризационные отличия между полезным сигналом и помехой.

Если в процессе дальнейшего функционирования РЛС АШП смещается на направление боковых лепестков ДНА, то в следствие ограниченной корреляции ортогональных компонент помехи, поступающих с этих направлений [11] модуль весового коэффициента $|k|$ существенно уменьшается. При этом порог ϵ в формирователе порога 12 (см. рис. 3) не превышаетя и коммутатор 11 подключает к компенсационному входу \dot{U}_k помеху соответствующего компенсационного канала приема.

За счет использования априорной информации о текущем состоянии модулей весовых коэффициентов блоков компенсации предложенный метод обеспечивает пространственно-поляризационную обработку сигналов и реализует компенсацию помех, действующих как по боковым лепесткам, так и по главному лучу ДНА.

4 ЭКСПЕРИМЕНТЫ

Математическая модель блока компенсации с пространственно-поляризационной адаптацией разработана в соответствии со структурной схемой, представленной на рис. 3. При этом в качестве основной использовалась дуальнополяризованная антенна с амплитудным распределением поля в раскрыве $\sin x/x$ с уровнем первого бокового лепестка, равного 13,2 дБ. В качестве компенсационной использовалась слабонаправленная антенна, которая «накрывает» боковые лепестки основной антенны так, как это показано на рис. 5.

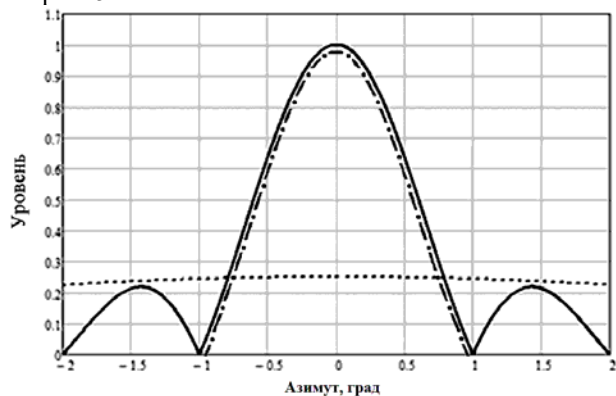


Рисунок 5 – Диаграммы направленности антенн: основной (сплошная линия), ортогональной (точка-пунктир), слабонаправленной (пунктирная)

Реализация предложенного алгоритма работы пространственно-поляризационного фильтра обеспечивалась с использованием пакета графического расширения SimuLink системы математического моделирования MatLab. Математическая модель представлена на рис. 6.

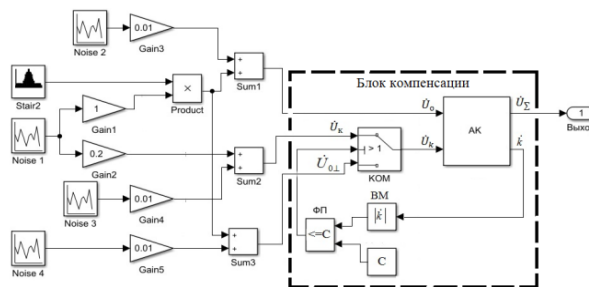


Рисунок 6 – Математическая модель блока компенсации пространственно-поляризационного фильтра

В модели гауссовские генераторы шума Noise 2, Noise 3 и Noise 4 через усилители Gain 3, Gain 4 и Gain 5 задают уровни собственных шумов в каналах \dot{U}_0 , \dot{U}_k и $\dot{U}_{0\perp}$. Блок Stair модулирует уровень АШП в основных каналах \dot{U}_0 и $\dot{U}_{0\perp}$ по закону $\sin x/x$, имитируя при этом эффект сканирования ДНА. Блок АК представляет собой модель автокомпенсатора с прямым вычислением весового коэффициента (см. рис. 2). Последовательно соединенные вычислитель модуля ВМ, формирователь порога ФП и коммутатор КОМ реализуют функцию структурной адаптации пространственно-поляризационного фильтра. Адаптация модели осуществляется при смещении АШП на направление главного луча коммутатором КОМ путем подключения ортогонального канала дуальнополяризованной антенны ко входу \dot{U}_k компенсационного канала АК вместо слабонаправленной антенны (см. рис. 3). При сканировании антенной системы, в зависимости от азимута α , дисперсия АШП в основном и ортогональном каналах дуальнополяризованной антенны изменялась по закону $\sin x/x$. Это моделировалось последовательностью импульсов АШП длительностью 1,5 мкс. При этом максимальная дисперсия АШП составляла 40 дБ в максимуме главного луча и 26 дБ в максимумах первых боковых лепестков.

В оговоренных условиях функционирования блока компенсации осциллограмма помехи, действующей на входе основного канала, имела вид, представленный на рис. 7.

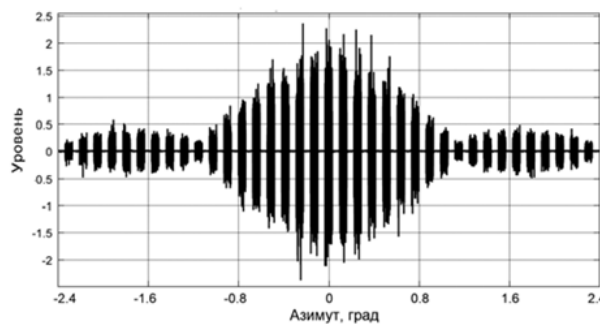


Рисунок 7 – Сигнал, действующий, на входе основного канала ПФ

При моделировании исследованы коэффициент подавления АШП K_{Π} и модуль весового коэффициента $|k|$ блока компенсации в секторе азимутальных углов $[-2,4^{\circ} \dots +2,4^{\circ}]$. Эксперименты проведены в условиях первого особого поляризационного базиса, при котором модуль коэффициента корреляции $|\rho|$ ортогональных компонент помехи достигает максимального значения [7]. Такие зависимости приведены на рис. 8 и 9, соответственно.

5 РЕЗУЛЬТАТЫ

Из рис. 8 следует, что коэффициент подавления помехи, действующей в максимумах первых боковых лепестков, достигает уровня 23 дБ. Это соответствует теоретическому пределу при действующей дисперсии АШП, равной 26 дБ. Из рис. 8 также следует, что максимальное значение коэффициента подавления помех в главном луче ДНА при пространственно-поляризационной обработке сигналов составляет 37 дБ, что также соответствует теоретическому пределу при дисперсии помехи, равной 40 дБ.

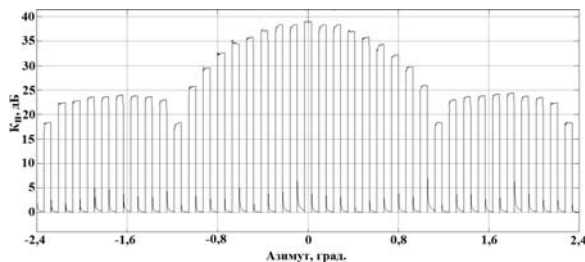


Рисунок 8 – Коэффициент подавления АШП при пространственно-поляризационной фильтрации

Из рис. 9 следует, что коммутация обработки помеховых сигналов с пространственной на поляризационную происходит в моменты смещения АШП с направления боковых лепестков на направление главного луча и наоборот на азимутах -1° и $+1^{\circ}$. При этом значение модуля весового коэффициента пространственно-поляризационного фильтра как в области боковых лепестков, так и в направлении главного луча ДНА не превышает единичного уровня.

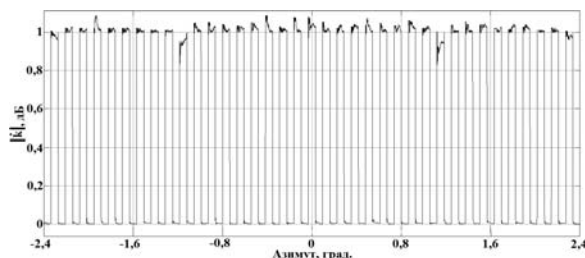


Рисунок 9 – Модуль весового коэффициента блока компенсации пространственно-поляризационного фильтра

На рис. 10, для подтверждения выше изложенного, приведен результат компенсации АШП пространственным фильтром при воздействии помехи в азимутальном секторе $[-2,4^{\circ} \dots +2,4^{\circ}]$, полученный в статье [6]. На рис. 10 представлен нескомпенсированный

остаток помехи на выходе пространственного фильтра. Из рис. 10 следует, что нескомпенсированный остаток АШП в области боковых лепестков ДНА равен 3 дБ, что определяется наличием собственных шумов каналов приема. Нескомпенсированный остаток помехи в максимуме главного луча ДНА возрастает до 15 дБ. Это обусловлено увеличением модуля весового коэффициента пространственного фильтра в максимуме главного луча до 5-ти единиц [6]. Вследствие этого, пропорционально возрастает вклад собственных шумов компенсационного канала, что приводит к возрастанию нескомпенсированного остатка на выходе пространственного фильтра и к ухудшению чувствительности приемного устройства РЛС. Кроме того, компенсация пространственным фильтром АШП, действующей в главном луче ДНА, искажает диаграмму направленности антенны [4], что ухудшает точность измерения угловых координат целей.

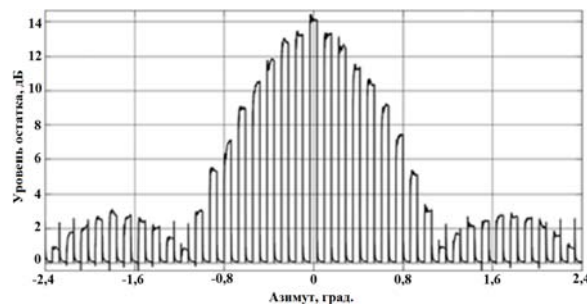


Рисунок 10 – Нескомпенсированный остаток АШП на выходе ПФ

Таким образом, совместное использование пространственных и поляризационных отличий в структуре полезных сигналов и помех в предлагаемом методе пространственно-поляризационной компенсации помех обеспечивает существенное повышение тактико-технических характеристик РЛС.

6 ОБСУЖДЕНИЕ

Можно считать, что предложенный авторами метод пространственно-поляризационной компенсации помех обеспечивает более высокое качество обработки радиолокационной информации. Полученные результаты, изложенные в статье, подтвердили возможность за счет использования априорной информации о текущем состоянии весовых коэффициентов блоков компенсации пространственного фильтра обеспечить реализацию поляризационных отличий в структуре полезных сигналов и помех [7, 10]. Совместное использование пространственных и поляризационных отличий позволило обеспечить компенсацию активных шумовых помех, действующих как по боковым лепесткам диаграммы направленности антенны, так и по главному лучу.

ВЫВОДЫ

Научная новизна проведенного исследования состоит в разработке нового метода пространственно-поляризационной обработки радиолокационных сиг-

налов в складних умовах функціонування РЛС при масивному впливі активних шумових помах.

Практична новизна полягає в розробці структурної схеми просторово-поляризаційного фільтра, що забезпечує компенсацію помах, дійсних як з напрямків бокових лепестків, так і з напрямку головного луча діаграми спрямованості антени. Розроблена математична модель блоку компенсації фільтра. Оцінена ефективність подавлення помах в умовах першого особливого поляризаційного базису.

ЛІТЕРАТУРА / LITERATURE

1. Теоретичні основи радіолокації: учеб. посібник для вузів / [Я. Д. Ширман, В. Н. Голиков, І. Н. Бусьгин і др.]; под общ. ред. Я. Д. Ширмана. – М. : Сов. радио, 1970. – 560 с.
2. Монзинго Р. А. Адаптивні антенні решітки. Введення в теорію / Р. А. Монзинго, Т. У. Міллер; пер. с англ. под ред. В. А. Лесаченко. – М. : Радио и связь, 1986. – 448 с.
3. Радиоелектронні системи: Основи побудови і теорії. Справочник. Изд. 2-е, перераб. і доп. / Под ред. Я. Д. Ширмана. – М. : Радиотехника, 2007. – 512 с.
4. Ширман Я. Д. Теорія і техніка обробки радіолокаційної інформації на фоні помах / Я. Д. Ширман, В. Н. Манжос. – М. : Радио и связь, 1981. – 416 с.
5. Харламов А. В. Побудова адаптивної просторово-поляризаційної системи захисту РЛС від активних шумових помах з довільною просторовою структурою / А. В. Харламов // Системи обробки інформації. – 2010. – Вип. 2. – С. 182–187.
6. Пиза Д. М. Метод структурно-параметричної адаптації просторового фільтра / Д. М. Пиза, Д. С. Се-

менов // Радиоелектроніка, інформатика, управління. – 2020. – № 3. – С. 22–30. DOI: /10.15588/1607-3274-2020-3-2.

7. Канарейкин Д. Б. Морская поляриметрия / Д. Б. Канарейкин, В. А. Потехин, И. Ф. Шишкин. – Л. : Судостроение, 1968. – 328 с.
8. Поздняк С. И. Введение в статистическую теорию поляризации радиоволн. / С. И. Поздняк, В. А. Мелитицкий. – М. : Сов. радио, 1974. – 480 с.
9. Джули Д. Поляризаційне рознесення в радіолокації. / Д. Джули // ТИИЭР. – 1986. – Т. 74, № 2. – С. 6–34.
10. Пиза Д. М. Ефективність адаптивних поляризаційних фільтрів при довільних параметрах помах. / Д. М. Пиза // Проблеми управління і інформатики. – 1998. – № 1. – С. 115–119.
11. Перунов Ю. М. Зарубіжні радіоелектронні засоби / Ю. М. Перунов, В. В. Мацукевич, А. А. Васильев; под ред. Ю. М. Перунова в 4-х книгах. кн. 2: Системи радіоелектронної боротьби. – М. : «Радиотехника», 2010. – 352 с.
12. Пиза Д. М. Усовершенствованный метод Грама-Шмидта для обробки радіолокаційних сигналів. / Д. М. Пиза, С. Н. Романенко // Радиоелектроніка, інформатика, управління. – 2021. – № 4. – С. 26–33.
13. Adaptive cancellation arrangement: Patent 1 599 035 United Kingdom: IPC G01 S 7/36 13/52; index at acceptance H4D 259 265 36X 40X; filed 31 Mar. 1977; published 30 Sep. 1981, access mode: <http://www.directorypatent.com/GB/1599035-a.html>.
14. Багатоканальний пристрій адаптивної компенсації завад, діючих по бокових пелюстках діаграми спрямованості антени: пат. 141813 Україна: МПК G01S 7/36. № u201910675 заявл. 28.10.2019; опубл. 27.04.2020, Бюл. №8.

Стаття поступила в редакцію 22.02.2022.
Після доработки 20.03.2022.

УДК 621.396.95

МЕТОД ПРОСТОРОВО-ПОЛЯРИЗАЦІЙНОЇ КОМПЕНСАЦІЇ ЗАВАД

Пиза Д. М. – д-р техн. наук, професор кафедри радіотехніки та телекомунікацій Національного університету «Запорізька політехніка», м. Запоріжжя, Україна.

Мороз Г. В. – старший викладач кафедри радіотехніки та телекомунікацій Національного університету «Запорізька політехніка», м. Запоріжжя, Україна.

АНОТАЦІЯ

Актуальність. При захисті РЛС від активних шумових завад, діючих по бокових пелюстках діаграми спрямованості антени, використовують просторову фільтрацію сигналів шляхом застосування рознесеного прийому корисного сигналу і завад. При цьому різниця в напрямках прийому сигналу і завади дозволяє скомпенсувати заваду і забезпечити виявлення корисного сигналу. Однак, якщо джерело завади зміщується в область головного променя діаграми спрямованості основної антени, то просторові відмінності між корисним сигналом і завадою зменшуються. Це призводить до суттєвого спотворення діаграми спрямованості. В результаті цього погіршується точність вимірювання координат цілей, а також чутливість приймального пристрою РЛС. В статті запропоновано новий метод просторово-поляризаційної обробки радіолокаційних сигналів, який забезпечує компенсацію активних шумових завад як з напрямку бокових пелюстків, так і з напрямку головного променя.

Ціль роботи полягає у розробці методу сумісної просторово-поляризаційної обробки радіолокаційних сигналів в умовах дії активних шумових завад як по бокових пелюстках діаграми спрямованості антени, так і по головному променю.

Метод реалізується шляхом використання структурної адаптації пристрою завадозахисту в залежності від напрямку дії завади. При цьому управляючий сигнал для структурної адаптації формується по величині поточного значення модуля вагової коефіцієнта просторового фільтра.

Результати. Розроблена сумісна структурна схема просторово-поляризаційного фільтра, який забезпечує компенсацію активних шумових завад, діючих як по бокових пелюстках, так і по головному променю діаграми спрямованості антени РЛС. Розроблена математична модель блоку компенсації, який забезпечує структурну адаптацію просторово-поляризаційного фільтра. В умовах першого особливого поляризаційного базису оцінена ефективність подавлення завад, діючих по головному променю діаграми спрямованості антени.

Висновки. Наукова новизна проведеного дослідження полягає у розробці нового методу просторово-поляризаційної обробки радіолокаційних сигналів в складних умовах функціонування РЛС при масовій дії активних шумових завад.

© Пиза Д. М., Мороз Г. В., 2022
DOI 10.15588/1607-3274-2022-2-3

Практична новизна полягає в розробці структурної схеми просторово-поляризаційного фільтра, який забезпечує компенсацію завад, діючих як з напрямів бокових пелюстків, так і з напрямку головного променя діаграми спрямованості антени. Розроблена математична модель блока компенсації фільтра. Оцінена ефективність подавлення завад в умовах першого особливого поляризаційного базиса.

КЛЮЧОВІ СЛОВА: активна шумова завада, просторово-поляризаційний фільтр, коефіцієнт подавлення.

UDC 621.396.95

METHOD FOR SPATIAL POLARIZATION COMPENSATION OF JAMMING

Piza D. M. – Dr. Sc., Professor of Radio Engineering Department, National University “Zaporizhzhia Polytechnic”, Zaporizhzhia, Ukraine.

Moroz G. V. – Senior Lecturer of the Department of Radio Engineering and Telecommunications of the National University “Zaporozhye Polytechnic”, Zaporozhye, Ukraine.

ABSTRACT

Context. To protect radars from active noise interference (jamming) acting along the side lobes of the antenna pattern, spatial signal filtering is used, which is realized by using diversity reception of the useful signal and interference. In this case, the difference in the directions of interference and signal makes it possible to compensate for interference and detect a useful signal. However, in the case where the source of interference is in the main lobe, the differences between the desired signal and the interference are reduced. This leads to significant distortion of the antenna main lobe pattern. As a result, the accuracy of angular coordinates measurement deteriorates, as well as the sensitivity of the receiving radar device. The article proposes a new method for spatial polarization processing of radar signals, which provides compensation for active noise interference both as from the directions of the side lobes and from the direction of the main beam of the antenna pattern.

Objective. The goal is to develop a method for spatial polarization processing of radar signals under the influence of active noise interference both along the side lobes of the antenna pattern and along the main lobe.

Method. The method is implemented by using structural adaptation of the noise protection device, depending on the direction of the interference. In this case, the control signal for structural adaptation is formed according to the magnitude of the current spatial filter weighting coefficient value.

Results. A block diagram of a spatial polarizing filter which provides compensation for active noise interference acting both on the side lobes and on the main lobe of the radar antenna pattern. The mathematical model of the compensation unit that implements the structural adaptation of the spatial polarization filter has been developed. Under the conditions of the first special polarization basis, the efficiency of noise suppression acting along the main lobe of the antenna pattern is estimated.

Conclusions. The scientific novelty of the research is the development of a new method of spatial polarization processing of radar signals under difficult conditions of radar operation under massive active noise interference.

The practical significance of the research is in the development of a block diagram of a spatial polarizing filter that provides compensation for interference both from the direction of the side lobes and from the direction of the main lobe of the antenna pattern. The mathematical model of the filter has been developed. The efficiency of noise suppression under the conditions of the first special polarization basis is estimated.

KEYWORDS: active noise interference, spatial polarization filter, cancellation ratio.

REFERENCES

1. Shirman Ja. D., Golikov V. N., Busygin I. N. i dr.; pod obshh. red. Shirmana Ja. D. Teoreticheskie osnovy radiolokacii, ucheb. posobie dlja vuzov. Moscow, Sov. radio, 1970, 560 p.
2. Monzingo R. A., Miller T. U.; per. s angl. pod red. Lesachenko V. A. Adaptivnye antennnye reshetki. Vvedenie v teoriju. Moscow, Radio i svjaz', 1986, 448 p.
3. Shirmana Ja. D. pod red. Radioelektronnye sistemy: Osnovy postroenija i teorija. Spravochnik. Izd. 2-e, pererab. i dop. Moscow, Radiotekhnika, 2007, 512 p.
4. Shirman Ja. D., Manzhos V. N. Teorija i tehnika obrabotki radiolokacionnoj informacii na fone pomeh. Moscow, Radio i svjaz', 1981, 416 p.
5. Harlamov A. V. Postroenie adaptivnoj prostranstvenno-poljarizacionnoj sistemy zashhity RLS ot aktivnyh shumovyh pomeh s proizvol'noj prostranstvennoj strukturoj, *Sistemi obrobki informacii*, 2010, Vip. 2, pp. 182–187.
6. Piza D. M., Semenov D. S. Metod strukturo-parametricheskoj adaptacii prostranstvennogo fil'tra, *Radio Electronics, Computer Science, Control*, 2020, No. 3, pp. 22–30. DOI: /10.15588/1607-3274-2020-3-2.
7. Kanarejkin D. B., Potehin V. A., Shishkin I. F. Morskaja poljarimetrija. Leningrad, Sudostroenie, 1968, 328 p.
8. Pozdnjak S. I., Melitickij V. A. Vvedenie v statisticheskuju teoriju poljarizacii radiovoln. Moscow, Sov. radio, 1974, 480 p.
9. Dzhuli D. Poljarizacionnoe raznesenie v radiolokacii, *TIIJeR*, 1986, Vol. 74, No. 2, pp. 6–34.
10. Piza D. M. Jefferktivnost' adaptivnyh poljarizacionnyh fil'trov pri proizvol'nyh parametrah pomeh, *Problemy upravlenija i informatiki*, 1998, No. 1, pp. 115–119.
11. Perunov Ju. M., Macukevich V. V., Vasil'ev A. A.; pod red. Perunova Ju. M. Zarubezhnye radioelektronnye sredstvav 4-h knigah. kn.2, *Sistemy radioelektronnoj bor'by*. Moscow, «Radiotekhnika», 2010, 352 p.
12. Piza D. M., Romanenko S. N. Uovershenstvovannyj metod Grama-Shmidta dlja obrabotki radiolokacionnyh signalov, *Radio Electronics, Computer Science, Control*, 2021, No. 4, pp. 26–33.
13. Adaptive cancellation arrangement: Patent 1 599 035 United Kingdom: IPC G01 S 7/36 13/52; index at acceptance H4D 259 265 36X 40X; filed 31 Mar. 1977; published 30 Sep. 1981, access mode: <http://www.directorypatent.com/GB/1599035-a.html>.
14. Bagatokanal'nij pristrij adaptivnoi kompensacii zavod, dijuchih po bokovyh peljustkah diagrami sprjamovanosti anteni: pat. 141813 Ukraїna: MPK G01S 7/36. № u201910675 zajavl. 28.10.2019; opubl. 27.04.2020, Bjul. №8.

МАТЕМАТИЧНЕ ТА КОМП'ЮТЕРНЕ МОДЕЛЮВАННЯ

MATHEMATICAL AND COMPUTER MODELING

МАТЕМАТИЧЕСКОЕ И КОМПЬЮТЕРНОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ

UDC 519.872

THE STATES' FINAL PROBABILITIES ANALYTICAL DESCRIPTION IN AN INCOMPLETELY ACCESSIBLE QUEUING SYSTEM WITH REFUSALS

Gorodnov V. P. – Dr. Sc., Professor, Professor of the National Academy of National Guard of Ukraine, Kharkov, Ukraine.

Ovcharenko V. V. – Dr. Sc., Associate Professor, Deputy Head of the Institute of National Guard of Ukraine, Kiev, Ukraine.

ABSTRACT

Context. There is a problem of forecasting the efficiency of real queuing systems with refusals in the case of incomplete accessibility of service devices for the input flow of requirements. The solution of problem is necessary to create the possibility of more accurate design and control of such systems operation in real time.

Objective. The aim of the research is to obtain an analytical description of the state's final probabilities in a Markov queuing system with refusals and with incomplete accessibility of service devices for the input flow of requirements that is necessary to forecast the values of the queuing system performance indicators.

Method. The probabilities of queuing systems' states with refusals in the case of incomplete accessibility of service devices for the input flow of requirements are described by Kolmogorov differential equations. In a stationary state, these equations are transformed into a linearly dependent homogeneous system of algebraic equations. The number of equations is determined by the set-degree and for modern queuing and communication systems can be in the thousands, millions and more. Therefore, an attempt to predict the efficiency of a system is faced with the need to write down and numerically solve a countable set of algebraic equations systems that is quite difficult.

The key idea of the proposed method for finding an analytical description of final probabilities for a given queuing system was the desire to move from the description of individual states (of 2^n amount) to the description of groups of system states (of $n+1$ number) and to localize the influence of incomplete accessibility of service devices for the input flow of requirements in multiplicative functions of incomplete accessibility. Such functions allow obtaining the required analytical description and assessing the degree of the final probabilities transformation, in comparison with known systems, as well as assessing the forecasted values of the noted queuing system's efficiency indicators when building a system and choosing the parameters for its controlling.

Results. For the first time analytical expressions are obtained for the final probabilities of the queuing system states with refusals and with incomplete accessibility of service devices for the input flow of requirements, which makes it possible to evaluate as well as forecast values of all known system efficiency indicators.

Conclusions. The resulting description turned out to be a general case for well-known type of Markov queuing systems with refusals. The results of the numerical experiment testify in favor of correctness the obtained analytical expressions for the final probabilities and in favor of possibility for their practical application in real queuing systems when solving problems of forecasting efficiency, as well as analyzing and synthesizing the parameters of real queuing systems.

KEYWORDS: Markov models, queuing systems, incomplete accessibility of queuing devices.

ABBREVIATIONS

QS is a queuing system;
SAMS is the surface-to-air missile system;
No. i, j is a cell address in Table 2: i - row number,
 j - column number.

NOMENCLATURE

A is the absolute QS capacity;
 C_n^m is number of combinations from n to m ;
 $e=2.71\dots$ is a second remarkable limit;
 $f_1()$ is a density distribution of the requirements flow at the input of the QS;
 $f_2()$ is a density distribution of service duration;

f_k is a function, which deforms the probability p_k of k -th state in incompletely accessible QS with respect to the Erlang model;

I is a flow intensity of requirements at the input of QS;

i_1, \dots, i_n are the individual numbers of service devices;

M is a designation of the exponential distribution of random time intervals between the requirements of the input flow and the time of servicing the requirements;

m is the number of devices in one group accessible for service to the input requirements;

$M/M/n$ is a designation of QS with refusals in the Kendall-Basharin classification;

$M_{busy.div}$ is the mathematical expectation of busy devices number;

n is a number of identical channels/devices in the QS;

N is the total number of patients per month;

$N_{diff.eq}$ is the number of differential equations and states in incompletely accessible QS with refusals;

n_i is the number of requirements served by i -th device;

N_m is the number of patients accessible for "service" to exactly m medical specialists per month;

N_{missed} is the mathematical expectation of the enemy aircraft number that broke through to the target;

$N_{missed.Erl}$ is the N_{missed} calculated by the Erlang model;

N_{SAMS} is the number of SAM systems in grouping;

N_{total} is the number of requirements that entered the system per month;

$N_{total.En}$ is the total number of enemy aircraft in the air blow;

p_{ijk} is a probability of a QS state at which devices with numbers i, j, k are occupied with servicing;

\dot{p}_k is a probability derivative;

P_k is a probability of a QS state in which exactly k requirements are in the system;

$P_{k.Erl}$ is P_k but for Erlang QS $M/M/n$ model with refusals;

P_{refuse} is a service refusal probability;

$P_{refuse.Erl}$ is a service refusal probability for Erlang QS $M/M/n$ model with refusals;

$P_{service}$ is a service probability of QS;

$P_{service.Erl}$ is a service probability for Erlang QS $M/M/n$ model with refusals;

Q_{ijk} is the area of accessibility for input flow requirements by devices with numbers i, j, k

q_m is a probability of requirements' accessibility for service to a group of m service channels/devices;

$R[S_0, S_1]$ is the edge R that connects the vertex S_0 with the vertex S_1 ;

R_{SAMS} is the SAM fire zone radius;

$S_{ar.k}$ is the size of area with "k" multiple overlapping of fire zones;

$S_{ar.max}$ is the maximum possible coverage area by means of all SAM systems in grouping;

$S_{ar.tot}$ is the size of the cover area by all SAM systems in grouping on the terrain;

S_{ijk} is a system state, at which devices with numbers i, j, k are occupied with servicing;

S_k is vertex of graph and a system state, at which exactly k requirements are under service;

t is a current time;

T_{avr} is a mathematical expectation of requirement's service duration by the service device;

T_i is the total time spent by the i -th device for servicing;

T_{work} is the time of system operation per month;

v_i is the probability of transferring the requirement for service to one of channels provided that i accessible channels are already busy;

v_i^1 is the intensity of transferring the requirement for service to one of channels provided that i accessible channels are already busy;

γ_m is the probability that a patient will be accessible for "service" to the specialists of one group of m doctors;

ΔP_{serv} is the relative error in the service probability forecast for the Erlang model;

μ is a performance of one service device as the inverse value to the mathematical expectation of service time;

ξ_m is the maximum number of groups of m devices from the total number of n devices;

π is the ratio of a circle length to its diameter;

ρ is a load factor of a QS with a simplest flow of requirements.

INTRODUCTION

In the field of transport, trade, medicine, industry, information networks, control systems and in other areas, there is often appears repeated massive demand (flow of requirements) for various services. To work out such requirements, the corresponding "service" systems are created.

The wide distribution and diversity of such systems has caused the need to develop appropriate models of queuing systems for solving problems of analysis, synthesis and control of real systems. The moments of each requirement occurrence and the duration of its working out (service) are not known in advance (are random). If all service devices are busy, requirements can wait for their turn. "Impatient" requirements may leave the queue at an unknown point in time. Therefore, most models are stochastic

In real systems, as a rule, the conditions of the central limit theorem of A. Ya. Khinchin [1] are satisfied, and an input flow of requirements, that is close to the simplest one, is automatically generated. For such conditions, there are well-known models

However, in some real systems, not every free device can start servicing the next requirement that enters the system.

So, at a gas station, refueling a car with fuel can be done only with a device that has the required type of fuel, which can lead to a refusal to refuel the driver's car even if there are free devices, but with the wrong type of fuel.

In communication systems, there may be load schemes in which some of the options for connecting the sender to the recipient cannot be implemented, and the subscriber may receive a denial of service even if there are free channels, but in a different load group.

In a polyclinic, not every specialist doctor can consult the next patient who needs medical care.

In a grouping of anti-aircraft missile forces, the next enemy aircraft may be in the zone of fire of a SAM system, which is still busy firing at the previous aircraft, while for other SAM systems this aircraft was outside their zones of fire. Such an aircraft will receive a refusal of service and will be able to attack with impunity and hit a protected object despite the presence of free SAM systems in the grouping.

To control such systems, the problem arises of forecasting the effectiveness of their work, taking into account the incomplete accessibility of service devices.

The models of incompletely accessible queuing systems were studied most deeply in the theory of teletraffic [2], where an analytical description of the probabilities of states for the case of a single-link ideal incomplete switching circuit [2] was obtained (the third Erlang formula).

However, in the general case, an incompletely accessible circuit has 2^n states, which leads to the need to compose and solve a system of 2^n differential and, accordingly, algebraic equations.

For the values $n=50\div 100$ and more encountered in practice, it is not possible to solve such a problem which complicates the control of such systems and makes the topic of this article relevant.

The object of research is a steady-state process of servicing in $M/M/n$ queuing system with refusals and with incomplete accessibility of service devices for the input flow of requirements.

The subject of research is the distribution law of the final probabilities of groups of states in queuing system $M/M/n$ with refusals and with incomplete accessibility of service devices for the input flow of requirements.

The research goal is to obtain an analytical description for final probabilities of states groups for the queuing system $M/M/n$ with refusals and with incomplete accessibility of service devices for the input flow of requirements and also checking the correctness of the results by transforming the obtained description into a description of known Erlang system $M/M/n$.

The noted final probabilities are a complete description of the systems operation and allow estimating the expected values of all known indicators for the queuing systems efficiency.

1 PROBLEM STATEMENT

The queuing system consists of several groups of similar devices. Each device can be included in one or several groups of service devices.

The requirements flow with intensity I and density $f_1(t) = Ie^{-It}$ enters the queuing system. The requirement of the input flow gets into service in one of the devices groups. If there are no free devices in this group, then the request is denied service and leaves the system. If there are free devices in this group, then any free device is selected to service the request with the same probability

for all free devices. Service duration is random and has exponential distribution $f_2(t) = \mu e^{-\mu t}$. By virtue of the noted distribution densities, a Markov process with continuous time and discrete states arises in the system.

The problem statement of constructing a model of an incompletely accessible queuing system with refusals in theory of teletraffic is known [2]. In the actual area of air defence, the task of formalizing real processes with the transition to a model of an incompletely accessible queuing system with refusals will be considered in section experiments.

In order to visually demonstrate the logic of formalizing physical processes when building a model of an incompletely accessible queuing system, let's consider a simplified example of a city polyclinic work, where n medical specialists see patients. Let's assign an individual number to each doctor (service device): i_1, i_2, \dots, i_n and conditionally represent the areas of diagnosis inherent in each specialist doctor by circles (Fig. 1).

When making a diagnosis and prescribing treatment, there are mutually overlapping areas of physicians' capabilities (Fig. 1, areas $Q_{12}, Q_{23}, Q_{13}, Q_{123}$). So, for example, a patient with pain symptoms of the spine can be seen by a surgeon, by a vertebrologist and by a neuropathologist (Fig. 1, area Q_{123}), about which the patient can receive information from a nurse at the polyclinic registry. In this case, the group of doctors available to the patient includes three ($m_1 = 3$) specialist doctors. Let us introduce the necessary concept.

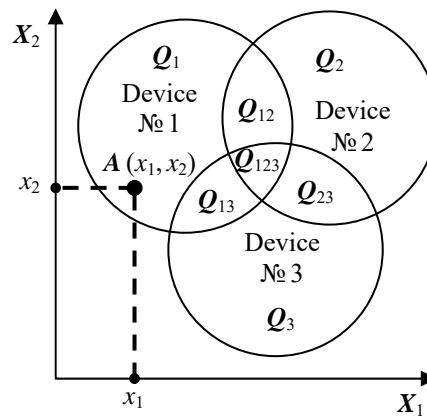


Figure 1 – Visualization of the principles for choosing an affordable device to serve the next requirement

The coverage ratio of the requirements flow by a specific group of m service devices (specialist doctors) is the share of requirements (patients) in the input flow that is available for servicing at once by all m devices (specialist doctors) of a particular group ($m \geq 0$). In the given example, the value of the patients flow share depends on the qualifications of doctors and on the structure of the patients' flow. There are also such symptoms of patients that are available for analysis only by a specific specialist doctor (Fig. 1, areas Q_1, Q_2, Q_3).

Let us formulate the noted property: the capabilities of an incompletely accessible system for servicing the input flow of requirements are characterized by the presence of the devices groups' operation areas with m -multiple "coverage coefficient", that is, such areas where the input requirement can be accessible for servicing by all m devices of a particular group.

The probability that the next requirement of the input flow will be accessible for service immediately to m devices of a particular group is denoted by a symbol $Q_{i_1 \dots i_m}$ indicating the numbers of i_j devices.

Such "areas" of coverage (areas of possible service), for example, a neuropathologist, can be not only with a surgeon or vertebrologist, but also with a general practitioner and other specialist doctors. That is, the same doctor-specialist can "participate" in the formation of specialists (devices) groups different in composition and number m of doctors that care patients (service input flow requirements).

A list of such groups of doctors (service devices) in the area of symptoms-complaints of patients can be pre-established, for example, by the head doctor of a polyclinic.

The maximum number of groups ξ_m of m specialists from the total number of n doctors (service devices) exactly coincides with the number of combinations C_n^m from n by m [3]:

$$\xi_m = C_n^m = \frac{n!}{m! \cdot (n-m)!}, \quad 0 \leq m \leq n. \quad (1)$$

In the noted situation, a vector of probabilities q_m of requirements' accessibility to service channels arises.

In practice, the larger the doctors' group accessible in terms of symptom-complaints, the higher probability that the next patient will be accessible for "service" to any of the doctors in this group. For different groups of doctors within the same size m , this probability turns out to be approximately the same:

$$Q_{i_1 \dots i_m} = \gamma_m. \quad (2)$$

The direct calculation of necessary probability q_m can be difficult. However, an indirect estimate can be made on the basis of the polyclinic registry data, say for a month. For each patient, indicate the number of medical specialists who could successfully see this patient, diagnose and prescribe treatment.

Then you can calculate the total number N of patients per month and the number N_m of patients accessible for "service" to exactly m medical specialists at the same time ($0 \leq m \leq n$), which is equivalent to the number N_m of "favorable" events in the case scheme [3].

The estimate of the probability that the next requirement (patient) will be accessible for "service" to any group of service devices (specialists) consisting of exactly m devices can be found as the ratio of the favorable cases number to the total number of cases:

$$q_m = \frac{N_m}{N}; \quad 0 \leq m \leq n. \quad (3)$$

On the other hand, if the probability that a patient will be accessible for "service" to one of the specialists of one group of m doctors is equal to γ_m (2), and the number of such groups is estimated by ξ_m (1), then the probability of being accessible for "service" or by the first or second ... or by ξ_m -th group of specialists can be found as the sum of these probabilities:

$$q_m = \sum_{i=1}^{\xi_m} \gamma_m = \xi_m \cdot \gamma_m = C_n^m \cdot \gamma_m, \quad 0 \leq m \leq n. \quad (4)$$

Equating expressions (3) and (4), we obtain the probability estimate γ_m :

$$C_n^m \cdot \gamma_m = \frac{N_m}{N} \quad \text{then} \\ \gamma_m = \frac{N_m}{N \cdot C_n^m} = \frac{q_m}{C_n^m}; \quad 0 \leq m \leq n. \quad (5)$$

An estimate of the average service duration T_{avr} of one requirement and the performance μ of the service device, as well as the intensity I of requirements flow into the system can be found taking into account the total number of requirements N_{total} that entered the system, the number of requirements N served during the time of system operation T_{work} and the number n_i of requirements served by i -th device, as well as the total time T_i spent by the i -th device for servicing:

$$\left. \begin{aligned} T_{aver} &= \sum_{i=1}^n \frac{n_i}{N} \cdot \frac{T_i}{n_i} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n T_i; \\ \mu &= \frac{1}{T_{avr}}; \quad I = \frac{N_{total}}{T_{work}}. \end{aligned} \right\} \quad (6)$$

The considered variant of parameter estimation allows us to proceed to the formal problem statement. In a partially accessible queuing system $M/M/n$ with refusals and with the probability vector of the requirements accessibility to groups of service channels (γ_m), a flow of requirements of intensity I enters.

A requirement that met several accessible free channels is transferred for servicing to any of these channels with the same probability. A request that met busy all accessible channels leaves the system unserved (receives a refusal of service). The service time is exponentially distributed with the parameter $\mu = 1/T_{avr}$.

The problem is to find expressions for the final probabilities P_k , ($k = 1, 2, \dots, n$) of group states of the service process, in which there are exactly k requirements in the system with refusals and with incomplete accessibility of service devices, which corresponds to the occupancy of exactly k channels, and to find the service

probability $P_{service}$ of requirements. In such a way there is a problem of forecasting the efficiency of real queuing systems with refusals in the case of incomplete accessibility of service devices for the input flow of requirements.

2 REVIEW OF THE LITERATURE

The first model for calculating the part of calls that receive service at a telephone station was described by A. K. Erlang [4] in 1909. The process of the telephone station included the receipt and service of applications from subscribers to switch communication channels with other subscribers. The service of each requirement consisted in connecting the subscriber – the source of the application to the free channel of communication with the required subscriber. After the end of this call, the channel was released and could be used to service the next requirement. The requirement that arrived at the telephone station at the time when all channels were busy, received a denial of service. The moments of requirements receipt and the end of their service were random.

The Erlang-developed model of the requirements mass service system at the telephone station turned out to be a universal tool for describing the processes of service in different systems and in different spheres of human activity. Each of these areas and systems has its own peculiarities, which led to the development of more complex models and the appearance of an independent scientific direction – the queuing theory.

Currently, queuing system models are being actively used for analysis, for predicting efficiency and for optimizing decisions made in various areas.

These include the following areas: telecommunication networks [2], socio-economic systems [5], production systems [6] and logistic systems [7], computing systems [8], traffic management systems [9], management systems in medicine [10], as well as systems for the defence of objects from air blows [11].

Therefore, the aim of this research is to obtain an analytical description for final probabilities of states groups for the queuing system $M/M/n$ with refusals and with incomplete accessibility of service devices for the input flow of requirements and also checking the results correctness by transforming the obtained description into a description of known Erlang system $M/M/n$.

3 MATERIALS AND METHODS

In order to demonstrate the logic of obtaining an analytical description of sought final probabilities, let us consider a relatively easily visible example for the $M/M/3$ system (Fig. 2) with incomplete accessibility of service devices for the input flow of requirements. On Fig. 2, the symbol S_{ijk} denotes the states in which are occupied channels (devices) with numbers i, j, k . The possibility of a steady state in the system follows from the formulation of the problem.

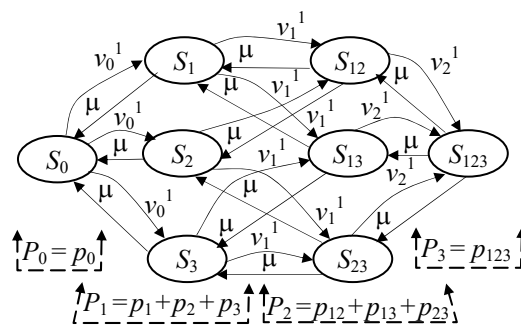


Figure 2 – Graph of M/M/3 QS model with refusals and with incomplete accessibility of service devices

Let us find the intensities of transitions along the edges R of graph (Fig. 2). The transition along the edge $R[S_0, S_1]$, connecting the vertex S_0 with the vertex S_1 , can occur only if the next requirement enters the system and is accessible to the first channel, and this channel is selected for service.

The mathematical expectation v_0^1 of this event occurrence intensity is equal to the product of the intensity of requirements input flow I and the probability v_0 of transferring the requirement for servicing to the first channel:

$$v_0^1 = I \cdot v_0. \quad (7)$$

To visualize the process of determining the probability (v_0), we assume that each requirement has only two features (x_1, x_2), the values of which determine the choice of the service channel.

For each channel, the area of acceptable feature values has the shape of a circle, in the center of which we indicate the channel number (Fig. 1). The attribute values (x_1, x_2) of the next requirement determine the point $A(x_1, x_2)$ on the plane (X_1, X_2). The channel, accessible for servicing, is selected in accordance with the area in which the requirement points on the plane (X_1, X_2) fell. In any case, in order to transfer a requirement for service to the first channel, the point $A(x_1, x_2)$ of the requirement, that has entered the system, must fall into the range of features accessible for the first channel (Fig. 1). If there are n features, then the area will be n -dimensional.

We'll find the probability v_0 of transferring the requirement to the first channel by listing the possible outcomes of the analysis as the sum of the marked events' probabilities and at the same time taking into account equality (2), we obtain:

$$\begin{aligned} v_0 &= Q_1 + \frac{1}{2}Q_{12} + \frac{1}{3}Q_{123} + \frac{1}{2}Q_{13} = \\ &= \gamma_1 + \frac{1}{2}\gamma_2 + \frac{1}{3}\gamma_3 + \frac{1}{2}\gamma_2 = \gamma_1 + \gamma_2 + \frac{1}{3}\gamma_3. \end{aligned} \quad (8)$$

The final value of the transferring requirement probability for service to the second v_1 or third v_3 channel will coincide with found value of the probability v_1 .

If the service process is in the state S_1 , then the transition along the edge $R[S_1, S_{12}]$ (Fig. 2) from the vertex S_1 to the vertex S_{12} can occur only if the next requirement enters the system, becomes accessible to the second channel and this channel will be selected for service.

The intensity v_1^1 of such events flow will be found taking into account the probability v_2 of transferring the requirement to the second channel:

$$v_1^1 = I \cdot v_1. \quad (9)$$

To transfer the requirement for servicing to the second channel, the point $A(x_1, x_2)$ of the requirement, that has entered the system, must fall into the range of features accessible for the second channel (Fig. 1, see circle around the second channel).

The probability v_1 of transferring the requirement for service to the second channel, provided that the first one is busy, we find by listing the possible outcomes of the analysis, we get:

$$\begin{aligned} v_1 &= Q_2 + \frac{1}{2}Q_{23} + \frac{1}{2}Q_{123} + Q_{12} = \\ &= \gamma_1 + \frac{1}{2}\gamma_2 + \frac{1}{2}\gamma_3 + \gamma_2 = \gamma_1 + \frac{3}{2}\gamma_2 + \frac{1}{2}\gamma_3. \end{aligned} \quad (10)$$

The final value of the transition's probability for the remaining edges from states S_i to states S_j will coincide with the found value v_1 .

If the service process is in the state S_{12} , (Fig. 2) then the transition along the edge $R[S_{12}, S_{123}]$ from the vertex S_{12} to the vertex S_{123} can occur only if the next requirement enters the system, becomes accessible to the third channel and this channel will be selected for service.

The intensity v_2^1 of such events flow will be found taking into account the probability v_2 of transferring the requirement to the third channel:

$$v_2^1 = I \cdot v_2. \quad (11)$$

In this case, the point $A(x_1, x_2)$ of the received requirement (Fig. 1) should fall into the range of features values accessible to the third channel

The probability v_2 of transferring the requirement for service to the third channel, provided that the first and second channels are busy, can be found as the sum of the probabilities of hitting the requirement to all areas of the third channel:

$$\begin{aligned} v_2 &= Q_3 + Q_{13} + Q_{123} + Q_{23} = \\ &= \gamma_1 + \gamma_2 + \gamma_3 + \gamma_2 = \gamma_1 + 2\gamma_2 + \gamma_3. \end{aligned} \quad (12)$$

The final value of the transition's probability for the remaining edges from states S_j to the states S_{123} will coincide with the found value v_2 .

States with the same number (k) of busy service channels determine the levels of the graph.

The number of states at each level is equal to the number of combinations C_n^k . The total number of model graph states can be found as a "degree-set" [3]:

$$N_{dif.eq} = \sum_{k=0}^n C_n^k = 2^n. \quad (13)$$

Next, we denote the probability of each state of the model graph by a small letter p_{ij} with indices that correspond to the numbers of busy channels in this state: p_{ij} – for the state S_{ij} .

The set of probabilities of the graph k -th level ($k = 0, 1, 2, 3$) determines the required probability P_k of occupancy of exactly k service channels:

$$\left. \begin{aligned} P_0 &= p_0; & P_1 &= p_1 + p_2 + p_3; \\ P_2 &= p_{12} + p_{13} + p_{23}; & P_3 &= p_{123}. \end{aligned} \right\} \quad (14)$$

Let's compose the system of Kolmogorov equations for states $S_0, S_1, S_2, S_3, S_{123}$ (Fig. 2):

$$\dot{p}_0 = -3v_0^1 \cdot p_0 + \mu \cdot p_1 + \mu \cdot p_2 + \mu \cdot p_3; \quad (15)$$

$$\left. \begin{aligned} \dot{p}_1 &= -(\mu + 2v_1^1)p_1 + v_0^1 \cdot p_0 + \mu \cdot p_{12} + \mu \cdot p_{13}; \\ \dot{p}_2 &= -(\mu + 2v_1^1)p_2 + v_0^1 \cdot p_0 + \mu \cdot p_{12} + \mu \cdot p_{23}; \\ \dot{p}_3 &= -(\mu + 2v_1^1)p_3 + v_0^1 \cdot p_0 + \mu \cdot p_{13} + \mu \cdot p_{23}; \end{aligned} \right\} \quad (16)$$

$$\dot{p}_{123} = -3\mu p_{123} + v_2^1 \cdot p_{12} + v_2^1 \cdot p_{13} + v_2^1 \cdot p_{23}. \quad (17)$$

Further, for the conditions of QS operation in stationary mode, we find the sum of the first four equations – (15), (16):

$$\begin{aligned} 2\mu \cdot p_{12} + 2\mu \cdot p_{13} + 2\mu \cdot p_{23} = \\ = 2v_1^1 \cdot p_1 + 2v_1^1 \cdot p_2 + 2v_1^1 \cdot p_3. \end{aligned} \quad (18)$$

As a result, for the conditions of the QS operation stationary mode and the model's graph (Fig. 2), we write down the system of algebraic equations:

$$\left. \begin{aligned} \mu \cdot p_1 + \mu \cdot p_2 + \mu \cdot p_3 &= 3v_0^1 \cdot p_0; \\ 2\mu \cdot p_{12} + 2\mu \cdot p_{13} + 2\mu \cdot p_{23} &= \\ = 2v_1^1 \cdot p_1 + 2v_1^1 \cdot p_2 + 2v_1^1 \cdot p_3; \\ 3\mu \cdot p_{123} &= v_2^1 \cdot p_{12} + v_2^1 \cdot p_{13} + v_2^1 \cdot p_{23}. \end{aligned} \right\} \quad (19)$$

The resulting equations are transformed taking into account equalities (7), (9), (11) and the dimensionless load factor of service devices ρ :

$$\left. \begin{aligned} 1\mu \cdot P_1 = 3v_0^1 \cdot P_0; \\ 2\mu \cdot P_2 = 2v_1^1 \cdot P_1; \\ 3\mu \cdot P_3 = 1v_2^1 \cdot P_2; \end{aligned} \right\} \text{ then } \left. \begin{aligned} 1P_1 &= P_0 \cdot 3 \cdot \rho \cdot v_0; \\ 2P_2 &= P_1 \cdot 2 \cdot \rho \cdot v_1; \\ 3P_3 &= P_2 \cdot 1 \cdot \rho \cdot v_2. \end{aligned} \right\} \quad (20)$$

The resulting regularity can be represented in general form:

$$k \cdot P_k = P_{k-1} \cdot C_{n-k+1}^1 \cdot \rho \cdot v_{k-1}, \quad k=1, 2, \dots, n. \quad (21)$$

The expressions for the final probabilities are defined in a form close to the Erlang formulas [4]:

$$\left. \begin{aligned} P_k &= \frac{\rho^k}{k!} \cdot P_0 \cdot f_k, \quad k=1, \dots, n; \\ P_0 &= \left(\sum_{k=0}^n \frac{\rho^k}{k!} \cdot f_k \right)^{-1}; \quad \rho = \frac{I}{\mu}. \end{aligned} \right\} \quad (22)$$

We find the functions of incomplete accessibility f_k by substituting formulas (22) into (21) and performing equivalent transformations, we obtain:

$$k \cdot \frac{\rho^k}{k!} P_0 \cdot f_k = \frac{\rho^{k-1}}{(k-1)!} P_0 \cdot f_{k-1} \cdot C_{n-k+1}^1 \cdot \rho \cdot v_{k-1}; \quad (23)$$

$$\begin{aligned} f_k &= \frac{\rho^{k-1}}{(k-1)!} \cdot f_{k-1} \cdot C_{n-k+1}^1 \cdot \rho \cdot v_{k-1} \left(\frac{k!}{k \cdot \rho^k} \right) = \\ &= f_{k-1} \cdot C_{n-k+1}^1 \cdot v_{k-1}. \end{aligned} \quad (24)$$

Note that the probability v_k corresponds to the event of transferring of the requirement to the k -th channel. We find the function f_0 from formula (22) under the condition $k=0$:

$$P_0 = P_0 \cdot f_0 \quad \text{then} \quad f_0 = 1. \quad (25)$$

The expressions for the incomplete accessibility functions f_k turn out to be:

$$f_k = f_{k-1} \cdot C_{n-k+1}^1 \cdot v_{k-1}; \quad k=0, 1, \dots, n-1, \quad (26)$$

where expressions for (8), (10), (12) generally take the form:

$$v_k = \sum_{j=1}^n \left(\gamma_j \sum_{i=0}^{j-1} \frac{1}{C_{i+1}^1} C_k^{j-i-1} C_{n-k-1}^i \right), \quad 0 \leq k < n. \quad (27)$$

The probabilities v_k of choosing specific service channels for a three-channel incompletely accessible QS were obtained above and are equal to:

$$\left. \begin{aligned} v_0 &= \gamma_1 + \gamma_2 + \frac{1}{3} \gamma_3; \\ v_1 &= \gamma_1 + \frac{3}{2} \gamma_2 + \frac{1}{2} \gamma_3; \\ v_2 &= \gamma_1 + 2\gamma_2 + \gamma_3. \end{aligned} \right\} \quad (28)$$

For a non-fully accessible QS with four ($n=4$) and five ($n=5$) channels, the calculation formulas for the probabilities v_k of choosing specific service channels are presented in Table 1.

Table 1 – Probability formulas v_k for choosing the k -th service channel in incompletely accessible QS of $M/M/n$ type

$n=4$
$v_0 = \gamma_1 + \frac{3}{2} \gamma_2 + \gamma_3 + \frac{1}{4} \gamma_4$
$v_1 = \gamma_1 + 2\gamma_2 + \frac{4}{3} \gamma_3 + \frac{1}{3} \gamma_4$
$v_2 = \gamma_1 + \frac{5}{2} \gamma_2 + 2\gamma_3 + \frac{1}{2} \gamma_4$
$v_3 = \gamma_1 + 3\gamma_2 + 3\gamma_3 + \gamma_4$
$n=5$
$v_0 = \gamma_1 + 2\gamma_2 + 2\gamma_3 + \gamma_4 + \frac{1}{5} \gamma_5$
$v_1 = \gamma_1 + \frac{5}{2} \gamma_2 + \frac{5}{2} \gamma_3 + \frac{5}{4} \gamma_4 + \frac{1}{4} \gamma_5$
$v_2 = \gamma_1 + 3\gamma_2 + \frac{10}{3} \gamma_3 + \frac{5}{3} \gamma_4 + \frac{1}{3} \gamma_5$
$v_3 = \gamma_1 + \frac{7}{2} \gamma_2 + \frac{9}{2} \gamma_3 + \frac{5}{2} \gamma_4 + \frac{1}{2} \gamma_5$
$v_4 = \gamma_1 + 4\gamma_2 + 6\gamma_3 + 4\gamma_4 + \gamma_5$

For incompletely accessible queuing systems with a large number of channels ($n > 5$), the calculation formulas can be obtained using the expression (27).

When estimating the service probability, one has to take into account the possibility of refuse not only in the case of occupied all channels, but also in any other state of an incompletely accessible QS. Therefore, the service probability should be sought using the expression for the mathematical expectation of the busy channels number $M_{busy.div}$ and the absolute capacity (A) of QS:

$$\left. \begin{aligned} M_{busy.div} &= \sum_{k=0}^n k \cdot P_k; \quad A = \mu \cdot M_{busy.div}; \\ P_{service} &= \frac{A}{I}; \quad P_{refuse} = 1 - P_{service}. \end{aligned} \right\} \quad (29)$$

In order to check the correctness of obtained description for incompletely accessible QS, we perform an asymptotic transition from expressions (22), (26), (27) to a description of a fully accessible Erlang queuing system with refusals. In this case, in formulas (3) and (5) all values $N_m=0$, $q_m=0$ and $\gamma_m=0$ are equal to zero for all ($m < n$) groups of devices. For $m=n$ the value $N_n=N$ and $C_n^n=1$, which, according to (3) and (5), leads to the equalities $q_n=1$ and $\gamma_n=1$. Then the combinations in expression (27) will be different from zero only for the values $i=n-k$. In this case, from (26) and (27) it follows:

$$\left. \begin{aligned} C_{k-1}^{k-1} &= C_{n-k}^{n-k} = 1, \quad \text{then} \quad v_k = \frac{1}{C_{n-k+1}^1}, \\ \text{then} \quad f_k &= 1; \quad k=0, 1, \dots, n. \end{aligned} \right\} \quad (30)$$

As a result, formulas (22) are automatically converted into well-known Erlang formulas [4]:

$$\left. \begin{aligned} P_{k.Erl} &= \frac{\rho^k}{k!} P_{0.Erl}, k=1, \dots, n; P_{0.Erl} = \left(\sum_{k=0}^n \frac{\rho^k}{k!} \right)^{-1}; \\ P_{refuse.Erl} &= P_{n.Erl}; P_{service.Erl} = 1 - P_{n.Erl}; \rho = \frac{I}{\mu}. \end{aligned} \right\} \quad (31)$$

$$\left. \begin{aligned} S_{ar.max} &= N_{SAMS} \cdot \pi \cdot R_{SAMS}^2; \\ S_{ar.2} &= S_{ar.max} - S_{ar.tot}; \\ q_m &= \frac{S_{ar.m}}{S_{ar.tot}}; \quad 1 \leq m \leq 2. \end{aligned} \right\} \quad (32)$$

which testifies in favor of correctness of obtained final probabilities analytical description in an incompletely accessible multichannel queuing system $M/M/n$ with refusals.

4 EXPERIMENTS

In order to test the operability of analytical description of the incompletely accessible $M/M/n$ model, we use an example from the topical sphere – of important objects air defense (Fig. 3) by a grouping of five single-channel SAM systems (Table 7, No. 1, 3) – “service devices”, which should prevent a planned air blow of ten enemy aircraft (Table 7, No. 16, 5) with a duration of 2,5 minutes (Table 7, No. 17, 5).

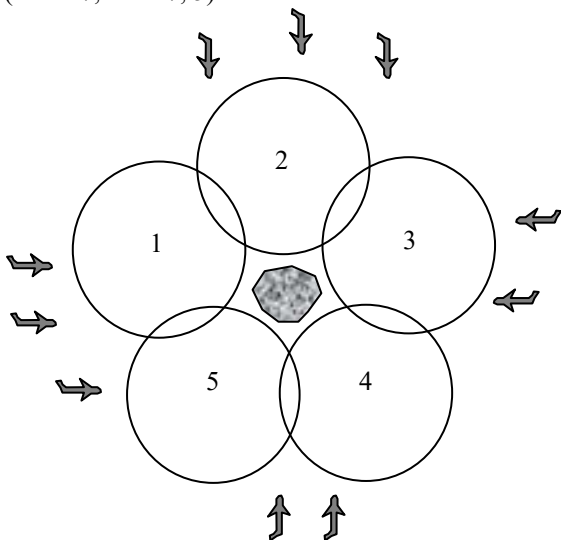


Figure 3 – An example of setting the task of assessing objects’ air defense effectiveness using the $M/M/5$ model of an incompletely accessible queuing system with refusals

For each SAM system, the average shooting time on to one aircraft is one minute (Table 7, No. 3, 3), the radius of the affected area is twenty kilometers (Table 7, No. 2, 3). The aircraft that came under fire is destroyed. To destroy an object covered, at least four aircraft is required. Therefore, the task of SAM systems grouping is considered fulfilled in the case when no more than three aircraft can break through to the object.

To apply the incompletely accessible $M/M/n$ model in the field of air defence tasks, we clarify the relationship between the real parameters of the SAM grouping and the parameters of incompletely accessible $M/M/n$ model, expressions (32).

Thus, the maximum possible coverage area $S_{ar.max}$ by means of five SAM systems is calculated as the sum of areas of all SAM systems fire zones in the group and is 6283 km² (Table 7, No. 5, 3).

On the terrain (Fig. 3), the cover area $S_{ar.tot}$ is 5202 km² (Table 7, No. 6, 3), which makes it possible to estimate the size of the $S_{ar.2}$ area with a double (Table 7, No. 8, 3) and $S_{ar.1}$ with a single (Table 7, No. 7, 3) overlapping of fire zones, and also find the values of parameters q_1 (Table 7, No. 9, 3), q_2 (Table 7, No. 10, 3) and γ_1 (Table 7, No. 19, 5) and γ_2 (Table 7, No. 20, 5). We also note that the mathematical expectation of the enemy aircraft number that broke through to the target (N_{missed}) and the relative error (ΔP_{serv}) in the service probability forecast for the Erlang model are not difficult to find using formulas (33):

$$\left. \begin{aligned} N_{missed} &= N_{total.En} \cdot P_{refuse}; \\ \Delta P_{serv} &= (P_{service.Erl} - P_{service}) / P_{service} \cdot 100\%. \end{aligned} \right\} \quad (33)$$

Next, we use the data in Table 1 and the sequence of formulas (5), (6), (27), (20), (26), (22), (29), (31)-(33) and step by step (Table 2 Nos 21–26), we find a significant discrepancy between the final probabilities of the Erlang model and the model of a non-fully accessible queuing system (Fig. 3).

At the same time, the use of the fully accessible Erlang model shows the possibility of destroying more than 80% of enemy aircraft (Table 2, No. 28, 13). In this case, it is considered that the SAM grouping reliably fulfills its task, letting no more than two aircraft passes to the object (Table 2, No. 30, 13). At the same time, taking

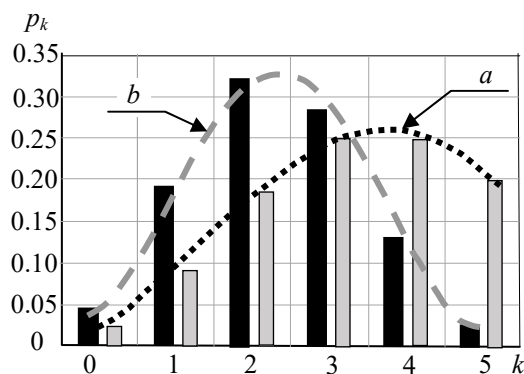


Figure 4 – Final probabilities p_k of the states in the same queuing systems with refusals and with the same intensity: a) QS with refusals and with full accessibility of service devices (Erlang model $M/M/5$); b) QS with refusals and with incomplete accessibility of service devices (incomplete accessible model $M/M/5$)

Table 2 – Comparative assessment of the service probability and the efficiency of tasks performing by a SAMS group using the Erlang model and a more accurate incompletely accessible QS model with refusals (see Fig. 4)

#	Name	Value	#	Name	Value	#	k	$\rho^k/k!$	f_k	$\rho^k/k! \cdot f_k$	P_k	$k \cdot P_k$	$P_{k,Er}$
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	
1	N_{SAMS}	5	11	v_0	0.2	21	0	1	1	1	0.048	0	0.023
2	R_{SAMS}	20	12	v_1	0.21	22	1	4	1	4	0.191	0.191	0.093
3	T_{avr}	1	13	v_2	0.22	23	2	8	0.842	6.732	0.321	0.642	0.187
4	μ	1	14	v_3	0.23	24	3	10.667	0.557	5.945	0.284	0.851	0.249
5	$Sar.mx$	6283.185	15	v_4	0.24	25	4	10.667	0.258	2.749	0.131	0.525	0.249
6	$Sar.tot$	5202.477	16	N_{total}	10	26	5	8.533	0.062	0.531	0.025	0.127	0.199
7	$Sar.1$	4121.77	17	T_{work}	2.5	27	Σ	42.867	3.719	20.957	1	2.336	1
8	$Sar.2$	1080.708	18	ρ	4	28	$M_{busy.div}$	2.336	$P_{service}$	0.584	$P_{service,Er}$	0.801	
9	q_1	0.792271	19	γ_1	0.16	29	I	4	P_{refuse}	0.416	$P_{refuse,Er}$	0.199	
10	q_2	0.207729	20	γ_2	0.02	30	$\Delta P_{serv. \%}$	37.16%	N_{missed}	4.161	$N_{missed,Er}$	1.991	

into account the incomplete accessibility of the SAM grouping (devices for service) leads to a noticeable decrease (Table 2, No.30, 8) in the probability of service (Table 2, No. 28, 10) and to the appearance of the possibility of passing to the object more than four enemy aircraft, which jeopardizes the performance of the task by the SAM grouping and requires the adoption of additional measures to protect the object.

5 RESULTS

For the first time analytical expressions are obtained for the final probabilities of the queuing system states with refusals and with incomplete accessibility of service devices for the input flow of requirements, which makes it possible to evaluate as well as forecast values of all known system efficiency indicators. The resulting description, when an incompletely accessible queuing system degenerates into a fully accessible one, asymptotically transforms into the well-known Erlang formulas, which testifies in favor of its correctness. At the same time, ways of formalizing processes and transition to a model of incompletely accessible QS with refusals in real systems that perform similar service functions in the field of medicine and in the field of topical air defense tasks are given.

CONCLUSIONS

In the course of the research, the analytical expressions for the final probabilities of states in the $M/M/n$ queuing system with refusals and with incomplete accessibility of service devices for the input flow of requirements were received. The results of the numerical experiment testify in favor of correctness the obtained analytical expressions for the final probabilities and in favor of possibility for their practical application in real queuing systems when solving problems of forecasting efficiency, as well as analyzing and synthesizing the parameters of real queuing systems.

The scientific novelty of the results obtained lies in the creation of possibilities for forecasting the effectiveness of known type of Markov queuing systems with refusals and with incomplete accessibility of service devices for the input flow of requirements. The obtained description (22), (25)-(27), (31) of a queuing system is a general for known Erlang model $M/M/n$.

The practical significance of the results obtained lies in creating conditions for the directed solution the problems of analysis, synthesis and control of Markov queuing systems in the general case of incomplete accessibility of service devices for the input flow of requirements. The formulas obtained for calculating the values of the incomplete accessibility functions are recurrent and convenient for practical calculations.

Prospects for further research may include the development of methods and formula schemes of algorithms for the transition from the parameters of real processes in the areas of management of microeconomic, financial and other systems with restrictions on servicing input requirements, to the parameters of an incompletely accessible QS model.

REFERENCES

1. Khinchin A. Ya. Pod red. B. V. Gnedenko. Raboty po matematicheskoy teorii massovogo obsluzhivaniya. – Moscow, Fizmatgiz, 1963, 236 p.
2. Lidskiy E.A. Zadachi trafika v setyakh svyazi, Uchebnoye posobiye. Yekaterinburg, UGTU – UPI GOU VPO, 2006, 202 p.
3. Gorodnov V. P. Vysshaya matematika (populyarno, s primerami), Uchebnik dlya stud. ekon. spets. vyssh. uch. zaved. Izd 3-ye. KH., Izd-vo AVV MVD Ukrainy, 2013, 380 p.
4. Erlang A.K. The Theory of Probabilities and Telephone Conversations, *Nyt Tidsskrift for Mathematic Ser. B* 20, 1909.
5. Ebadi M., Ahmadi-Javid A. Socio-economic design of control charts for monitoring service processes: a case study of a restaurant system, *Journal Quality Technology & Quantitative Management*, 2018. DOI: <https://doi.org/10.1080/16843703.2018.1519880>
6. Albey E., Bilge U., Uzsoy R.: Multi-dimensional clearing functions for aggregate capacity modeling in multi-stage production systems, *International Journal of Production Research*, 2017, Vol. 55, Issue 14, pp. 4164-4179, Publisher Taylor & Francis. <https://doi.org/10.1080/00207543.2016.1257169>.
7. Plotkin B. K., Delyukin L. A. Ekonomiko-matematicheskiye metody i modeli v kommercheskoy deyatelnosti i logistike, Uchebnik, SPb., Izd-vo SPb, 2015, 345 p.
8. Kleynrok L. Vychislitel'nyye sistemy s ocheredyami. Moscow, Mir, 1979, 600 p.
9. Afanas'yeva L. G., Bulinskaya Ye. V. Matematicheskiye modeli transportnykh sistem, osnovannyye na teorii ocherey, *Trudy MFTI*, 2010, Vol. 2, No. 4, pp. 6–10.

10. Karasev N. A., Kislukhina Ye. V., Vasil'yev V. A. Ispol'zovaniye teorii massovogo obsluzhivaniya v organizatsii lechebnogo protsessa na gospital'nom etape skoryu meditsinskoj pomoshchi. Vestnik mezhdunarodnoy akademii nauk (Russkaya sektsiya). 2006, pp. 65-68. <http://simulation.su/uploads/files/default/2006-karasev-kislukhina-vasiliev.pdf>
11. Zhao Z. Q., Hao J. X., Li L. J. Study on combat effectiveness of air defense missile weapon system based on queuing theory, *Proc. SPIE 10322, Seventh International Conference on Electronics and Information Engineering, 1032205 (23 January 2017)* Nanjing, China. <https://doi.org/10.1117/12.2266077>

Received 21.02.2022.
Accepted 20.03.2022.

УДК 519.872

АНАЛІТИЧНИЙ ОПИС ФІНАЛЬНИХ ЙМОВІРНОСТЕЙ СТАНІВ У НЕПОВНО ДОСТУПНІЙ СИСТЕМЕ МАСОВОГО ОБСЛУГОВУВАННЯ З ВІДМОВИМИ

Городнов В. П. – д-р військових наук, професор, професор Національної академії Національної гвардії України, Харків, Україна.

Овчаренко В. В. – д-р військових наук, доцент, Заступник начальника Київського інституту Національної гвардії України, Київ, Україна.

АНОТАЦІЯ

Актуальність. Існує проблема прогнозування працездатності реальних систем масового обслуговування із відмовами у разі неповної доступності пристроїв обслуговування для вхідного потоку вимог. Вирішення проблеми необхідно для створення можливості більш точного проектування та контролю роботи таких систем у режимі реального часу.

Метод. Можливості станів СМО з відмовами при неповній доступності приладів обслуговування для вхідного потоку вимог описуються диференціальними рівняннями Колмогорова. У стаціонарному стані ці рівняння перетворюються на лінійно залежну однорідну систему алгебраїчних рівнянь. Кількість рівнянь визначається безліччю-степенем і для сучасних систем масового обслуговування і зв'язку може обчислюватися тисячами, мільйонами і більше. Тому спроба прогнозувати ефективність системи стикається з необхідністю запису та чисельного вирішення лінійної множини систем алгебраїчних рівнянь, що досить складно.

Ключовою ідеєю запропонованого методу знаходження аналітичного опису фінальних ймовірностей для зазначеної системи масового обслуговування було прагнення перейти від опису окремих станів (у кількості 2^n) до опису груп станів системи (у кількості $n+1$) та локалізувати вплив неповної доступності приладів обслуговування для вхідного потоку вимог у мультиплікативній функції неповної доступності. Такі функції дозволяють отримати необхідний аналітичний опис та оцінити ступінь перетворення фінальних ймовірностей порівняно з відомими системами, а також оцінити прогнозні значення показників ефективності зазначеної системи масового обслуговування при побудові системи та виборі параметрів її управління.

Результати. Вперше отримано аналітичні вирази для фінальних ймовірностей станів СМО з відмовами та з неповною доступністю приладів обслуговування для вхідного потоку вимог, що дозволяє оцінювати, а також прогнозувати значення всіх відомих показників ефективності системи.

Висновки. Отриманий опис виявився загальним випадком для відомого типу Марківських систем масового обслуговування із відмовами. Результати чисельного експерименту свідчать на користь коректності отриманих аналітичних виразів для фінальних ймовірностей та на користь можливості їх практичного застосування в реальних системах масового обслуговування під час вирішення завдань прогнозування ефективності, а також аналізу та синтезу параметрів реальних систем масового обслуговування.

КЛЮЧОВІ СЛОВА: Марківські моделі, системи масового обслуговування, неповна доступність приладів обслуговування.

УДК 519.872

АНАЛИТИЧЕСКОЕ ОПИСАНИЕ ФИНАЛЬНЫХ ВЕРОЯТНОСТЕЙ СОСТОЯНИЙ В НЕПОЛНО ДОСТУПНОЙ СИСТЕМЕ МАССОВОГО ОБСЛУЖИВАНИЯ С ОТКАЗАМИ

Городнов В. П. – д-р военных наук, профессор, профессор Национальной академии Национальной гвардии Украины, Харьков, Украина.

Овчаренко В. В. – д-р военных наук, доцент, Заместитель начальника Киевского института Национальной гвардии Украины, Киев, Украина.

АННОТАЦИЯ

Актуальность. Существует проблема прогнозирования работоспособности реальных систем массового обслуживания с отказами в случае неполной доступности устройств обслуживания для входного потока требований. Решение проблемы необходимо для создания возможности более точного проектирования и контроля работы таких систем в режиме реального времени.

Метод. Вероятности состояний СМО с отказами при неполной доступности приборов обслуживания для входного потока требований описываются дифференциальными уравнениями Колмогорова. В стационарном состоянии эти уравнения преобразуются в линейно зависимую однородную систему алгебраических уравнений. Количество уравнений определяется множеством-степенью и для современных систем массового обслуживания и связи может исчисляться тысячами,

© Gorodnov V. P., Ovcharenko V. V., 2022
DOI 10.15588/1607-3274-2022-2-4

миллионами и более. Поэтому попытка прогнозировать эффективность системы сталкивается с необходимостью записи и численного решения счетного множества систем алгебраических уравнений, что достаточно сложно.

Ключевой идеей предлагаемого метода нахождения аналитического описания финальных вероятностей для отмеченной системы массового обслуживания было стремление перейти от описания отдельных состояний (в количестве 2^n) к описанию групп состояний системы (в количестве $n+1$) и локализовать влияние неполной доступности приборов обслуживания для входного потока требований в мультипликативных функциях неполной доступности. Такие функции позволяют получить требуемое аналитическое описание и оценить степень преобразования финальных вероятностей, по сравнению с известными системами, а также оценить прогнозные значения показателей эффективности отмеченной системы массового обслуживания при построении системы и выборе параметров ее управления.

Результаты. Впервые получены аналитические выражения для финальных вероятностей состояний СМО с отказами и с неполной доступностью приборов обслуживания для входного потока требований, что позволяет оценивать, а также прогнозировать значения всех известных показателей эффективности системы.

Выводы. Полученное описание оказалось общим случаем для известного типа марковских систем массового обслуживания с отказами. Результаты численного эксперимента свидетельствуют в пользу корректности полученных аналитических выражений для финальных вероятностей и в пользу возможности их практического применения в реальных системах массового обслуживания при решении задач прогнозирования эффективности, а также анализа и синтеза параметров реальных систем массового обслуживания.

КЛЮЧЕВЫЕ СЛОВА: Марковские модели, системы массового обслуживания, неполная доступность приборов обслуживания.

ЛИТЕРАТУРА / LITERATURA

1. Хинчин А. Я. Работы по математической теории массового обслуживания / А. Я. Хинчин ; под ред. Б. В. Гнеденко. – М. : Физматгиз, 1963. – 236 с.
2. Лидский Э. А. Задачи трафика в сетях связи : учебное пособие / Э. А. Лидский. – Екатеринбург : УГТУ – УПИ ГОУ ВПО, 2006. – 202 с.
3. Городнов В. П. Высшая математика (популярно, с примерами) : учебник для студ. экон. спец. высш. уч. завед. Изд 3-е. / В. П. Городнов. – Х. : Изд-во АВВ МВД Украины, 2013. – 380 с.
4. Erlang A. K. The Theory of Probabilities and Telephone Conversations / A. K. Erlang // *Nyt Tidsskrift for Mathematic Ser. B* 20. – 1909.
5. Ebadi M. Socio-economic design of control charts for monitoring service processes: a case study of a restaurant system. / M. Ebadi, A. Ahmadi-Javid // *Journal Quality Technology & Quantitative Management*. – 2018. DOI: <https://doi.org/10.1080/16843703.2018.1519880>
6. Albey E. Multi-dimensional clearing functions for aggregate capacity modeling in multi-stage production systems / E. Albey, U. Bilge, R. Uzsoy // *International Journal of Production Research*. – Publisher Taylor & Francis. – 2017. – Vol. 55, Issue 14. – P. 4164-4179, <https://doi.org/10.1080/00207543.2016.1257169>.
7. Плоткин Б. К. Экономико-математические методы и модели в коммерческой деятельности и логистике: учебник / Б. К. Плоткин, Л. А. Делюкин. – СПб. : Изд-во СПб, 2015. – 345 с.
8. Клейнрок Л. Вычислительные системы с очередями / Л. Клейнрок. – М. : Мир, 1979. – 600 с.
9. Афанасьева Л. Г. Математические модели транспортных систем, основанные на теории очередей / Л. Г. Афанасьева, Е. В. Булинская // *Труды МФТИ*. – 2010. – Т. 2, № 4. – С. 6–10.
10. Карасев Н. А. Использование теории массового обслуживания в организации лечебного процесса на госпитальном этапе скорой медицинской помощи. Вестник международной академии наук (Русская секция) / Н. А. Карасев, Е. В. Кислухина, В. А. Васильев. – 2006. – С. 65–68. <http://simulation.su/uploads/files/default/2006-karasev-kisluhina-vasiliev.pdf>
11. Zhao Z. Q. Study on combat effectiveness of air defense missile weapon system based on queuing theory. / Z. Q. Zhao, J. X. Hao, L. J. Li. // *Proc. SPIE 10322, Seventh International Conference on Electronics and Information Engineering* (23 January 2017). – Nanjing, China. – 1032205. <https://doi.org/10.1117/12.2266077>

MODELING RISK FACTORS INTERACTION AND RISK ESTIMATION WITH COPULAS

Kuznietsova N. V. – Dr. Sc., Associate Professor at the department of Mathematical Methods of System Analysis, Institute for Applied Systems Analysis at NTUU “Igor Sikorsky KPI”, Kyiv, Ukraine.

Huskova V. H. – PhD, Assistant Professor at the Department of Mathematical Methods for System Analysis, Institute for Applied Systems Analysis at NTUU “Igor Sikorsky KPI”, Kyiv, Ukraine.

Bidyuk P. I. – Dr. Sc., Professor at the Department of Mathematical Methods of System Analysis, Institute for Applied Systems Analysis at the NTUU “Igor Sikorsky Kyiv Polytechnic Institute”, Kyiv, Ukraine.

Matsuki Y. – Dr. Sc., Department of Natural Sciences at the National University «Petro Mohyla Academy», Kyiv, Ukraine.

Levenchuk L. B. – M. Sc., Postgraduate student at the Institute for Applied System Analysis, National Technical University of Ukraine “Igor Sikorsky KPI”, Kyiv, Ukraine.

ABSTRACT

Context. Various risks are inherent to practically all types of human activities. Usually the risks are characterized by availability of multiple risk factors, uncertainties, incompleteness and low quality of data available. The problem of mathematical modeling of risks is very popular with taking into consideration possible uncertainties and interaction of risk factors. Such models are required for solving the problems of loss forecasting and making appropriate managerial decisions.

Objective. The purpose of the study is in development of multivariate risk modeling method using specialized copula functions. The models are developed in the form of multivariate distributions.

Method. The modeling methodology is based upon exploring the special features of various copula functions that are helpful to construct appropriate multivariate distributions for the risk factors selected. The study contains formal description of selected copulas, analysis of their specific features and possibilities for practical applications in the risk management area. Examples of practical applications of the copula based approach to constructing multivariate distributions using generated and actual statistical data are provided.

Results. The results achieved will be useful for further theoretical studies as well as for practical applications in the area of risk management. The distributions constructed with copula create a ground for solving the problems of forecasting possible loss and making appropriate decision regarding risk management.

Conclusions. Thus the problem of constructing multivariate distributions for multiple risk factors can be solved successfully using special copula functions.

KEYWORDS: multivariate stochastic processes, risk estimation, special copula functions, modeling multivariate distributions, combined marginal distributions.

ABBREVIATIONS

EVT is an extreme value theory;
MEVT is an multivariate extreme value theory.

C is a number of coordinated couples;
 D is a number of non-coordinated couples;
 N is a number of observations.

NOMENCLATURE

C is -increasing function;
 f_i is a function of density for marginal distributions;
 ξ is the parameter that characterizes form of the distribution;
 H is n -dimensional joint distribution function with marginal distributions;
 β is additional scaling parameter;
 N_u is a number of observations that exceed the threshold;
 $F_i^{(-1)}(u_i)$ is inverse function to the function of marginal distribution;
 ρ is symmetric positively defined matrix with the unity main diagonal;
 φ is the function of standard scalar normal distribution;
 φ_p is the function of multivariate standard normal distribution with correlation matrix ρ ;

INTRODUCTION

The studies related to risk analysis and management are very popular in the world today practically in every area of human endeavors due to widely spread necessity of various risk estimation, management, and minimization of possible loss. The risk management theory supposes mathematical modeling of risks themselves (including risk factors), and application of the models created to estimation and forecasting possible loss for a time horizon selected. One of the key elements of mathematical modeling is taking into consideration the interactions between risks and risk factors. Such interaction may serve as an amplifier for risk effects and it often results in increasing possible loss. Thus, it is important to take into consideration in the risk management procedures not only isolated risks but also their interaction and integrated estimates in the form of some portfolio risk. That is why the use of the results of former studies in the area, concentrated on the extreme value theory (EVT), in a scalar case imposes substantial restrictions on practical applicability of the

results because of focusing attention on separate risk factors and their influence [1–6]. In practice of risk management more often the problem arises in correct application of risk estimation procedures that would take into consideration complicated, very often asymmetric, non-stationary and nonlinear interaction between risk itself and risk factors. Correct mathematical and statistical description of the processes involved in the risk analysis procedures is the key point for solving the problems of making effective managerial decisions regarding risk management, for example regarding avoiding risk, its diversification, and minimization.

The natural approach to generalization and improvement of existing risk analysis methodology is the use of multivariate extreme value theory (MEVT) that considers modeling of tails for the multivariate distributions [7–9]. However, the use of extreme values only for corresponding vectors as it is done by scalar EVT, i.e. the vectors containing extreme values in each coordinate, provides the possibility for correct processing relatively small number of measurements. Taking into consideration that of basic interest are only about 3%–5% of observations the simultaneous threshold overcoming for each variable will be taking place very rarely. The more variables will be considered simultaneously the less number of coinciding extreme values will be met. Here the known problem of high dimensionality will not provide the possibility for reaching reliable data processing results when the number of observations is low.

For a long time as widely accepted measure of dependency between two random variables served well-known statistical correlation coefficient. According to the known hypothesis of normality for financial random variables the correlation coefficient was considered as necessary and sufficient measure in the case of multivariate normal distribution. However, in risk management problems very often the data does not correspond to the normality hypothesis, and the criticism arises regarding the correlation coefficient as inadequate measure for analysis of risks dependency [10–13]. The correlation coefficient does not provide appropriate formal description for the dependency structure between the risks, especially in the tails of distributions (Fig. 1). Thus, completely dependent random variables may exhibit the correlation coefficient distinctive from 1 or -1 , and zero correlation coefficient does not support the hypothesis of risks independence. For example, this is true in the case of normally distributed risk, X , and completely dependent on its sequence of values X^2 . The linear correlation is also not invariant to transformations of random variables.

The purpose of the study is in following:

- to perform analysis of a construction procedure for the class of special copula functions that are suitable for the formal description of multivariate distributions;
- to consider the special features of copula parameter estimation procedures using existing estimation techniques namely maximum likelihood method;

– to estimate the possibilities for practical applications of the copula families for performing statistical analysis of economic, financial, and other risk types represented by the extreme values of respective distributions.

1 PROBLEM STATEMENT

Let we have n independent random variables, X_1, \dots, X_n , for which the following relation is true: $P(X_1 \leq x_1, \dots, X_n \leq x_n) = P(X_1 \leq x_1) \cdot \dots \cdot P(X_n \leq x_n)$. t means that the knowledge regarding one of the random variables does not provide the knowledge related to others. Studying the dependency between variables it is of interest to get information related to one random variable using the information about other variable and to compare the mutual dependences between the pairs of random variables. The dependency is inverse characteristic to independence of random variables but the ways of its identification can be different in different cases and is determined by specific problem statement.

This work is focusing on constructing of a class of special functions, copulas that are suitable for the formal description of multivariate distributions, and estimation of the possibilities for practical application of the copula family to statistical analysis of financial and other types of risk data represented by extreme values of corresponding distributions.

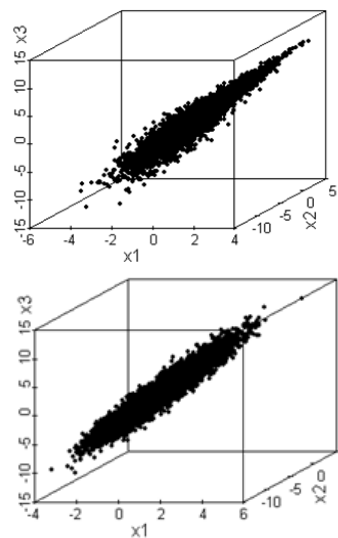


Figure 1 – Two multivariate observations with similar normal marginal distributions and coefficients of about, $\rho = 0.14$, but with different dependency structures

In the risk management procedures, especially regarding financial risks, withdrawing of marginal risk distributions for separate financial instruments from the dependency structure is a natural requirement. On one side each random variable has its scalar distribution but on the other side it is necessary to take into consideration existing dependences between random variables.

Such approach helps to improve the model adequacy and consequently enhance quality of final result – risk estimation. Here the copula notion is useful that allows

for clearly separation the information related to structure of the dependency and to produce its appropriate formal description. Now consider some theoretical formulations necessary for understanding basic material of the study [14, 15].

2 REVIEW OF THE LITERATURE

Before considering possible ways of describing dependency first return to the general definition of dependent random variables.

Definition 1: Distribution function is such a function F with the domain of definition, $[-\infty, \infty]$, that F is non-decreasing and having marginal the values of: $F(-\infty) = 0$ and $F(\infty) = 1$.

Definition 2: Distribution function of random variable X is such function, F , that for all, $x \in [-\infty, \infty]$, the following relation is true: $F(x) = P[X \leq x]$.

Definition 3: The function H of n arguments is called n -increasing if for any n -dimensional interval, $B = [\vec{a}, \vec{b}]$, such that $[\vec{a}, \vec{b}]$ belong to the domain of definition of the function H with $\vec{a} \leq \vec{b}$, the following is true: $V_H(B) = \Delta_{\vec{a}}^{\vec{b}} H(\vec{x}) = \Delta_{a_n}^{b_n} \dots \Delta_{a_1}^{b_1} H(\vec{x}) \geq 0$.

Definition 4: Joint distribution function is such a function H with the domain of definition, $[-\infty, \infty]^n$, that H is n -increasing, and $H(x_1, \dots, x_{i-1}, -\infty, x_{i+1}, x_n) = 0 \forall i$, $H(-\infty, \infty) = 1$.

Definition 5: Joint distribution function for the random variables X_1, \dots, X_n is such a joint distribution function H with the domain of definition, $[-\infty, \infty]^n$, that $H(x_1, \dots, x_n) = P[X_1 \leq x_1, \dots, X_n \leq x_n]$.

From the given definitions we have that distribution function for random variable X_i is marginal distribution function for joint distribution function of random variables,

$$X_1, \dots, X_n : \\ F(x_i) = P(X_i \leq x_i) = \lim_{t_j \rightarrow \infty \forall j} H(t_1, \dots, t_{i-1}, x_i) \quad (1)$$

The complete description of dependence or independence for random variables, X_1, \dots, X_n , is $P(X_1 \leq x_1, \dots, X_n \leq x_n)$, i.e. their joint distribution function, $H(x_1, \dots, x_n)$. But it also contains excessive information regarding marginal distribution for each random variable. In solving practical problems it is necessary to obtain information regarding the dependency structure separately.

Definition 6: The function, $C: [0,1]^n \rightarrow [0;1]$ is called n -copula if the following conditions are true.

$$C(F_1, \dots, F_j) = 0, \text{ if there exists such } j \text{ that } F_j = 0;$$

$$C(1, \dots, 1, F_i, 1, \dots, 1) = F_i;$$

Theorem 1: Sklar theorem [15]: Let H is n -dimensional joint distribution function with marginal distributions, F_1, \dots, F_n . Then there exists such n -copula that for all, $\vec{x} \in R^n$, the following relation is true:

$$H(x_1, \dots, x_n) = C(F_1(x_1), \dots, F_n(x_n)). \quad (2)$$

If F_1, \dots, F_n are continuous, then C is unique, otherwise the functions C are uniquely determined over the space, $Rng[F_1] \times \dots \times Rng[F_n]$. And vice versa: if the functions F_1, \dots, F_n represent continuous distributions, and C is n -copula, then $H(x_1, \dots, x_n)$ is joint n -dimensional distribution function with marginal distributions, F_1, \dots, F_n .

Definition 7: The density distribution for copula C is the following function:

$$c(F_1, F_2, \dots, F_n) = \frac{\partial c(F_1, F_2, \dots, F_n)}{\partial F_1 \partial F_2, \dots, \partial F_n}. \quad (3)$$

The joint density distribution function can be represented in the form:

$$h(x_1, x_2, \dots, x_n) = c(F_1(x_1), F_2(x_2), \dots, F_n(x_n)). \quad (4)$$

An important role for risk analysis is the copula feature of invariance to increasing transforms.

Theorem 2 [15]: Consider the transforms Z_1, \dots, Z_n that are increasing in corresponding domains of definitions of random variables X_1, \dots, X_n with continuous marginal distribution functions and n -copula, C . Then random variables $Z_1(X_1), \dots, Z_n(X_n)$ have the same n -copula, C .

3 MATERIALS AND METHODS

Constructing marginal distribution function. When copulas are used for modeling dependences between random variables it is necessary to construct separate model for marginal distributions for the variables. For the problems of risk management of particular importance are estimates of values that belong to the tails of distributions. For the formal description of right tail of loss distributions is recommended the use of the method of overriding based upon the generalized Pareto distribution. And the distribution for the other observations (that are closer to mathematical expectation of a sample) it is recommended to describe with normal distribution using the results of application of the central limit theorem and the experience of using the distribution in the problems of risk management. To separate the two parts of data sample it is necessary to estimate the empirical distribution quintile for a threshold selected. In the computational experiments car-

ried out by multiple researchers the threshold was selected at the level of 95 % according to the existing practice of risk management.

The sample mathematical expectation of normal distribution is estimated on all observations available. And the standard deviation should be estimated in a way so that the values of normal distribution function at the threshold point were equal to the value of empirical distribution function. Such approach to the computations allows for orienting the model to adequate formal description of the tail observations. Besides, this method of performing the computations provides for the continuous form of the combined distribution function the right part of which is constructed using the method of overriding. The distribution function constructed by the use of this method is equal to the empirical distribution function at the threshold point according to the constructing procedure selected. The continuity of the marginal distribution functions points out to the existence of unique copula in expression (1).

Definition 8: Let random variable, X_i , has distribution function, F_i , and right final point $x_{iF} \leq \infty$. For a fixed value, $u < x_{iF}$, the distribution function of exceeding values for u is called the following one:

$$F_{iu}(x) = P(x_i - u_i \leq x | x_i > u), x + u \leq x_{iF}; \quad (5)$$

and the function:

$$e(u) = E[X - u | X > u] = \int_u^{x_{iF}} \frac{1 - F_i(t)}{1 - F_i(x)} dx, \quad (6)$$

is called the function of mean exceeding.

Denote, $z^+ = \max(z, 0)$, and let $card\{A\}$ is a number of elements in the set A . An empirical estimate for the function of mean exceeding is the following one:

$$e(u) = \frac{1}{card\{j : x_{ij} > u, j = 1, \dots, N\}} \times \sum_{j=1}^N (x_{ij} - u)^+, u \geq 0. \quad (7)$$

For the distribution function of the values exceeding selected threshold there exist an analogue of the Fisher-Tippet-Gnedenko theorem, i.e. Pikands-Balkema-de Haan theorem.

Theorem 3: Pikands-Balkema-de Haan theorem [3]:

$$\lim_{u \uparrow x_F} \frac{1 - F_i(u + x\beta(u))}{1 - F_i(u)} = \begin{cases} (1 + \xi x)^{-\frac{1}{\xi}}, \xi \neq 0, \\ \exp(-x), \xi = 0, \end{cases} \quad (8)$$

where, $1 + \xi x > 0$, for some positively defined function $\beta(u)$.

From (2) and definition of the distribution function for exceeding values we have a model for distributions of threshold exceeding values: the function of generalized Pareto distribution:

$$GPD_{\xi, \beta}(x) = \begin{cases} 1 - (1 + \xi x)^{-\frac{1}{\xi}}, \xi \neq 0, \\ 1 - \exp(-x), \xi = 0, \end{cases} \quad (9)$$

where, $\beta > 0$, and $x \geq 0$ with $\xi > 0$, and $0 \leq x \leq \frac{-\beta}{\xi}$ with $\xi < 0$.

The model for tail data distribution is constructed by the method of threshold exceeding that is based upon the marginal distribution law for the exceeding values (3) and includes the following steps.

1. For sample $\{x_i\}_i$ of power, N , the threshold u is selected. Then the observations x_1, \dots, x_N are determined exceeding the threshold, and respective exceeding values are computed: $y_j = x_{i_j} - u \geq 0$, where N_u is a number of observations that exceed the threshold.

2. Then the function $F_u(y)$ (distribution of exceeding values, y_1, \dots, y_{N_u} in the form of (3), $GPD_{\xi, \beta}(x)$, is estimated, i.e. the parameters of form and scale are computed.

3. The distribution function for the tail region, X is estimated as follows:

$$F_{iu}(y) = \frac{F_i(y + u) - F_i(u)}{1 - F_i(u)}, \quad (10)$$

$$F_i(x) = (1 - F_i(u))F_{ij}(y) + F_i(u),$$

$$F_i(u) = \frac{N_u}{N}.$$

i.e. we have:

$$F_i(x) = (1 - \frac{N_u}{N})F_{iu}(y) + \frac{N_u}{N}. \quad (11)$$

Copula family constructing. The Sklar theorem guaranties copula existence and its uniqueness for definite conditions but it does not provide the method for its constructing. Consider some methods for copula constructing.

1. The method of inverse function

The idea of the method is in the following: from the Sklar theorem for joint distribution function, H , and continuous marginal distributions, F_1, \dots, F_n , copula, C , is defined as follows:

$$C(u_1, \dots, u_n) = H(F_1^{(-1)}(u_1), \dots, F_n^{(-1)}(u_n)). \quad (12)$$

The most widely spread in modeling random variables are elliptical distributions and more exactly multivariate

normal distribution. If we apply to the distribution inverse method then we will get multivariate normal copula or Gaussian copula.

Definition 9: Let ρ is symmetric positively defined matrix with the unity main diagonal. Then the following function is called Gaussian multivariate copula:

$$C(F_1, F_2, \dots, F_n, \rho) = \varphi_\rho(\varphi_{-1}(F_1), \dots, \varphi_{-1}(F_n)). \quad (13)$$

Fig. 2 (below) shows tree-dimensional distribution on the basis of normal copula.

The density of multivariate Gaussian copula is defined as follows [14]:

$$C(F_1, F_2, \dots, F_n, \rho) = \frac{1}{\sqrt{\rho}} \exp\left(-\frac{1}{2}(\varphi^{-1}(F_1), \varphi^{-1}(F_n)) \times (\rho^{-1} - 1) \times \begin{pmatrix} \varphi^{-1}(F_1) \\ \varphi^{-1}(F_n) \end{pmatrix}\right). \quad (14)$$

Thus, the Gaussian normal copula is completely defined by the correlation matrix, ρ , and its parameters can be easily computed.

According to its constructing procedure the Gaussian copula can be naturally used for modeling multivariate normal distributions, and it can be hired in the risk management procedures for constructing meta-normal distributions. This multivariate distribution is created in the way of modeling the dependences between random variables using normal copulas, and marginal distributions are built with some other distributions appropriate for each variable under consideration.

Another type of copula that is constructed with the method of inverse function from elliptical distribution is Student's copula that corresponds to the multivariate Student's t -distribution. The form of this copula looks to some extent like the normal one in its central part, and approaches even more to this form in the tail part where the number of degrees of freedom for Student's t -distribution is growing. Fig. 3 shows three-dimensional distribution of this type for 5 degrees of freedom. However, in the risk management problems the Student's copula can find its extended application due to substantial difference in modeling of dependences in the tail of distributions far from the central part.

The t -copula that is derived from t -distribution with v degrees of freedom and positively defined matrix Σ , has the following density function:

$$c(x) \Gamma((v+d)/2) / \Gamma(v/2) (\pi v)^{-v/2} |\Sigma|^{-1/2}. \quad (15)$$

As it can be seen, the elliptical copulas also have the advantage that they can be easily computed for large, n .

2. The Archimedean copulas

Definition 10: Let φ is continuous strictly increasing function defined on region 1 of $[-\infty; 0]$ such that, $\varphi(1) = 0$. The pseudo-inverse for φ is such function $\varphi^{[-1]}$ with $Dom \varphi = [0, \infty]$:

$$\varphi^{[-1]}(t) = \begin{cases} \varphi^{-1}(t), & 0 \leq t \leq \varphi(0), \\ 0, & \varphi(0) \leq t \leq \infty. \end{cases} \quad (16)$$

Note, that $\varphi^{[-1]}$ is continuous and non-decreasing function over the domain of, $[0; \infty]$, and strictly decreasing over $[0; \varphi(0)]$. Moreover, $\varphi^{[-1]}(\varphi(u)) = u$ over, 1, and

$$\varphi(\varphi^{[-1]}(t)) = \begin{cases} t, & 0 \leq t \leq \varphi(0) \\ \varphi(0), & \varphi(0) \leq t \leq \infty \end{cases}. \quad (17)$$

If $\varphi(0) = \infty$, then φ^{-1} .

Lemma 1: Let φ is continuous strictly decreasing function in the domain 1 over the interval, $[0; \infty]$, and such that, $\varphi(1) = 0$, and let $\varphi^{[-1]}$ is pseudo-inverse for, φ , and function, C , with, I^2 , defined over I for the function, φ , is defined as follows:

$$C(u, v) = \varphi^{[-1]}(\varphi(u) + \varphi(v)). \quad (18)$$

Then, C , satisfies the existing restriction conditions for a copula.

Proof: Here the function, $C(u, 0) = \varphi^{[-1]}(\varphi(u) + \varphi(0)) = 0$, and, $C(u, 1) = \varphi^{[-1]}(\varphi(u) + \varphi(1)) = \varphi^{[-1]}(\varphi(u)) = u$.

If $\varphi(0) = \infty$, then φ , is considered as a strict generating function. In this case, $\varphi^{[-1]} = \varphi^{-1}$, and

$$C(u, v) = \varphi^{[-1]}(\varphi(u) + \varphi(v)), \quad (19)$$

is considered as a strict Archimedean copula.

All the copulas that can be represented in the form (18) are called Archimedean. In this case

The function φ is called copula generator. This copula class is one of the most often used in practice due to the fact that it includes a substantial number of parametric copulas reflecting a variety of structural mutual dependences. Besides, the constructing procedure for the copulas is relatively simple.

For example, consider, $\varphi(t) = (-\ln t)^\theta$, where $\theta \geq 1$. It is clear that $\varphi(t)$ is continuous with $\varphi(1) = 0$; and $\varphi(t) = -\theta \frac{1}{t(-\ln t)^{\theta-1}}$; that is, φ is strictly decreasing

function from I defined over domain $[0; \infty]$. Further on, $\varphi(t)^t = \frac{\theta(\theta-1)t}{t^2(-\ln t)^{\theta-2}} + \theta \frac{1}{t^2(-\ln t)^{\theta-1}} \geq 0$ from, I , and thus φ is convex. Moreover, $\varphi(0) = \infty$, and thus φ can be considered as a strict generating function. Now, from (6) we have:

$$\exp = ((-\ln u) + (-\ln v)). \quad (20)$$

This copula family is called Gumbel copula in the case of describing two variables. The Archimedean copulas also include Frank copula family in the case of describing two variables:

$$C(F_1, F_2) = -1/\beta \times \frac{\ln(1 + ((e^{-\beta F_1} - 1))(e^{-\beta F_2} - 1))}{(e^{-\beta} - 1)}. \quad (21)$$

and Clayton copulas also in the case of two variables:

$$C(F_1, F_2) = \max((F_1(-\beta) + F_2(-\beta) - 1) \times (-1/\beta), 0) \beta \in [-1, \infty] \setminus \{0\}. \quad (22)$$

The Fig. 4–6 show three-dimensional joint distributions on the bases of Frank, Gumbel, and Clayton copulas respectively.

One of natural approaches to constructing multidimensional copulas supposes constructing first the families of two-dimensional copulas exhibiting necessary features. After this step the next procedure touches upon constructing multidimensional generalization. The family of multidimensional copulas belongs to generalization of two-dimensional family if the following conditions are true:

- all two-dimensional components of the multidimensional copula belong to the family of the two-dimensional ones;
- all the two-dimensional components of order 3 and up to $n-1$ have the same multidimensional form.

The problem of constructing the multidimensional generalizations of two-dimensional copulas is not trivial. Very often two-dimensional link functions do not have multidimensional generalizations or they result in such specific dependency structure that has very restricted application.

The function C^n is a result of sequential application of Archimedean two-dimensional copulas based on the ϕ generator.

Thus, $C^2(u_1, u_2) = C(u_1, u_2) = \varphi^{[-1]}(\varphi(u_1) + \varphi(u_2))$, and for $n \geq 3$, $C^n(u_1, u_2, \dots, u_n) = C(C^{n-1}(u_1, u_2), u_n)$. Let's stress that such approach to constructing copulas usually does result in a success. But Archimedean copulas are symmetric and associative what often results in copula C^n with, $n > 3$.

Parameter estimation procedures for copulas. The simplest copula parameter estimation method is in application of known data sample characteristics. Using the © Kuznetsova N. V., Huskova V. H., Bidyuk P. I., Matsuki Y., Levenchuk L. B., 2022 DOI 10.15588/1607-3274-2022-2-5

correlation matrix estimates it is possible to find an estimate for the form parameters of elliptical copula, ρ . Another useful in this case is such concordance measure as Kendall statistic, τ , that is computed as follows:

$$\bar{\tau} = 2 \frac{C - D}{N(N-1)}. \quad (23)$$

The Kendall τ can be used, for example, for estimating Clayton copula parameters, $\bar{\theta} = \frac{2\bar{\tau}}{1-\bar{\tau}}$, and elliptical copula parameters, $\rho = \sin \frac{\pi \bar{\tau}}{2}$. This method is rather simple but it restricts substantially possibilities for selection of copula families.

Estimation of copula parameters for any family can be performed with maximum likelihood method. Consider joint distribution function, $H(\vec{x}, \vec{\theta})$, where parameter vector includes marginal distribution and copula parameters $\vec{\theta} = (\beta_1, \dots, \beta_n, \vec{\alpha})$. The joint distribution function can be represented in the following form:

$$H(\vec{x}, \vec{\theta}) = C(F_1(x_1, \beta_1), F_2(x_2, \beta_2), \dots, F_n(x_n, \beta_n)). \quad (24)$$

For a sample $S_x = \{x\}$ of power N the likelihood function is computed as follows:

$$\ln L(S_x, \beta_1, \dots, \beta_n, \vec{\alpha}) = \sum_{i=1}^N C(F_1(x_1(i), \beta_1), F_2(x_2(i), \beta_2), \dots, F_n(x_n(i), \beta_n), \vec{\alpha})) + \sum_{i=1}^N \ln f_1(x_1(i), \beta_1) + \dots + \sum_{i=1}^N \ln f_n(x_n(i), \beta_n). \quad (25)$$

This expression allows for application of two-stage algorithm for parameters estimation:

$$(\beta_1, \dots, \beta_n, \vec{\alpha}) = \operatorname{argmax}_{\beta_1, \dots, \beta_n, \vec{\alpha}} \ln L(S_x, \beta_1, \dots, \beta_n, \vec{\alpha}). \quad (26)$$

At the first step we can compute the parameter estimates for the marginal distributions as follows:

$$\beta_j = \operatorname{argmax}_{\beta_j} \sum_{i=1}^N \ln f_i(x_j(i), \beta_j), \quad (27)$$

and, at the second step it will be possible to compute the estimates of the copula parameters:

$$\vec{\alpha} = \operatorname{argmax}_{\beta_j} \sum_{i=1}^N \ln f_i(x_j(i), \beta_j). \quad (28)$$

It is shown in [16] that the vector parameter estimate $\vec{\theta} = (\beta_1, \dots, \beta_n, \vec{\alpha})$ is consistent and asymptotically normal. An advantage of the two-step estimation procedure is in dimension reduction what makes the numerical optimization procedure easier, and allows for hiring extra information necessary for parameter estimation of separate risk distributions. It is also helpful for more complete usage of measuring information when data samples available have different power when new financial instruments or risk factors come to being.

4 EXPERIMENTS

Here we consider the problem of constructing joint distribution of risk factors for generated three-dimensional distributions for Cauchy, t -Student, normal data as well as three-dimensional distribution for the three currency exchange rates of EUR, CHF, GBP against USD. For each dataset the Archimedean copulas were estimated from the Gumbel, Clayton and Frank families as well as the elliptical copulas of the Student family and Normal copula [18].

5 RESULTS

Together with estimates of marginal distributions the computational experiment provided the possibility for modeling the joint distribution function for the processes under consideration. The Fig. 2–6 show graphical illustrations of the joint distributions for the selected currencies exchange rates using different dependency structures.

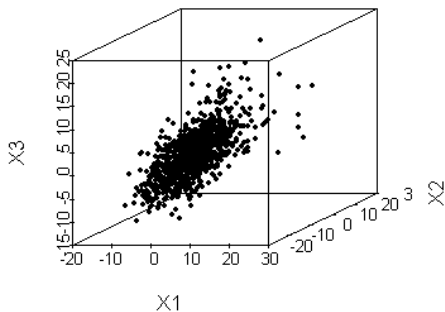


Figure 2 – Graphical representation of joint distribution function on the basis of normal copula

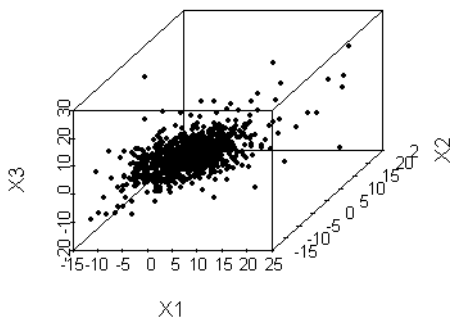


Figure 3 – Graphical representation of joint distribution function on the basis of Student t -copula

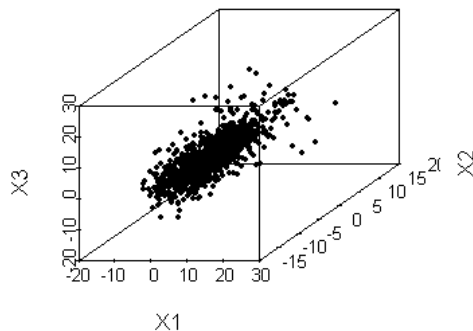


Figure 4 – Graphical representation of joint distribution function on the basis of Frank copula

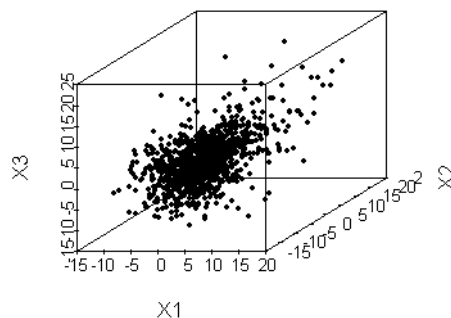


Figure 5 – Graphical representation of joint distribution function on the basis of Gumbel copula

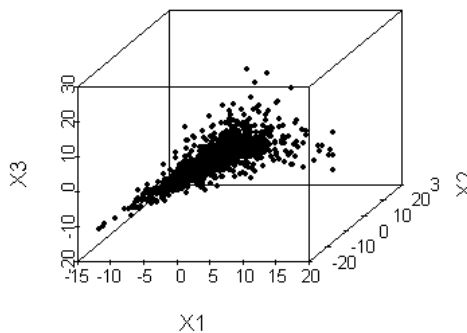


Figure 6 – Graphical representation of joint distribution function on the basis of Clayton copula

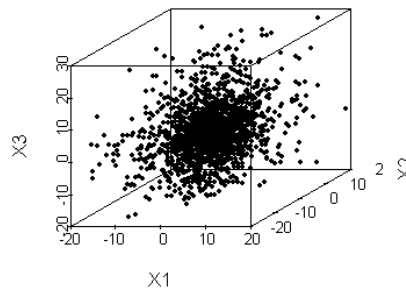


Figure 7 – Empirical joint distribution for the selected currency exchange rates

The results of the computations performed illustrate practical usefulness of the study performed.

6 DISCUSSION

The main goal of the analysis was in constructing the joint distributions for risk factors and further use of the

models for solving the risk management problems, for example to forecast possible loss in investment problems.

The results of the study show that together with estimates of marginal distributions the computational experiment provided the possibility for modeling the joint distribution function for the processes under consideration. The Fig. 2–6 show graphical illustrations of the joint distributions. The results will also be helpful for constructing decision support systems for financial risk forecasting and management using appropriate statistical data.

The copula constructed according to the method of inverse function from elliptical distribution is the Student copula that corresponds to the multidimensional Student-distribution. The form of the copula in its central part resembles very much a normal one and becomes even more alike in the tail part with growing the number of degrees of freedom for the Student-distribution.

The proposed approaches will be used by the authors of the article in further studies, as well as by other scientists, which will allow obtaining more accurate results using minimal costs for experiments.

CONCLUSIONS

The analysis has been performed regarding the possibility of the special class of copula functions application to formal description of multidimensional distributions in the problems of financial risk modeling.

The scientific novelty of obtained results is that the method of constructing combined marginal distributions was proposed that allows for taking into consideration heavy tails of one-dimensional risk distributions. The marginal distributions are combined into joint distributions of risks via the dependency structure that is characterized by copulas. On the basis of analysis the methods of constructing the copula families it was proposed to use for modeling risk several families of copulas with useful for risk management features.

The practical significance of obtained results is that the computational experiment has been carried out with two generated, theoretically known tree-dimensional distributions, and one empirical three-dimensional distribution created for a formal description of selected currencies exchange rate. The experiment demonstrated the possibility of the method proposed for modeling multidimensional distribution using appropriately combined marginal distributions and the dependency structure between them.

Prospects for further research is that In the future studies it is planned to expand application of the copula families and develop the methods for estimating basic risk measures for a portfolio of financial instruments on the basis of the multidimensional distribution model proposed. It is also planned to apply the method proposed for developing the systemic methodology for risks management including market and credit risks. The problems mentioned will be solved in the frames of a specialized intellectual decision support system designed on the purpose of automatizing risk modeling and management procedures and generating appropriate decision alternatives.

ACKNOWLEDGMENTS

The work was performed at the Institute for Applied System Analysis of the National Technical University of Ukraine “Igor Sikorsky Kyiv Polytechnic Institute” and Department of Natural Sciences of the National University “Petro Mohyla Academy” within the framework of scientific research conducted by the departments.

REFERENCES

1. Nystrom K., Skoglund J. Univariate Extreme Value Theory, GARCH and Measures of Risk, *Stockholm: Swedbank, Group of Financial Risk Control*, 2002, Vol. 11, pp. 1–27.
2. Bhatti M. I., Hung Quang Do Recent Developments in Copula and Its Applications to the energy, Forestry and Environmental Sciences, *International Journal of Hydrogen Energy*, 2019. Vol. 44, Number 36, pp. 19453–19473.
3. Kluppelberg C. Risk Management with Extreme Value Theory. New York, Chapman & Hall, 2003, 405 p.
4. Bassi F., Embrechts P., Kafetzaki M. Risk management and quantile estimation, *A Practical Guide to Heavy Tails; Ed. R.J. Adler*. Boston, Birkhauser, 1998, Vol. 4, pp. 111–130.
5. Embrechts P. Eds.: B. Finkenstadt, H. Rootzen. Extremes in Economics and the Economics of Extremes, 2001, Vol. 12. pp. 169–183.
6. Embrechts P., Haan L., Huang X. Modelling multivariate extremes, *RISK Books*, 2000, Vol. 12, pp. 59–67.
7. Bouye E. Multivariate extremes at work for portfolio risk measurement, *Finance: Presses universitaires de France*, 2002, Vol. 23, Nubmer 2, pp. 125–144.
8. Rootzen H., Tajvidi N. The multivariate generalized Pareto distribution, *Bernoulli*, 2006, Vol. 12, pp. 917–930.
9. Bidyuk P. I., Kroptya A. V. Analysis and methods of solving the problem of extreme values estimation, *Scientific Bulletin of NTUU KPI*, 2005, No. 4, pp. 34–47.
10. Blum P., Dias A., Embrechts P. The ART of dependence modelling: the latest advances in correlation analysis, *Alternative Risk Strategies: RISK Books*, 2002, Vol. 7, pp. 339–356.
11. Embrechts P., McNeil A. J., Straumann D. Correlation: Pitfalls and alternatives, *Risk*, 1999, Vol. 12, pp. 69–71.
12. Embrechts P., McNeil A. J., Straumann D. Correlation and dependence in risk management. Cambridge, Cambridge University Press, 2002, pp. 176–223.
13. Edward W., Valdez E. Understanding relationships using copulas, *North American Actuarial Journal*, 1998, Vol. 2. Number 1, pp. 1–25.
14. Nelsen R. B. An Introduction to Copulas. New York, Springer, 2006, 270 p.
15. Newey W. K., McFadden D. Large Sample Estimation and Hypothesis Testing, *Handbook of Econometrics*, 1994, Vol. 4, pp. 2111–2245.
16. Bashkov E., Dmitrieva O., Huskova N. et al. Parallel multiple blocked methods of Bickart type, *Proceedings of SPIE – The International Society for Optical Engineering*, 2019, No. 11176, P. 9.
17. Miroshkin O., Kovalov S., Dmitrieva O. et al. ParSimTech Research and Training Center, *IEEE European Technology and Engineering Management Summit (E-TEMS)*, 2020, pp. 1–4.
18. Siddhartha M. Gold Price Prediction Dataset [Elektronnyj resurs]. Rezhim dostupa, <https://www.kaggle.com/sid321axn/gold-price-prediction-dataset>.

МОДЕЛЮВАННЯ ВЗАЄМОДІЇ ФАКТОРІВ РИЗИКУ І ОЦІНЮВАННЯ РИЗИКУ З ВИКОРИСТАННЯМ КОПУЛ

Кузнецова Н. В. – д-р техн. наук, доцент кафедри математичних методів системного аналізу, Інститут прикладного системного аналізу, НТУУ «Київський політехнічний інститут ім. Ігоря Сікорського», Київ, Україна.

Гуськова В. Г. – д-р філософії, старший викладач кафедри математичних методів системного аналізу, Інститут прикладного системного аналізу, НТУУ «Київський політехнічний інститут ім. Ігоря Сікорського», Київ, Україна.

Бідюк П. І. – д-р техн. наук, професор кафедри математичних методів системного аналізу, Інститут прикладного системного аналізу, НТУУ «Київський політехнічний інститут ім. Ігоря Сікорського», Київ, Україна.

Мацукі Й. – д-р техн. наук, факультет природничих наук, національний університет «Києво-Могилянська Академія», Київ, Україна.

Левенчук Л. Б. – магістр, аспірантка Інституту прикладного системного аналізу НТУУ «КПІ ім. І. Сікорського», Київ, Україна.

АНОТАЦІЯ

Актуальність. Різні типи ризиків притаманні практично всім видам людської діяльності. Зазвичай ризики характеризуються наявністю множини факторів ризику, невизначеностями, неповнотою і низькою якістю наявних даних. Задача математичного моделювання ризиків є досить популярною, беручи до уваги можливі невизначеності і взаємодію факторів ризику. Такі моделі необхідні для розв'язання задач прогнозування втрат і прийняття належних управлінських рішень.

Мета роботи. Метою цього дослідження є розробка методу моделювання багатовимірного ризику з використанням спеціальних функцій копул. Моделі пропонуються у формі багатовимірних розподілів.

Метод. Технологія моделювання ґрунтується на використанні спеціальних властивостей копул, які дають можливість побудувати коректні багатовимірні розподіли для вибраних факторів ризику. У статті подано формальний опис вибраних копул, аналіз їх властивостей і можливостей практичного застосування у системах менеджменту ризиків. Подані приклади практичного застосування копул до побудови багатовимірних розподілів з використанням згенерованих і фактичних статистичних даних.

Результати. Отримані результати будуть корисними для подальших теоретичних досліджень, а також для практичного використання у системах менеджменту ризиків. Розподіли, побудовані за допомогою копул, створюють основу для розв'язання задач прогнозування можливих втрат і прийняття належних рішень стосовно менеджменту ризиків.

Висновки. Таким чином, задача побудови багатовимірних розподілів для множини факторів ризику може бути успішно розв'язана завдяки використанню спеціальних функцій копул.

КЛЮЧОВІ СЛОВА: багатовимірні стохастичні процеси, оцінювання ризику, спеціальні функції копули, моделювання багатовимірних розподілів, комбіновані маргінальні розподіли.

МОДЕЛИРОВАНИЕ ВЗАИМОДЕЙСТВИЯ ФАКТОРОВ РИСКА И ОЦЕНКА РИСКА С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ КОПУЛ

Кузнецова Н. В. – д-р техн. наук, доцент кафедры математических методов системного анализа, Институт прикладного системного анализа НТУУ «Киевский политехнический институт им. Игоря Сикорского», Киев, Украина.

Гуськова В. Г. – доктор философии, старший преподаватель кафедры математических методов системного анализа, Институт прикладного системного анализа, НТУУ «Киевский политехнический институт им. Игоря Сикорского», Киев, Украина.

Бидюк П. И. – д-р техн. наук, профессор кафедры математических методов системного анализа, Институт прикладного системного анализа, НТУУ «Киевский политехнический институт им. Игоря Сикорского», Киев, Украина.

Мацуки Й. – д-р техн. наук, факультет естественных наук, национальный университет «Києво-Могилянська Академія», Киев, Украина.

Левенчук Л. Б. – магистр, аспирантка Института прикладного системного анализа НТУУ «КПІ ім. І. Сикорського», Киев, Украина.

АННОТАЦИЯ

Актуальность. Различные типы рисков присущи практически всем видам человеческой деятельности. Обычно риски характеризуются наличием множества факторов риска, неопределенностями, неполнотой и низким качеством имеющихся данных. Задача математического моделирования рисков достаточно популярна, учитывая возможные неопределенности и взаимодействие факторов риска. Такие модели необходимы для решения задач прогнозирования потерь и принятия надлежащих управленческих решений.

Цель работы. Целью данного исследования является разработка метода моделирования многомерного риска с использованием специальных функций копул. Модели предлагаются в форме многомерных распределений.

Метод. Технология моделирования основывается на использовании специальных свойств копул, позволяющих построить корректные многомерные распределения для выбранных факторов риска. В статье представлено формальное описание избранных копул, анализ их свойств и возможностей практического применения в системах менеджмента рисков. Представлены примеры практического применения копул к построению многомерных распределений с использованием сгенерированных и фактических статистических данных.

Результаты. Полученные результаты будут полезны для дальнейших теоретических исследований, а также для практического использования в системах менеджмента рисков. Распределения, построенные с помощью копул, создают основу для решения задач прогнозирования возможных потерь и принятия надлежащих решений по менеджменту рисков.

Выводы. Таким образом, задача построения многомерных распределений для множества факторов риска может быть успешно решена благодаря использованию специальных функций копул.

КЛЮЧЕВЫЕ СЛОВА: многомерные стохастические процессы; оценка риска; специальные функции копулы; моделирование многомерных распределений; комбинированные маргинальные распределения.

ЛИТЕРАТУРА / LITERATURA

1. Nystrom K. Univariate Extreme Value Theory, GARCH and Measures of Risk / K. Nystrom, J. Skoglund // Stockholm: Swedbank, Group of Financial Risk Control. – 2002. – Vol. 11. – P. 1–27.
2. Bhatti M. I. Recent Developments in Copula and Its Applications to the energy, Forestry and Environmental Sciences / M. I. Bhatti, Hung Quang Do // International Journal of Hydrogen Energy. – 2019. – Vol. 44, Number 36. – P. 19453–19473.
3. Kluppelberg C. Risk Management with Extreme Value Theory / C. Kluppelberg. – New York : Chapman & Hall, 2003. – 405 p.
4. Bassi F. Risk management and quantile estimation / F. Bassi, P. Embrechts, M. Kafetzaki // A Practical Guide to Heavy Tails; Ed. R. J. Adler. – Boston : Birkhauser. – 1998. Vol. 4. – P. 111–130.
5. Embrechts P. Extremes in Economics and the Economics of Extremes / P. Embrechts // Eds.: B. Finkenstadt, H. Rootzen. – 2001. – Vol. 12. – P. 169–183.
6. Embrechts P. Modelling multivariate extremes / P. Embrechts, L. Haan, X. Huang // RISK Books. – 2000. – Vol. 12. – P. 59–67.
7. Bouye E. Multivariate extremes at work for portfolio risk measurement / E. Bouye // Finance: Presses universitaires de France. – 2002. – Vol. 23, Number 2. – P. 125–144.
8. Rootzen H. The multivariate generalized Pareto distribution / H. Rootzen, N. Tajvidi // Bernoulli. – 2006. – Vol. 12. – P. 917–930.
9. Bidyuk P. I. Analysis and methods of solving the problem of extreme values estimation / P. I. Bidyuk, A. V. Kroptya // Scientific Bulletin of NTUU KPI. – 2005. – No. 4. – P. 34–47.
10. Blum P. The ART of dependence modelling: the latest advances in correlation analysis/ P. Blum, A. Dias, P. Embrechts // Alternative Risk Strategies: RISK Books. – 2002. – Vol. 7. – P. 339–356.
11. Embrechts P. Correlation: Pitfalls and alternatives / P. Embrechts, A. J. McNeil, D. Straumann // Risk. – 1999. – Vol. 12. – P. 69–71.
12. Embrechts P. Correlation and dependence in risk management / P. Embrechts, A. J. McNeil, D. Straumann // Cambridge: Cambridge University Press. – 2002. – P. 176–223.
13. Edward W. Understanding relationships using copulas / W. Edward, E. Valdez // North American Actuarial Journal. – 1998. – Vol. 2. Number 1. – P. 1–25.
14. Nelsen R. B. An Introduction to Copulas / R. B. Nelsen. – New York : Springer, 2006. – 270 p.
15. Newey W.K. Large Sample Estimation and Hypothesis Testing / W. K. Newey, D. McFadden // Handbook of Econometrics. – 1994. Vol. 4. – P. 2111–2245.
16. Parallel multiple blocked methods of Bickart type / [E. Bashkov, O. Dmitrieva, N. Huskova et al.] // Proceedings of SPIE – The International Society for Optical Engineering. – 2019. – No. 11176. – P. 9.
17. ParSimTech Research and Training Center / [O. Miroshkin, S. Kovalov, O. Dmitrieva et al.] // IEEE European Technology and Engineering Management Summit (E-TEMS). – 2020. – P. 1–4.
18. Siddhartha M. Gold Price Prediction Dataset [Электронный ресурс] / M. Siddhartha. – Режим доступа: <https://www.kaggle.com/sid321axn/gold-price-prediction-dataset>.