МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ І НАУКИ УКРАЇНИ
Одеський національний політехнічний університет

ІНФОРМАТИКА ТА МАТЕМАТИЧНІ МЕТОДИ В МОДЕЛЮВАННІ

INFORMATICS AND MATHEMATICAL METHODS IN SIMULATION

Том 9, № 4

Volume 9, No. 4

Одеса – 2019
Odesa – 2019

Журнал внесений до переліку наукових фахових видань України
(технічні науки)
згідно наказу Міністерства освіти і науки України № 463 від 25.04.2013 р.

Виходить 4 рази на рік

Заснований Одеським національним політехнічним університетом у 2011 році

Свідоцтво про державну реєстрацію КВ № 17610 - 6460Р від 04.04.2011р.

Головний редактор: *А.А. Кобозєва*

Заступник головного редактора:
С.А. Положаєнко

Відповідальний редактор:
Т.О. Бирченко

Редакційна колегія:
І.І. Бобок, Д. Джухар, А.А. Кобозєва, В.Ф. Ложечніков, В.В. Любченко, В.Д. Павленко, В.В. Палагін, С.А. Положаєнко, О.В. Рибальський, А.В. Соколов, В.О. Сперанський, О.А. Стопакевич, О.О. Фомін

Published 4 times a year

Founded by Odessa National Polytechnic University in 2011

Certificate of State Registration КВ № 17610 - 6460Р of 04.04.2011

Editor-in-chief: *A. Kobozeva*

Associate editor:
S. Polozhaenko

Executive editor:
T.O. Byrchenko

Editorial Board:
I. Bobok, J. Juhar, A. Kobozeva, V. Lozhechnikov, V. Liubchenko, V. Pavlenko, V. Palahin, S. Polozhaenko, O. Rybalsky, A. Sokolov, B. Speransky, O. Stopakevych, O. Fomin

Друкується за рішенням редакційної колегії та Вченої ради Одеського національного політехнічного університету

Оригінал-макет виготовлено редакцією журналу

Адреса редакції: просп. Шевченка, 1, Одеса, 65044, Україна
Телефон: +38 048 705 8506
Web: http://immm.opu.ua E-mail: immm.ukraine@gmail.com

Editorial address: 1 Shevchenko Ave., Odessa, 65044, Ukraine
Tel.: +38 048 705 8506
Web: http://immm.opu.ua E-mail: immm.ukraine@gmail.com

© Одеський національний політехнічний університет, 2019

ЗМІСТ / CONTENTS

СТРУКТУРИ АРХІТЕКТУРИ СИСТЕМ УПРАВЛІННЯ ІНФОРМАЦІЙНОЮ БЕЗПЕКОЮ В.В. Мохор, В.В. Цуркан, Я.Ю. Дорогий, Ю.М. Штифурак	209	INFORMATION SECURITY MANAGEMENT SYSTEMS ARCHITECTURE FRAMEWORKS Mokhor V., Tsurkan V., Dorohyi Y., Shtyfurak Y.
ІДЕНТИФІКАЦІЯ ОКО-РУХОВОЇ СИСТЕМИ НА ОСНОВІ МОДЕЛІ ВОЛЬТЕРРИ І ТЕХНОЛОГІЇ АЙТРЕКІНГУ В.Д. Павленко, Д.В. Броска, В.С. Чорний	222	IDENTIFICATION OF THE OCULO-MOTOR SYSTEM BASED ON VOLTERRA MODEL AND EYE-TRACKING TECHNOLOGY Pavlenko V., Broska D., Chornyi V.
АДАПТИВНЕ МОДЕЛЮВАННЯ І ПРОГНОЗУВАННЯ ЕКОНОМІЧНИХ І ФІНАНСОВИХ ПРОЦЕСІВ П.І. Бідюк, О.П. Гожий, І.О. Калініна, В.Я. Данилов, О.Л. Жиров	231	ADAPTIVE MODELING AND FORECASTING ECONOMIC AND FINANCIAL PROCESSES Bidyuk P., Gozhyj O., Kalinina I., Danilov V., L. Jirov O.
МАТЕМАТИЧНІ МОДЕЛІ ВАГОНА-ЦИСТЕРНИ ТА НАЛИВНИХ ВАНТАЖІВ, ЩО ПЕРЕВОЗЯТЬСЯ НЕЮ С.А. Положаєнко, О.В. Рудковський	251	MATHEMATICAL MODEL OF BULK CARGOES AND CARS WAGONS WHICH ARE CARRYED IN IT Pozhaenko S., Rudkovsky O.
ПОЛІНОМІАЛЬНІ МЕТОДИ ОЦІНЮВАННЯ ПАРАМЕТРІВ СИГНАЛІВ НА ФОНІ НЕГАУСОВИХ КОРЕЛЬОВАНИХ ЗАВАД В.В. Палагін, О.В. Івченко, О.А. Палагіна, Д.А. Вєдєрніков	266	POLYNOMIAL METHODS FOR SIGNAL PARAMETERS ESTIMATION IN NON-GAUSSIAN CORRELATED NOISE Palahin V., Ivchenko A., Palahina E., Viediernikov D.

ОСОБЛИВОСТІ МАТЕМАТИЧНОГО МОДЕЛЮВАННЯ ДИНАМІКИ РІВНЯ РІДИНИ В БАРАБАННОМУ ПАРОГЕНЕРАТОРІ ЯК ОБ'ЄКТІ УПРАВЛІННЯ
В.Ф. Ложечніков, С.М. Григоренко, Н.В. Ложечнікова, М.С. Авраменко
280
FEATURES OF MATHEMATICAL MODELING OF LIQUID LEVEL'S DYNAMIC IN DRUM STEAM GENERATOR AS A CONTROLED OBJECT
Lozhechnikov V., Grigorenko S., Lozhechnikova N., Avramenko M.

РОЗРОБКА ГЕНЕРАТОРА ПСЕВДОВИПАДКОВИХ ЧИСЕЛ НА ОСНОВІ КЛІТИННИХ АВТОМАТІВ
Л.В. Дранишников., Р.Є. Бірюков
291
DEVELOPMENT OF A CELLULAR AUTOMATON BASED PSEUDORANDOM NUMBER GENERATOR
Dranishnikov L., Biryukov R.

ЗАДАЧА СКЛАДАННЯ КАЛЕНДАРНОГО ПЛАНУ ВИКОНАННЯ РОБІТ НА ПІДПРИЄМСТВІ З МІНІМІЗАЦІЄЮ СУМАРНОГО ВИПЕРЕДЖЕННЯ ДИРЕКТИВНИХ ТЕРМІНІВ ТА МАКСИМІЗАЦІЄЮ МОМЕНТУ ПОЧАТКУ ВИКОНАННЯ РОБІТ ПАРАЛЕЛЬНИМИ ПРИСТРОЯМИ
Д.О. Волошин, О.Г. Жданова, М.О. Сперкач
304
WORK PERFORMANCE SCHEDULING WITH MINIMIZATION OF OVERALL ADVANCE IN SCHEDULE DATE AND MAXIMIZATION OF THE MOMENT OF THE BEGINNING OF THE WORK PERFORMED BY PARALLEL DEVICES
Voloshyn D., Zhdanova O., Sperkach M.

ПРОГРАМНЕ ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ АВТОМАТИЗАЦІЇ ОЦІНКИ РИЗИКУ ВІДМОВ СКЛАДНИХ ТЕХНІЧНИХ СИСТЕМ
В.В. Вичужанін, Н.Д. Рудніченко, А.В. Вичужанін, А.Е. Козлов
315
EVALUATION AUTOMATION SOFTWARE RISK OF FAILURES OF COMPLEX TECHNICAL SYSTEMS
Vyuzhujanin V., Rudnichenko N., Vyuzhujanin A., Kozlov A.

СТЕГАНОГРАФІЧНИЙ МЕТОД, СТІЙКИЙ ДО ЗБУРНИХ ДІЙ
М.Є. Шелест, Т.В. Варда, І.І. Родюк
324
STEGANOGRAPHIC METHOD RESISTANT TO DISTURBING INFLUENCES
Shelest M., Varda T., Rodiuk I.

DOI 10.15276/imms.v9.no4.209
УДК 004[056.53+413.4]

Informatics and Mathematical Methods in Simulation
Vol. 9 (2019), No. 4, pp. 209-221

СТРУКТУРИ АРХІТЕКТУРИ СИСТЕМ УПРАВЛІННЯ ІНФОРМАЦІЙНОЮ БЕЗПЕКОЮ

В.В. Мохор[1], В.В. Цуркан[2], Я.Ю. Дорогий[2], Ю.М. Штифурак[2]

[1]Інститут проблем моделювання в енергетиці ім. Г.Є. Пухова Національної академії наук України, вул. Генерала Наумова, 15, м. Київ, 03164, Україна; e-mail: v.mokhor@gmail.com
[2]Національний технічний університет України «Київський політехнічний інститут імені Ігоря Сікорського»,
просп. Перемоги, 37, м. Київ, 03056, Україна; e-mail: v.v.tsurkan@gmail.com, argusyk@gmail.com, yura.shtyfurak@gmail.com

Розглянуто поняття структури архітектури систем управління інформаційною безпекою. Акцентовано увагу на тому, що це один з найбільш розповсюджених механізмів процесу їх архітектуризування. Показано його застосовність для розроблення, тлумачення, аналізування і використання описання архітектури систем управління інформаційною безпекою. Зважаючи на це, проаналізовано окремі різновиди структур. Зокрема, огляд і порівняльний аналіз методологій розроблення архітектур організацій; рамкові архітектури побудови інформаційних систем НАТО; аспекти використання структур при розробленні критичної ІТ інфраструктури; підходи до описання архітектури систем і окремих компонентів. Завдяки цьому встановлено можливість застосування структур стосовно розроблення архітектури систем управління інформаційною безпекою. Її представлено набором елементів і співвідношень між ними. Нею визначено одна або декілька зацікавлених сторін і їхня цікавість системою управління інформаційною безпекою. Цікавості структуровано однією або декількома точками зору на архітектуру. Кожною з них узагальнено структуру архітектури та, як наслідок, встановлено спосіб бачення означеної системи з урахуванням правил співвідношення. Показано можливість відображення архітектури систем управління інформаційною безпекою однією з таких типових різновидів структур: Захмана, Міністерства оборони Сполучених штатів Америки, Міністерства оборони Великобританії, відкритої групи, Крухтена «4+1», еталонної моделі для відкритого розподіленого оброблення, узагальненої еталонної архітектури організації. Проаналізовано особливості застосування типових структур стосовно розроблення архітектури систем управління інформаційною безпекою. Виокремлено аспекти, які доцільно при цьому врахувати. З огляду на них, зауважено їх орієнтованість на організації або системи, зокрема, програмні. Цим пояснено те, що здебільшого для розроблення архітектури використовується мова моделювання UML. Водночас показано перспективність застосування типових структур з огляду на встановлені особливості для розроблення архітектури систем управління інформаційною безпекою.

Ключові слова: система управління інформаційною безпекою, архітектура, описання архітектури, структура архітектури, концептуальна модель.

Вступ

Під структурою архітектури систем управління інформаційною безпекою розуміються домовленості, принципи та практики її описання у межах заданої області та/або об’єднання зацікавлених сторін. Це один з найбільш розповсюджених механізмів процесу архітектуризування систем. Завдяки його використанню розробляється, тлумачиться, аналізується і застосовується описання архітектури систем управління інформаційною безпекою з огляду на інтереси зацікавлених сторін. До того ж через структуру розкриваються умови описання та додаткові практики процесу архітектуризування систем [1, 2].

Аналіз останніх досліджень і публікацій

Останні дослідження і публікації орієнтовані на розглядання застосовності як окремих різновидів, так і структур архітектури систем та/або організацій загалом, наприклад, див. [1-6]. Зокрема, огляд і порівняльний аналіз методологій розроблення архітектури організацій виконано в [3]. Рамкові архітектури побудови інформаційних систем НАТО проаналізовано в [4]. Окрему увагу приділено їх використанню при розробленні критичної ІТ інфраструктури [5]. Крім цього, розглянуто підходи до описання архітектури як систем, так і окремих компонентів, зокрема [6].

Однак, розроблення систем управління інформаційною безпекою на основі структур архітектури залишилося поза увагою. Водночас можливість їх застосування стосовно таких систем розглянуто в [1, 2].

Мета роботи

Метою роботи є встановлення особливостей використання структур архітектури стосовно систем управління інформаційної безпекою.

Для досягнення сформованої мети розв'язано такі завдання:

- проаналізовано останні дослідження і публікації стосовно використання структур архітектури як до систем, так і, як наслідок, організацій;
- охарактеризовано концептуальну модель структури архітектури систем управління інформаційною безпекою;
- виокремлено та проаналізовано типові різновиди структур архітектури стосовно особливостей застосування до систем управління інформаційною безпекою.

Основна частина

Структура архітектури систем управління інформаційною безпекою представляється набором елементів і співвідношень між ними (див., наприклад [1], рис. 1). Так, нею визначаються принаймні одна або декілька зацікавлених сторін (зокрема [7], персонал, вище керівництво організації; підрядники) та їхня цікавість означеною системою в організації. Кожна з зацікавлених сторін може мати одну або декілька цікавостей. До того одна цікавість може бути притаманна декільком зацікавленим сторонам. Це відображається як користь або проблема, наприклад, від належного/неналежного управління ризиками інформаційної безпеки. Тоді як власне забезпечення збереженості конфіденційності, цілісності та доступності інформації завдяки оцінюванню ризиків є основною метою розробляння і впроваджування систем управління інформаційною безпекою в організації. У даному випадку організація є зовнішнім середовищем, яке, з одного боку, впливає, а, з іншого, взаємодіє з означеною системою [1, 2, 7].

Водночас одна або декілька цікавостей структуруються однією або декількома точками зору на архітектуру. Кожна з них є узагальненням структури архітектури, що встановлює спосіб бачення систем управління інформаційною безпекою. Точкою зору визначаються як зацікавлені сторони, так їхні цікавості. Крім цього здійснюється її узагальнення одним або декількома видами моделей [1, 2]. Їх різновидами, наприклад [8], при використані мови моделювання систем (Systems Modeling Language, SysML) є діаграми вимог, структури та поведінки.

Окрім точки зору, структура архітектури систем управління інформаційною безпекою узагальнюється правилами співвідношення [1]. Таке узагальнення обумовлено необхідністю їх встановлення між елементами концептуальної моделі (рис. 1).

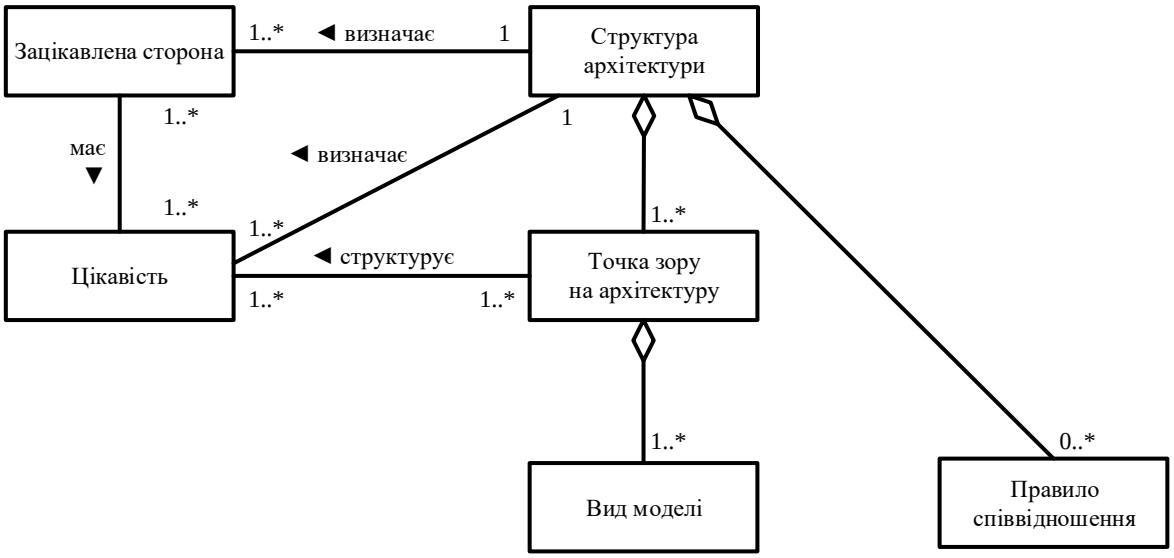


Рис. 1. Концептуальна модель структури архітектури систем управління інформаційною безпекою [1]

Як наслідок, архітектура систем управління інформаційною безпекою може відображатися одним з таких типових різновидів структур [1, 5]: Захмана, Міністерства оборони Сполучених штатів Америки, Міністерства оборони Великобританії, відкритої групи, Крухтена «4+1», еталонна модель для відкритого розподіленого оброблення, узагальнена еталонна архітектура організації.

Структура архітектури організації Захмана (The Zachman Enterprise Architecture Framework, ZEAF) є фундаментальною структурою, що відображається набором описових уявлень про системи управління інформаційною безпекою. Вона представляється таблицею 6×6 з виокремленими комунікаційними запитаннями як стовпцями та реіфікаційними перетвореннями як рядками (наприклад [9, 10], рис. 2). На перетині рядків і стовпців отримуються артефакти структури архітектури. Це обумовлено тим, що розташування кожного конкретного артефакту повинно бути визначеним і, як наслідок, відображення структури архітектури вважається завершеним лише за умови заповненості всіх комірок таблиці. Комірка вважається повною якщо вона містить артефакти, якими задаються системи управління інформаційною безпекою для конкретної ролі та з урахуванням конкретного аспекту. Завдяки цьому можливе адекватне описання даних систем з огляду на точку зору кожної зацікавленої сторони [5, 9, 10].

Описання структури архітектури систем управління інформаційною безпекою за Захманом здійснюється шляхом заповнення таблиці зверху вниз. Для цього використовується шість питальних слів: що, як, де, хто, коли та чому. Так, на першому рівні планується діяльність організації загалом, зокрема, визначаються її потреби та мета діяльності, внутрішні та зовнішні обставини стосовно їх впливання на системи управління інформаційною безпекою. Як зацікавлена сторона розглядається вище керівництво. Тоді як на другому рівні визначаються організаційні процеси (основні, додаткові), розмір і структура організації. Завдяки цьому отримується концептуальна модель систем управління інформаційною безпекою, що визначає притаманні їй функції. На даному рівні зацікавленою стороною є менеджер. Третій рівень орієнтований на розроблення логічної моделі з позицій архітектора. Характерною особливістю є описання процесів у термінах систем управління інформаційною безпекою. Її фізична модель отримується на четвертому рівні з огляду на точку зору проектувальника. При цьому враховуються обрані засоби та/або заходи забезпечення інформаційної безпеки. П’ятий рівень відповідає детальному реалізуванню систем управління інформаційною безпекою та зацікавленостей нею з боку розробника. Точка

зору користувача враховується на шостому рівні при описанні поведінки систем управління інформаційною безпекою [5, 9, 11].

Рис. 2. Структура архітектури Захмана [9, 10]

Структура архітектури відкритої групи (Open Group Architecture Framework, ToGAF) є методологією і структурою архітектури організації (наприклад [12], рис. 3). Включає набір стандартів, методів, зв'язків між фахівцями. Завдяки цьому можливе послідовне відображення потреб зацікавлених сторін, використання кращих практик та приділяння належної уваги як поточним вимогам, так і очікуваним потребам діяльності організації. Це досягається ітеративністю моделі процесів розроблення архітектури систем управління інформаційною безпекою з урахуванням наявних архітектурних ресурсів [12].

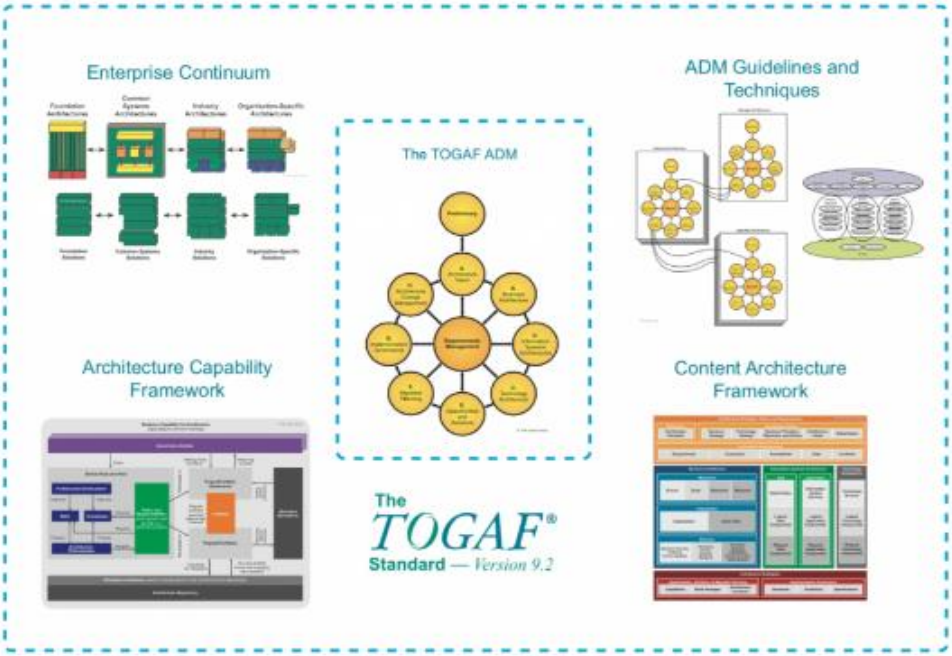


Рис. 3. Структура архітектури відкритої групи [12]

Найбільш важливим елементом у межах підходу ToGAF є метод розроблення архітектури (Architecture Development Method, ADM). За основу його використання взято покрокове розроблення архітектури систем управління інформаційною безпекою. Результат застосування ADM включає створення архітектурної бази, розроблення контенту, а також перехід та керування реалізацією архітектури. Такі заходи є основною ітеративного циклу її розроблення. Завдяки цьому можливе врахування мети діяльності та потреб зацікавлених сторін при розробленні архітектури систем управління інформаційною безпекою. Ітераційність ADM досягається виокремленням восьми фаз його застосовності. Так, на попередній фазі описуються першочергові дії налаштування структури ToGAF для розроблення архітектури систем управління інформаційною безпекою. Далі здійснюється послідовне проходження від встановлення області розроблення (фаза A) до керування її змінами (фаза H). Водночас можливе повернення від однієї фази до іншої для уточнення і деталізування розроблення архітектури [5, 12].

Структура архітектури Міністерства оборони Сполучених штатів Америки (Department of Defense Architecture Framework, DoDAF) є структурою та концептуальною моделлю, що сприяє прийняттю рішень зацікавленими сторонами (наприклад [13], рис. 4). Це досягається завдяки організованому обміну інформацією в організації. Як наслідок, використання DoDAF для розроблення архітектури систем управління інформаційною безпекою зосереджується на архітектурних даних, а не артефактах. При цьому на власників процесів організації (наприклад, вище керівництво, менеджери) покладається встановлення вимог та контролювання розвитку архітектури в межах їх повноважень і діяльності. Ними обирається архітектор та команда її розроблення з огляду на встановлені вимоги до архітектури систем управління інформаційною безпекою. Таким підходом забезпечується повторне використання інформації та обмін артефактами, моделями та точками зору на неї для спільного розуміння зацікавленими сторонами [5, 13].

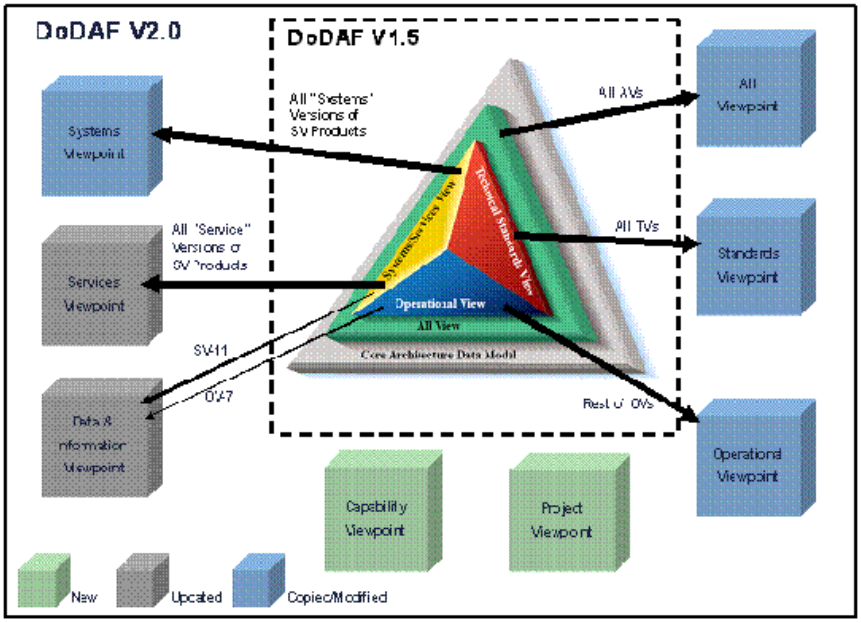


Рис. 4. Структура архітектури Міністерства оборони Сполучених штатів Америки [13]

За підходом DoDAF розроблення архітектури систем управління інформаційною безпекою зводиться до шести кроків [13]. На першому з них визначається її призначення та цільове використання. Насамперед, як описуватиметься архітектура, методи її розроблення, категорії архітектурних даних, потенційний вплив і процес оцінювання зусиль з огляду на задоволеність зацікавлених сторін. Область

застосування архітектури систем управління інформаційною безпекою встановлюється упродовж другого кроку. Завдяки цьому задається глибина та широта її описання, завдання, сутність і рівень деталізації. Третій крок орієнтований на визначення даних, що потрібні для підтримання розроблення архітектури систем управління інформаційною безпекою. Рівень деталізації даних і їх атрибутів встановлюється за результатами аналізування процесів в організації. Зважаючи на це, архітекторами накопичуються, упорядковуються і зберігаються дані в межах четвертого кроку. Для цього використовуються відповідні представлення, наприклад [13], діяльності, процесів і моделей даних. Аналізування архітектурних даних на п'ятому кроці дозволяє визначити та оцінити рівень дотримання вимог власниками процесів. Як наслідок, можливе або встановлення додаткових вимог, або уточнення поточних, зокрема, з третього по п'ятий кроки. На шостому кроці архітектурні дані представляються у зручному для прийняття рішень виді. Цьому сприяють результати, що отримуються за результатами третього та четвертого кроків.

Структура архітектури міністерства оборони Великобританії (British Ministry of Defence Architecture Framework, MoDAF) є набором правил і шаблонів описання, аналізування та ефективного керування оборонними організаціями зі структурою за підходом DoDAF (див., наприклад [5, 14], рис. 5). Цей набір правил і шаблонів тлумачиться як «представлення». Їх використання дозволяє графічно та текстово візуалізувати архітектуру систем управління інформаційною безпекою в організації. При цьому виокремлюється сім таких представлень, кожне з яких відображає окремий аспект зацікавлених сторін, а саме [5]: мету діяльності та ресурси для її досягнення (стратегічне); діяльність, функції ведення господарської та операційної діяльності (операційне); послуги підтримання завдань і дій операційного представлення (сервісно-орієнтоване); наслідки реалізування операційних та сервісно-орієнтованих представлень (системне); стандарти, правила, політики та настанови застосування до аспектів архітектури (технічне); потреби реалізування (придбання).

При використанні MoDAF для описання архітектури систем управління інформаційною безпекою в організації використовуються концептуальні моделі. З огляду на це складні проблеми діяльності поділяються на компоненти. Кожен з таких компонентів описується на найвищому рівні в мета-моделі MoDAF через подання інформації за допомогою різних точок зору. Хоча мета-модель є узагальненою моделлю будь-якої організації, кожен з компонентів доцільно створювати за конкретними стандартами для конкретної організації. При цьому забезпечується узгодженість і взаємозв'язок між представленням і даними. Такий підхід дозволяє забезпечити узгоджене використання різних середовищ моделювання архітектури [5, 14].

Рис. 5. Структура архітектури Міністерства оборони Великобританії [14]

Структура архітектури Крухтена «4+1» («4+1» View Model of Architecture Philippe Kruchten) орієнтована на використання п'яти представлень (наприклад [15], рис. 6). Зокрема, логічного, процесів, розроблення, фізичного, сценаріїв. Логічне представлення відображає об'єктну модель систем управління інформаційною безпекою. При цьому можливе виокремлення її як статичної (наприклад, діаграма класів), так і динамічної (наприклад, діаграма діяльності) логічної структур. Їх використання орієнтоване на представлення функціональних вимог до систем управління інформаційною безпекою. Тоді як нефункціональні вимоги враховуються за допомогою представлення процесів. Серед них виокремлюються, наприклад, доступність, продуктивність, стійкість до відмов. За даним представленням, процеси відображаються на декількох рівнях абстрагування. Так, на верхньому рівні процеси представляються набором незалежних логічних мереж програм з урахування застосовності фізичних (апаратних ресурсів). Тому рівень представлення процесів загалом орієнтований на «тактичне» керування завданнями. Це дозволяє виокремлювати серед них основні та додаткові і, як наслідок, розподіляти ресурси для їх виконання. Середовище розроблення систем, зокрема, управління інформаційною безпекою, розглядається на відповідному рівні представлення – розроблення. Передусім приділяється увага створенню і поєднанню підсистем в єдине ціле з урахуванням співвідношень між ними. Кожна з таких підсистем може розроблятися одним або декількома розробниками. В даному випадку повнота систем управління інформаційною безпекою залежить від описання усіх її елементів. До того ж, на даному рівні представлення враховуються внутрішні вимоги стосовно використання, наприклад, мов програмування, середовищ розроблення. Фізичним представленням систем управління інформаційною безпекою враховується, насамперед, реалізування нефункціональні вимог. Серед них виокремлюються доступність, надійність (відмовостійкість), продуктивність, масштабованість. При цьому визначаються такі елементи як мережі, процеси, завдання і об'єкти. Кожен з них відображається різними вузлами. Це дозволяє використовувати різні фізичні конфігурації залежно від завдань. Наприклад, розроблення або тестування, впровадження з огляду на потреби зацікавлених сторін. Цим обумовлюється гнучкість фізичного представлення систем управління інформаційною безпекою на рівні вузлів. Неперервність зазначених представлень забезпечується на рівні сценаріїв. Вони розглядаються як абстрагування найбільш важливих вимог до систем управління інформаційною безпекою. Для їх представлення використовуються діаграми сценаріїв і взаємодії. Звідси й назва структури архітектури Крухтена – «4+1» [15].

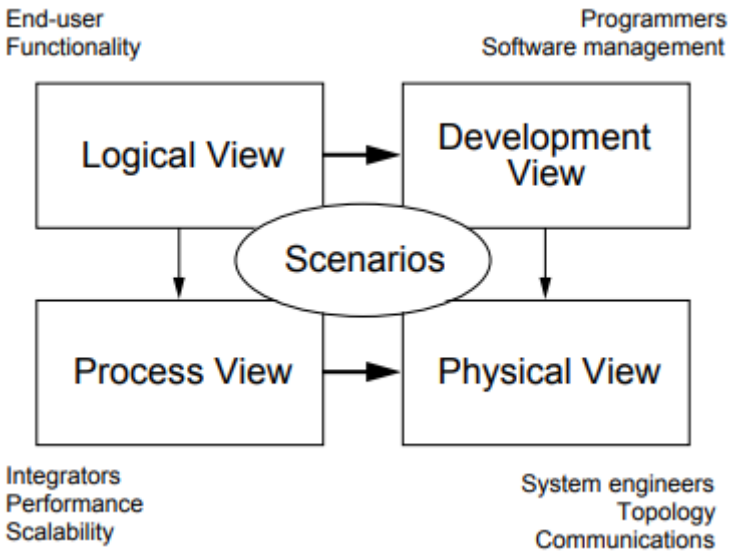


Рис. 6. Структура архітектури Крухтена «4+1» [15]

Еталонна модель для відкритого розподіленого оброблення (Reference Model of Open Distributed Processing, RM-ODP) (наприклад [16, 17]) орієнтується на створення архітектури систем управління інформаційною безпекою, якою підтримується розподіленість, міжсистемна взаємодія, сумісність і портативність [17]. Розробленню такого підходу передувала необхідність стандартизування моделі відкритого розподіленого оброблення як всередині організації, так і між ними. За основу такого оброблення взято узагальнену модель взаємодії відкритих систем.

Фундаментальними елементами структури RM-ODP є підхід до моделювання об'єктів для специфікування системи, специфікування системи з урахуванням точок зору, визначення інфраструктури системи, структури оцінювання відповідності систем [16]. Першим елементом забезпечується використання усталених практик об'єктно-орієнтованого підходу. Врахування потреб зацікавлених сторін стосовно специфікацій систем здійснюється другим елементом. Третій елемент втілює визначення функцій і структури систем відповідно до стандартів ODP. Тоді як четвертим елементом встановлюється одноманітність поведінки як підсистем, так і системи загалом [5, 16].

За структурою RM-ODP можливе використання п'яти точок зору для представлення різних аспектів систем управління інформаційною безпекою [5, 16, 17], а саме: організація, інформація, обчислювальна, інженерія, технологія. Точкою зору «Організація» визначаються вимоги високого рівня до систем, такі як мета, область впровадження, спільнота або користувачі, політика діяльності, керівні принципи, потоки та обмеження, виконані дії. Представлення семантики інформації, інформаційних структур, а також обмежень на тлумачення і використання інформації здійснюється у межах точки зору «Інформація». Обчислювальна точка зору орієнтована на функціональне декомпозиціювання систем об'єктами, що взаємодіють між собою через інтерфейси. Вони можуть бути як обчислювальними, так і об'єктами інфраструктури систем. Точкою зору «Інженерія» фокусуються на механізмах і функціях підтримання взаємодії між розподіленими об'єктами систем. Обирання технологій, продуктів, стандартів і технологічних об'єктів для підтримання реалізування систем здійснюється з огляду на точку зору «Технологія» [5, 16].

Модель відкритого розподіленого оброблення стандартизована міжнародними стандартами у чотирьох частинах [5]. Частиною 1 (ISO 10746-1 / ITU-T X.901) надається огляд і настанови використання еталонної моделі. Описання основ концепцій, визначення понять, правил та функцій моделювання систем ODP виконано в Частинах 2 та 3 (ISO 10746-2 / ITU-T X.902 та ISO 10746-3 / ITU-T X.903). Частиною 4 (ISO 10746-4 / ITU-T X.904) представляється описання архітектурної семантики, яка є технічною методикою опису для Частин 2 та 3. Основна мета використання цих стандартів полягає в наданні можливості реалізування переваг розподілу послуг оброблення інформації в гетерогенних середовищах за структурою RM-ODP.

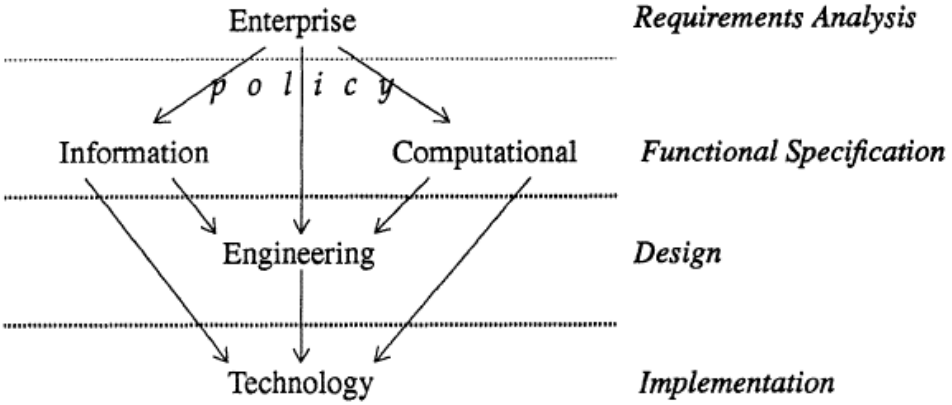


Рис. 7. Точки зору еталонної моделі відкритого розподіленого оброблення та інженерія програмного забезпечення [17]

Узагальнена еталонна архітектура та методологія організації (Generalised Enterprise Reference Architecture and Methodology, GERAM) орієнтована на врахування змін середовища діяльності організації при розробленні систем управління інформаційною безпекою. Представляється методами, моделями та інструментальними засобами розроблення і підтримання частини організації, організації загалом або мережі організацій (наприклад [18], рис. 8). Характерною особливістю даної структури є об'єднання підходів на основі моделей продуктів і врахування процесів. Крім цього важливим аспектом застосування є визначення циклів зворотного зв'язку на різних рівнях діяльності організації. Це розглядається як необхідна умова вдосконалення функціонування організації і, як наслідок, її адаптування до змінення технологій, суспільства, ринку [18].

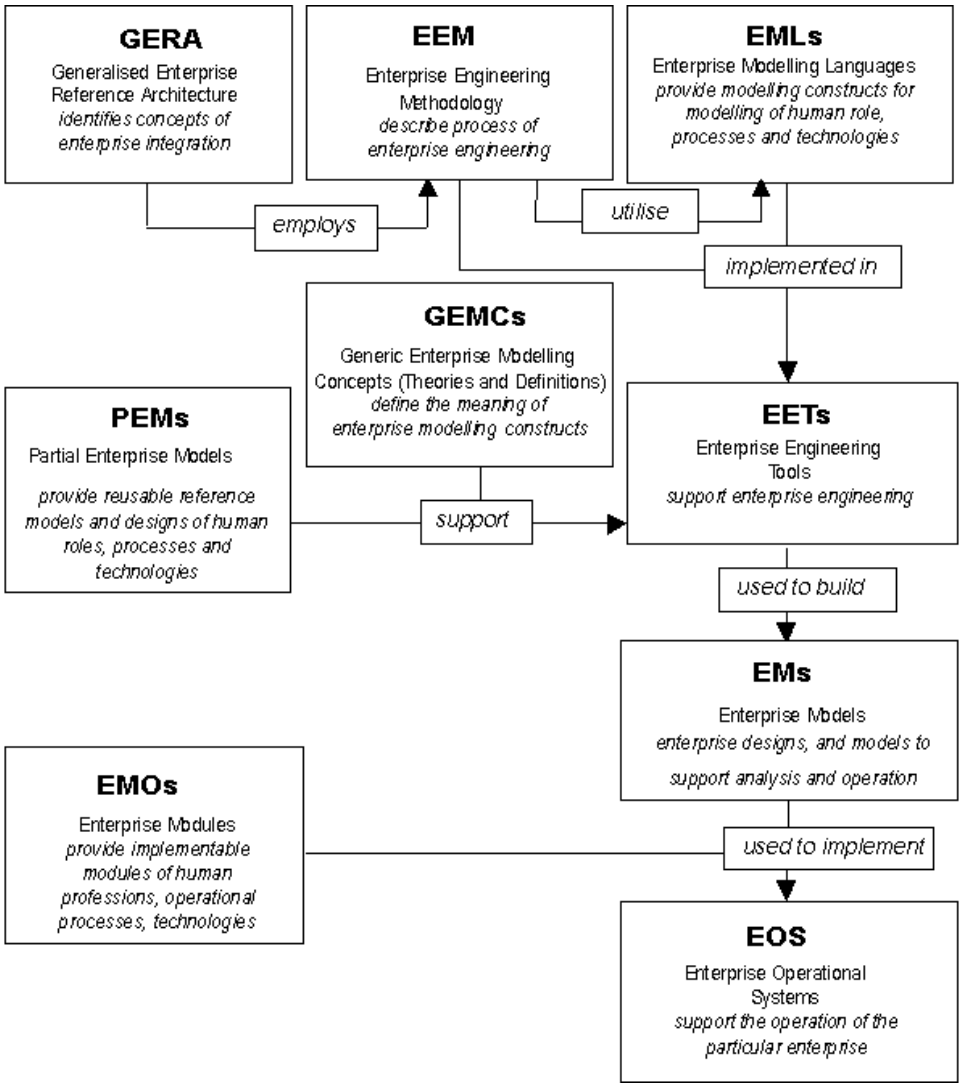


Рис. 8. Узагальнена еталонна архітектура організації і методології [18]

Одним із найбільш важливих елементів структури GERAM (рис. 8) є узагальнена стандартна архітектура організації (Generalised Enterprise Reference Architecture, GERA). Ним визначаються основні поняття стосовно розроблення і підтримання архітектури організації. Крім цього виокремлюються методологія інженерії організації (Enterprise Engineering Methodology, EEM) і мови моделювання організації (Enterprise Modelling Languages, EMLs). Вони використовуються для описування та моделювання структури, сутності та поведінки організацій. Водночас можливе представлення ролі людини в діяльності організації. До того ж процесів і технологій, що їх підтримують. Процес моделювання дозволяє побудувати моделі організації (Enterprise Models, EMs).

Ними представляються усі або частина операцій, завдання, її структура, інформаційні системи та системи управління. Такі моделі використовуються для впровадження операційної системи організації (Enterprise Operational Systems, EOS) і вдосконалювання здатності до оцінювання організаційних чи оперативних альтернатив. Тоді як застосовність методології інженерії і мов моделювання організації супроводжується інструментальними засобами (Enterprise Engineering Tools, EETs). Семантика мов моделювання визначається онтологіями, мета-моделями та словниками. Вони в сукупності називаються загальними концепціями моделювання організацій (Generic Enterprise Modelling Concepts, GEMC). При цьому процес моделювання вдосконалюється окремими моделями (Partial Enterprise Models, PEMs), якими відображаються ролі людей, процесів і технологій [18].

Розглянуті структури архітектур стосовно їх застосовності до систем управління інформаційною безпекою зведено в табл. 1 [1, 2, 5, 9-18]. З огляду на неї, доцільно зауважити їх орієнтованість на організації або системи, зокрема, програмні. Цим пояснюється те, що здебільшого для розроблення архітектури використовується універсальна мова моделювання (Unified Modeling Language, UML). Тоді як жодна з структур на практиці не застосовується для розроблення архітектури систем управління інформаційною безпекою.

Таблиця 1.

Порівняння структур архітектури для систем управління інформаційною безпекою

Різновид структури архітектури	Об’єкт застосовності структури архітектури	Мова моделювання	Застосовність до систем управління інформаційною безпекою
ZEAF	Система, організація	ArchiMate, UML	–
ToGAF	Система, організація	ArchiMate	–
DoDAF	Дані, система, організація	SysML, UML	–
MoDAF	Система, організація	SysML, UML	–
Крухтена «4+1»	Програмна система	UML	–
RM-ODP	Організація, система	UML	–
GERAM	Система, організація	EML	–

Висновки

Показано орієнтованість типових структур архітектури здебільшого на використання в організаціях та/або системах, зокрема, програмних. Як виняток, розглянуто приклади розроблення архітектури критичної IT інфраструктури. При цьому встановлено можливість використання типових структур стосовно систем управління інформаційною безпекою.

Охарактеризовано концептуальну модель структури архітектури систем управління інформаційною безпекою. Виокремлено її елементи (структура архітектури, точка зору на архітектуру, вид моделі, правило співвідношення, зацікавлені сторони,

цікавості) та співвідношення між ними. Акцентовано увагу на забезпеченні збереженості конфіденційності, цілісності та доступності інформації в організації завдяки оцінюванню ризиків як основній меті розроблення означених систем.

Проаналізовано особливості застосування типових структур стосовно розроблення архітектури систем управління інформаційною безпекою. Виокремлено аспекти, які доцільно при цьому врахувати. Водночас показано перспективність їх застосування з огляду на встановлені особливості для розроблення архітектури систем управління інформаційною безпекою.

Список літератури

1. ISO/IEC 42010:2011. Systems and software engineering. Architecture description. [First edition 2011-12-01]. Geneva, 2011. 46 p.
2. Мохор В.В., Цуркан В.В., Бакалинський О.О. Архітектура системи управління інформаційною безпекою. *Безпека інформації в інформаційно-телекомунікаційних системах : матеріали XX Ювілейної Міжнародної науково-практичної конференції* (м. Київ, 22-24 трав. 2018 р.). Київ, 2018. С. 38.
3. Штейнгарт Е.А., Бурмистров А.Н. Обзор и сравнительная характеристика методологий разработки архитектуры предприятия. *Научно-технические ведомости СПбГПУ. Экономические науки*. 2016. Т.245,№3. С. 111-129.
4. Кірпічіков Ю.А., Федорієнко В.А., Головченко О.В., Андрощук О.В. Аналіз рамкових архітектур побудови інформаційних систем НАТО та визначення особливостей архітектури C4ISR. *Збірник наукових праць Центру воєнно-стратегічних досліджень Національного університету оборони України імені Івана Черняховського*. 2017. Т.59,№ 1. С. 78-84.
5. Dorogyy Y., Tsurkan V., Telenyk S., Doroha-Ivaniuk O. A comparison enterprise architecture frameworks for critical IT infrastructure design. *Information Technology and Security*. 2017. Vol.5, Iss.2(9). Pp. 90-118.
6. Yamamoto S., Qiang Z., Morisaki S. A Composite Dependability for Enterprise Architecture. *Knowledge-Based and Intelligent Information & Engineering Systems*. 2018. Vol.126. Pp. 1130-1137.
7. ДСТУ ISO/IEC 27001:2015. Інформаційні технології. Методи захисту. Системи управління інформаційною безпекою. Вимоги (ISO/IEC 27001:2013; Cor 1:2014, IDT). [На заміну ДСТУ ISO/IEC 27001:2010; чинний від 2015-12-18]. Вид. оф. Київ : ДП «УкрНДНЦ», 2015. 51 с.
8. SysML Open Source Project. URL: https://sysml.org/.
9. Zachman J.A. The Concise Definition of The Zachman Framework. URL: https://www.zachman.com/about-the-zachman-framework.
10. Zachman J.A. The Framework for Enterprise Architecture: Background, Description and Utility. URL:https://www.zachman.com/resources/ea-articles-reference/327-the-framework-for-enterprise-architecture-background-description-and-utility-by-john-a-zachman.
11. Карпенко С. Применение модели Захмана для проектирования ИТ-архитектуры предприятия. URL: http://www.management.com.ua/ims/ims177.html.
12. The TOGAF Standard, Version 9.2 Overview URL: https://www.opengroup.org/ togaf.
13. The DoDAF Architecture Framework Version 2.02. URL: https://dodcio.defense.gov/ Library/DoD-Architecture-Framework/.
14. MOD Architecture Framework. URL: https://www.gov.uk/guidance/mod-architecture- framework.
15. Kruchten, P. The «4+1» view model of software architecture. *IEEE Software*. 1995. Vol.12, Iss.6. Pp. 42-50.
16. The Reference Model of Open Distributed Processing (RM-ODP). URL: http://www.rm-odp.net/.
17. Raymond K., Armstrong L. Reference Model of Open Distributed Processing (RM-ODP): Introduction. *Open Distributed Processing*. 1994. Pp. 3-14.
18. GERAM: Generalised Enterprise Reference Architecture and Methodology. URL: http://www.ict.griffith.edu.au/~bernus/taskforce/geram/versions/geram1-6-3/ v1.6.3.html.

INFORMATION SECURITY MANAGEMENT SYSTEMS ARCHITECTURE FRAMEWORKS

V.V. Mokhor[1], V.V. Tsurkan[2], Y.Y. Dorohyi[2], Y.M. Shtyfurak[2]

[1]Pukhov Institute for Modelling in Energy Engineering of National Academy of Sciences of Ukraine,
15, General Naumov Str, Kyiv, 03164, Ukraine; e-mail: v.mokhor@gmail.com
[2]National Technical University of Ukraine «Igor Sikorsky Kyiv Polytechnic Institute»,
37, Peremohy Ave., Kyiv, 03056, Ukraine; e-mail: v.v.tsurkan@gmail.com,
argusyk@gmail.com, yura.shtyfurak@gmail.com

The concept of information security management systems architecture framework is considered. Attention is drawn to the fact that this is one of the most common mechanisms of their architectural process. Its applicability for the development, interpretation, analysis and use of the information security management systems architecture description is shown. In view of this, some variants of frameworks have been analyzed. In particular, review and comparative analysis of methodologies for developing architectures of organizations; architecture frameworks for building NATO information systems; aspects of the use of frameworks in the development of critical IT infrastructure; approaches to describing the architecture of systems and individual components. Thanks to this, the possibility of applying frameworks to develop the information security management systems architecture has been established. It is represented by a set of elements and relations between them. It identifies one or more stakeholders and their interest in the information security management system. Interests are structured by one or more perspectives on architecture. Each of them summarizes the architecture framework and, as a consequence, establishes a way of seeing the specified system in accordance with the rules of ratio. The possibility of displaying the information security management systems architecture by one of the following types of frameworks is shown: Zahman, United States Department of Defense, Ministry of Defense of the United Kingdom, open group, Krukhten «4 + 1», reference model for open distributed processing, generalized reference architecture. The peculiarities of application of typical frameworks in the development of the information security management systems architecture are analyzed. Aspects that should be taken into account are distinguished. In view of them, their focus on organizations or systems, particularly software, is noted. This explains that mostly UML is used to design the architecture. At the same time the prospect of application of typical frameworks in view of the established features for the development of the information security management systems architecture is shown.

Keyword: information security management system, architecture, architecture description, architecture framework, conceptual mode.

СТРУКТУРЫ АРХИТЕКТУРЫ СИСТЕМ УПРАВЛЕНИЯ ИНФОРМАЦИОННОЙ БЕЗОПАСНОСТИ

В.В. Мохор[1], В.В. Цуркан[2], Я.Ю. Дорогой[2], Ю.М. Штифурак[2]

[1]Институт проблем моделирования энергетики им. Г.Е. Пухова Национальной академии наук Украины,
ул. Генерала Наумова, 15, г. Киев, 03164, Украина; e-mail: v.mokhor@gmail.com
[2]Национальный технический университет Украины «Киевский политехнический институт имени Игоря Сикорского»,
проспект Победы, 37, г. Киев, 03056, Украина; e-mail: v.v.tsurkan@gmail.com, argusyk@gmail.com, yura.shtyfurak@gmail.com

Рассмотрены понятия структуры архитектуры систем управления информационной безопасности. Акцентировано внимание на том, что это один из наиболее распространенных механизмов процесса их архитектуризации. Показано его применимость для разработки, толкования, анализа и использования описания архитектуры систем управления информационной безопасностью. Учитывая это проанализированы отдельные разновидности структур. В частности, обзор и сравнительный анализ методологий разработки архитектур организаций; рамочные архитектуры построения информационных систем НАТО; аспекты использования структур при разработке критической ИТ инфраструктуры; подходы к описанию архитектуры систем и отдельных компонентов. Благодаря этому установлена возможность применения структур относительно разработки архитектуры систем управления информационной безопасностью. Ее представлено набором элементов и соотношений между ними. Ею определено одна или несколько заинтересованных сторон и их интерес системой управления информационной безопасностью. Интересы структурированы одной или несколькими точками зрения на архитектуру. Каждой из них обобщено структуру архитектуры и, как следствие, установлено способ виденья данной системы с учетом правил соотношений. Показана возможность отображения архитектуры систем управления информационной безопасностью одной из таких типовых разновидностей структур: Захмана, Министерства обороны Соединенных Штатов Америки, Министерства обороны Великобритании, открытой группы, Крухтена «4+1», эталонной модели для открытой распределенной обработки, обобщенной эталонной архитектуры организации. Проанализированы особенности применения типовых структур относительно разработки архитектуры систем управления информационной безопасностью. Выделены аспекты, которые целесообразно при этом учитывать. С учетом этого, отмечено их ориентированность на организации или системы, в частности, программные. Этим объясняется то, что в большинстве случаев для разработки архитектуры используется язык моделирования UML. В тоже время показано перспективность применения типовых структур учитывая установленные особенности разработки архитектуры систем управления информационной безопасностью.

Ключевые слова: система управления информационной безопасностью, архитектура, описания архитектуры, структура архитектуры, концептуальная модель.

DOI 10.15276/imms.v9.no4.222
УДК 681.5.015.52

Informatics and Mathematical Methods in Simulation
Vol. 9 (2019), No. 4, pp. 222-230

ІДЕНТИФІКАЦІЯ ОКО-РУХОВОЇ СИСТЕМИ НА ОСНОВІ МОДЕЛІ ВОЛЬТЕРРИ І ТЕХНОЛОГІЇ АЙТРЕКІНГУ

В.Д. Павленко, Д.В. Броска, В.С. Чорний

Одеський національний політехнічний університет,
просп. Шевченка, 1, Одеса, 65044, Україна; e-mail: pavlenko_vittalij@ukr.net,
dmitrij.broska98@gmail.com, chornyyvova@ukr.net

Дослідження рухів очей людини і траєкторії їх переміщення дозволяють розкрити структуру взаємин індивіда з середовищем, людини зі світом. Аналіз взаємозв'язку окуломоторики з центральною нервовою системою, з одного боку, з вмістом психічних процесів – з іншого, з різноманітними формами активності (поведінкою, діяльністю, спілкуванням) – з третьої, сприяє вивченню механізмів роботи мозку і їх порушення, виявлення динаміки психофізіологічних станів людини, закономірностей сприйняття, мислення, уявлень, диференціації інтенцій, намірів і установок особистості. Знання про рух очей мають велике теоретичне і прикладне значення, розширюючи можливості вивчення специфіки багатьох професій з метою підвищення ефективності функціонування суб'єкта трудової діяльності. Метою роботи є розробка інструментальних програмних засобів побудови непараметричної динамічної моделі око-рухової системи (ОРС) людини з урахуванням її інерційних і нелінійних властивостей на основі даних експериментальних досліджень «вхід-вихід» з використанням тестових візуальних стимулів та інноваційної технології айтрекінгу. Об’єкт дослідження – процес ідентифікації ОРС на основі даних відстеження руху очей – відгуків на зовнішні впливи у вигляді візуальних стимулів, що відображаються на екрані монітора (процес айтрекінгу). Предмет дослідження – інструментальні обчислювальні і програмні засоби побудови моделі Вольтерри ОРС у вигляді багатовимірних перехідних функцій на основі даних айтрекінгу. Розроблено в середовищі системи Matlab програмні засоби ідентифікації ОРС. Використовуються тестові візуальні стимули у вигляді яскравих точок, які послідовно відображаються на різних відстанях від стартової позиції, що формально відповідає різним амплітудам тестових ступінчатих сигналів. Визначаються перехідні функції 1-го, 2-го та 3-го порядків за допомогою методу найменших квадратів. Розроблені програмні засоби обробки даних айтрекінгу апробовано на реальних даних експериментального обстеження ОРС. Верифікація побудованої моделі підтверджує адекватність її досліджуваної ОРС – практичний збіг (в межах прийнятної похибки) відгуків ОРС і її моделі при одному і тому ж тестовому сигналі.

Ключові слова: око-рухова система, ідентифікація, модель Вольтерри, багатовимірні перехідні функції, тестові візуальні стимули, технологія айтрекінгу.

Вступ

Дослідження рухів очей людини і траєкторії їх переміщення (айтрекінг) дозволяють розкрити структуру взаємин індивіда з середовищем, людини зі світом. Аналіз взаємозв'язку окуло-моторики з центральною нервовою системою, з одного боку, з вмістом психічних процесів – з іншого, з різноманітними формами активності (поведінкою, діяльністю, спілкуванням) – з третього, сприяє вивченню механізмів роботи мозку і їх порушення, виявлення динаміки психофізіологічних станів людини, закономірностей сприйняття, мислення, уявлень, диференціації інтенцій, намірів і установок особистості.

Знання про рух очей мають велике теоретичне і прикладне значення, розширюючи можливості вивчення специфіки багатьох професій з метою підвищення ефективності функціонування суб'єкта трудової діяльності.

Технологія айтрекінгу в останні роки отримала подальший розвиток та ефективне застосування при побудові математичної моделі процесу неперервного відстеження руху ока на основі поліномів Вольтерри, які враховують інерційні і нелінійні властивості окорухової системи людини [1-5]. Процес ідентифікації ґрунтується на використанні тестових візуальних стимулів, що відображаються на екрані монітора комп'ютера на різних відстанях від стартової позиції.

Мета роботи

Метою роботи є розробка інструментальних програмних засобів побудови непараметричної динамічної моделі Вольтерри окорухової системи людини на основі даних експериментальних досліджень «вхід-вихід» з застосуванням тестових візуальних стимулів та технології айтрекінгу.

Для побудови моделі Вольтерри ОРС людини використовуються детерміновані тестові впливи – ступінчасті сигнали, найбільш адекватні для дослідження динаміки ОРС, що дозволяє спростити обчислювальний алгоритм ідентифікації та істотно зменшити час обробки експериментальних даних [6].

Об'єкт дослідження – процес ідентифікації ОРС на основі даних експериментальних досліджень «вхід-вихід» із застосуванням технології айтрекінгу.

Предмет дослідження – інструментальні обчислювальні і програмні засоби побудови моделі Вольтерри – визначення перехідних функцій 1-го, 2-го та 3-го порядків ОРС за даними айтрекінгу.

Основна частина

Модель Вольтерри. Для опису об'єктів невідомої структури доцільно використовувати найбільш універсальні нелінійні непараметричні динамічні моделі – моделі Вольтерри [7]. При цьому нелінійні і динамічні властивості досліджуваного об'єкту однозначно описуються послідовністю інваріантних відносно виду вхідного сигналу багатовимірних вагових функцій – ядер Вольтерри (ЯВ).

Співвідношення «вхід–вихід» для нелінійної динамічної системи (НДС) з невідомою структурою (типу «чорний ящик») з одним входом і одним вихідом може бути представлено дискретним кубічним поліномом Вольтерри у вигляді:

$$\begin{aligned} y[m] = \sum_{n=1}^{3} y_n[m] = \sum_{k_1=0}^{m} w_1[k_1]x[m-k_1] + \sum_{k_1=0}^{m}\sum_{k_2=0}^{m} w_2[k_1,k_2]x[m-k_1]x[m-k_2] + \\ + \sum_{k_1=0}^{m}\sum_{k_2=0}^{m}\sum_{k_3=0}^{m} w_3[k_1,k_2,k_3]x[m-k_1]x[m-k_2]x[m-k_3], \end{aligned} \tag{1}$$

де $w_1[k_1]$, $w_2[k_1,k_2]$, $w_3[k_1,k_2,k_3]$ – дискретні вагові функції (ядра Вольтерри) 1-го, 2-го та 3-го порядків; $x[m]$, $y[m]$ – вхідна (стимул) і вихідна (відгук) функції (сигнали) системи, яка моделюється, відповідно; $y_n[m]$ – парціальні складові відгуку (згортка послідовностей n-го порядку); m – дискретна перемінна часу.

Побудова моделі Вольтерри ОРС на основі даних експериментів «вхід-вихід». Задача ідентифікації полягає у виборі тестових сигналів $x[m]$ і розробці алгоритму, який дозволяє по вимірюваним відгукам $y[m]$ виділяти парціальні складові $y_n[m]$, (n=1, 2, 3) і визначати на їх основі ЯВ $w_1[k_1]$, $w_2[k_1,k_2]$, $w_3[k_1,k_2,k_3]$.

З урахуванням специфіки досліджуваної ОРС для ідентифікації використовуються тестові ступінчасті сигнали [5, 6]. Якщо тестовий сигнал $x[m]=\theta[m]$, де $\theta[m]$ – одинична функція (функція Хевісайда), тоді парціальні складові відгуку $y_1[m]$, $y_2[m]$, $y_3[m]$

дорівнюватимуть перехідної функції першого порядку $h_1[m]$ і діагональним перетинам перехідних функцій 2-го і 3-го порядків $h_2[m,m], h_3[m,m,m]$, відповідно:

$$y_1[m] = h_1[m] = \sum_{k_1=0}^{m} w_1[m-k_1],$$

$$y_2[m] = h_2[m,m] = \sum_{k_1=0}^{m} \sum_{k_2=0}^{m} w_2[m-k_1, m-k_2],$$

$$y_3[m] = h_2[m,m,m] = \sum_{k_1=0}^{m} \sum_{k_2=0}^{m} \sum_{k_3=0}^{m} w_3[m-k_1, m-k_2, m-k_3].$$

Визначення піддіагональних перетинів перехідних функцій ґрунтується на випробуванні НДС за допомогою L тестових ступінчастих сигналів із заданими амплітудами a_i, i=1,2,…,L (L>=N, N – ступінь полінома Вольтерри). Відгуки НДС, що при цьому вимірюються, позначимо $y_1[m]$, $y_2[m]$, … , $y_L[m]$. Відгуки моделі Вольтерри дорівнюватимуть

$$\tilde{y}_i[m] = a_i \hat{y}_1[m] + a_i^2 \hat{y}_2[m] + a_i^3 \hat{y}_3[m], \quad i=1, 2, \ldots, L;$$

де $\hat{y}_1[m] = \hat{h}_1[m], \hat{y}_2[m] = \hat{h}_2[m,m], \hat{y}_3[m] = \hat{h}_3[m,m,m]$ – отримані оцінки парціальних складових моделі (багатовимірних перехідних функцій).

Для визначення перехідних функцій $h_1[m], h_2[m,m], h_3[m,m,m]$ використовується метод найменших квадратів (МНК), який забезпечує мінімум середньоквадратичної похибки відхилення відгуків моделі від відгуків ОРС на один і той же стимул:

$$J_N = \sum_{j=1}^{L} \left(y_j[m] - \sum_{n=1}^{N} a_j^n \hat{y}_n[m] \right)^2 \to \min . \tag{2}$$

Мінімізація критерію (2) зводиться до вирішення системи нормальних рівнянь Гаусса [5], яку в векторно-матричній формі можна записати у вигляді

$$A'A\hat{y} = A'\, y , \tag{3}$$

де

$$A = \begin{bmatrix} a_1 & a_1^2 & \cdots & a_1^N \\ a_2 & a_2^2 & \cdots & a_2^N \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ a_L & a_L^2 & \cdots & a_L^N \end{bmatrix}, \quad y = \begin{bmatrix} y_1[m] \\ y_2[m] \\ \cdots \\ y_L[m] \end{bmatrix}, \quad \hat{y} = \begin{bmatrix} \hat{y}_1[m] \\ \hat{y}_2[m] \\ \cdots \\ \hat{y}_N[m] \end{bmatrix}.$$

Розв’язавши систему рівнянь (3) відносно $\hat{y}_1[m], \hat{y}_2[m], \hat{y}_3[m]$, отримуємо оцінки багатовимірних перехідних функцій ОРС $\hat{h}_1[m], \hat{h}_2[m,m], \hat{h}_3[m,m,m]$ в кожний момент часу m на інтервалі спостереження. З рівняння (3), отримуємо

$$\hat{y} = (A'A)^{-1} A'\, y . \tag{4}$$

Здійснивши в (4) матричні операції, отримуємо

$$\begin{bmatrix} \hat{y}_1[m] \\ \hat{y}_2[m] \\ \dots \\ \hat{y}_N[m] \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sum_{j=1}^{L} a_j^2 & \sum_{j=1}^{L} a_j^3 & \cdots & \sum_{j=1}^{L} a_j^{N+1} \\ \sum_{j=1}^{L} a_j^3 & \sum_{j=1}^{L} a_j^4 & \cdots & \sum_{j=1}^{L} a_j^{N+2} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sum_{j=1}^{L} a_j^{N+1} & \sum_{j=1}^{L} a_j^{N+2} & \cdots & \sum_{j=1}^{L} a_j^{2N} \end{bmatrix}^{-1} \cdot \begin{bmatrix} \sum_{j=1}^{L} a_j y_j[m] \\ \sum_{j=1}^{L} a_j^2 y_j[m] \\ \dots \\ \sum_{j=1}^{L} a_j^N y_j[m] \end{bmatrix}. \quad (5)$$

В роботі ідентифікація ОРС здійснюється у вигляді перехідних функцій 1-го, 2-го і 3-го порядку.

Організація та методика експериментальних досліджень із застосуванням технології айтрекінгу. При проведенні експериментальних досліджень здійснюються такі дії:

При проведенні експериментальних досліджень здійснюються такі дії:

- респондент (людина, яка досліджується) розміщується перед комп’ютером таким чином, щоб його очі були на рівні центру монітору на відстані 40-50 см від нього (рис. 1);
- голова респондента фіксується щоб не допускати її рухів при дослідженнях та для забезпечення однакових умов експерименту;
- за готовністю респондента, слід запустити програму формування тестових візуальних стимулів Signal Manager (рис 2);
- в центрі екрану (або від його краю) з’являється кружок червоного кольору – стартова позиція (рис. 2, *а*);
- після невеликої паузи (2-3 с) кружок в стартовій позиції зникає і з'являється кружок іншого кольору в точці з заданими координатами (рис. 2, *б*), який є візуальним стимулом (тестовим сигналом), що відображається протягом заданої тривалості 1-2 с (ця дія змушує око рухатись в напрямку на візуальний стимул);
- далі цей кружок зникає та з'являється кружок червоного кольору в стартовій позиції (це змушує око рухатись у зворотному напрямку до стартової позиції) і після цих дій експеримент завершується;
- за допомогою айтрекеру визначаються координати зіниці ока в процесі його руху (реакції на візуальний стимул) в період між стартовими позиціями і значення координат зберігаються у файлі типу xls (рис. 3).

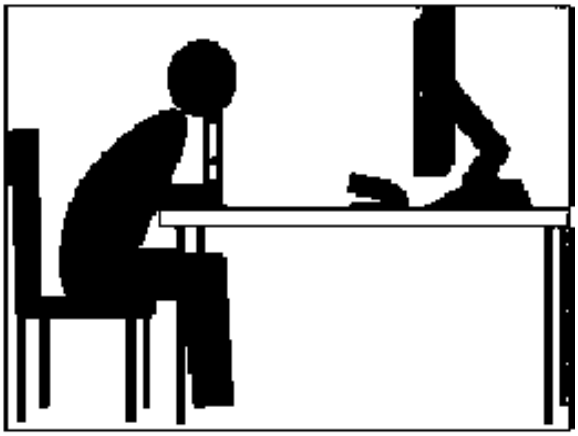
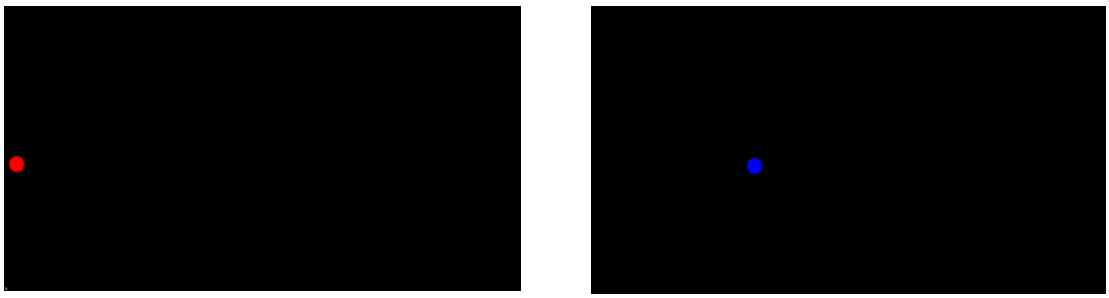


Рис. 1. Схема розташування респондента



а б

Рис. 2. Тестові візуальні стимули: а – стартова позиція; б – позиція стимула

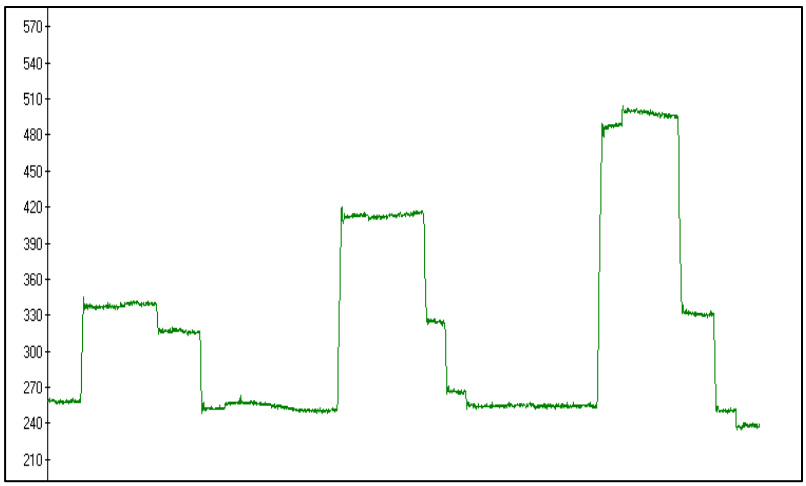


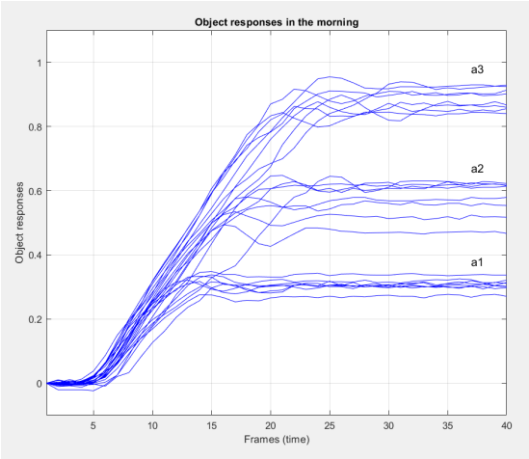
Рис. 3. Відгуки ОРС при L=3, шо отримано за допомогою айтрекера TOBII PRO TX300

У дослідженні кожного респондента послідовно реалізовані три експеримента для 3-х амплітуд тестових сигналів в напрямку «по горизонталі» (рис. 2, *б*). Між стартовою позицією та тестовими стимулами відстані дорівнюють: $0.33l_x$, $0.66l_x$, $1.0l_x$, де l_x – довжина екрану монітора. Координати стартової позиції (x=0; y=$0.5l_y$), l_y – ширина екрану монітора (рис. 2, *а*).

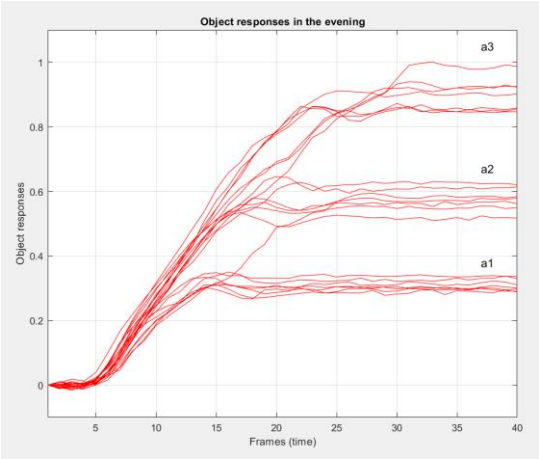
Експериментальні дослідження ОРС проводилися з використанням високотехнологічного обладнання – айтрекера Tobii Pro TX300 (300 Hz), наданого для досліджень Центром інновацій та просунутих технологій Люблінського технологічного університету (Любдін, Польща) [8].

Результати досліджень

Експерименти було організовано з метою класифікації респондентів (інформантів) за станом втоми. Збір даних для отримання тренувальної послідовності, що використовується для навчання класифікатора, полягає в вимірюваннях відгуків ОРС на однакові тестові сигнали, які здійснюються в різний час дня: «Вранці» (до роботи) і «Ввечері» (після роботи). Отримані експериментальні дані для ідентифікації ОРС від айтрекера при різних амплітудах тестових сигналів «Вранці» і «Ввечері» представлено на рисунку 4, *а*, *б*. Усереднені значення відгуків ОРС «Вранці» і «Ввечері» наведено на рисунку 5.



а



б

Рис. 4. Відгуки ОРС при різних амплітудах тестових сигналів: а – «Вранці»; б – «Ввечері»

За усередненими даними відгуків орс на візуальні стимули з різною відстанню від стартової позиції на основі обчислень за формулою (5) визначено перехідні функції орс при використанні апроксимаційних моделей різного ступеня N (N=1, 2, 3). Графіки перехідних функцій для станів респондента «Вранці» та «Ввечері» на основі моделі (1) при N=1 представлені на рис.6, при N=2 – на рис. 7 та при N=3 – на рис. 8. Визначено відгуки за допомогою розрахунків на моделях при різних амплітудах тестових сигналів для аналогічних станів при N=1, 2, 3, графіки яких наводяться у порівнянні з подібними відгуками ОРС на рис. 9, 10 та 11, відповідно. На рис. 12 приведені графіки розрахованих на моделі для n=3 відгуків при різних амплітудах тестових сигналів «вранці» і «ввечері».

Як можна бачити з рисунка 4, отримані перехідні функції для станів «Вранці» та «Ввечері» першого порядку практично не залежать від стану респондента. Проте, діагональні перетини перехідних функцій другого та третього порядків істотно змінюються за величиною і, отже, в подальшому можуть ефективно використовуватися, як джерело первинних даних при побудові, із застосуванням машинного навчання, діагностичних моделей – класифікаторів психофізіологічних станів людини.

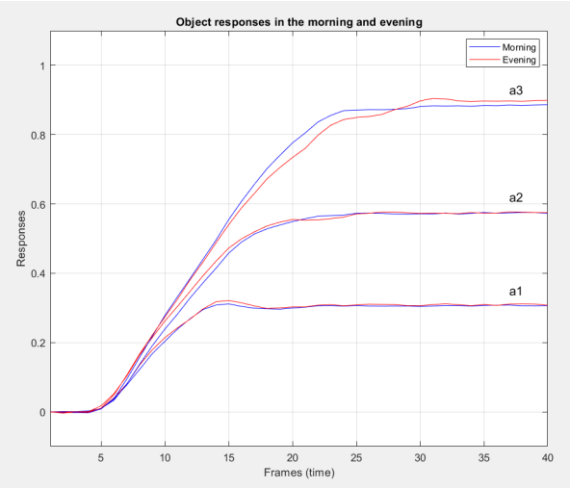


Рис. 5. Усереднені відгуки ОРС при різних амплітудах тестових сигналів «Вранці» і «Ввечері»

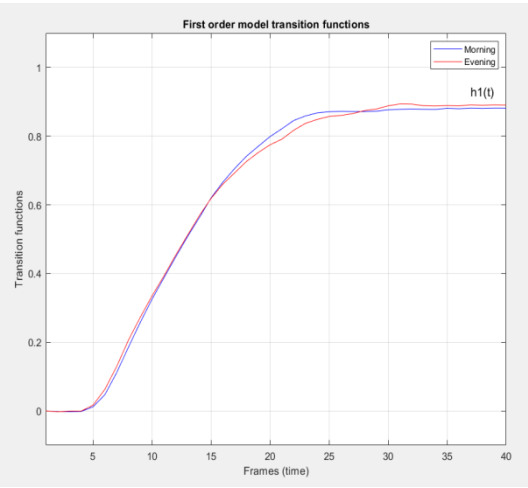


Рис. 6. Оцінки перехідних функцій при N=1 «Вранці» і «Ввечері»

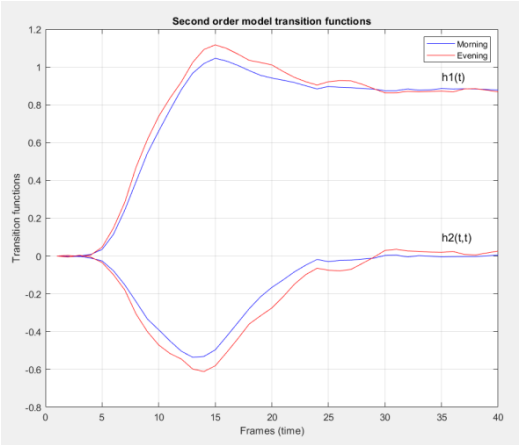


Рис. 7. Оцінки перехідних функцій при N=2 «Вранці» і «Ввечері»

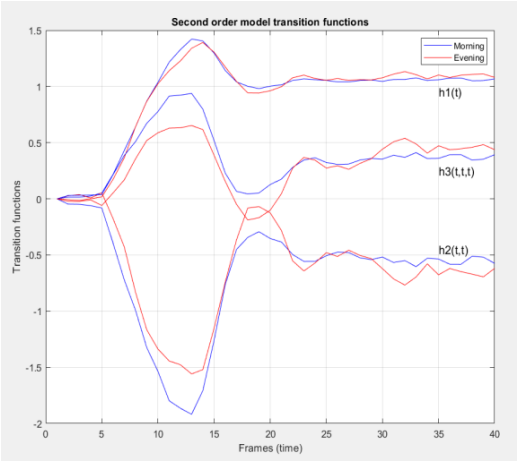


Рис. 8. Оцінки перехідних функцій при N=3 «Вранці» і «Ввечері»

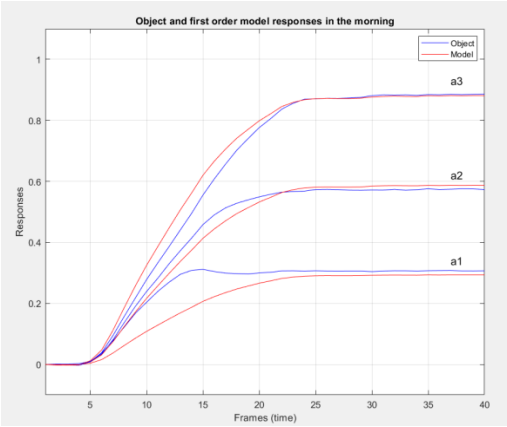


Рис. 9. Відгуки ОРС та моделі при N=1 при різних амплітудах тестових сигналів «Вранці»

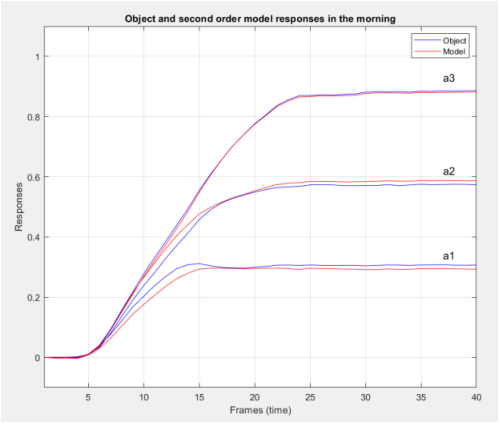


Рис. 10. Відгуки ОРС та моделі при N=2 при різних амплітудах тестових сигналів «Вранці»

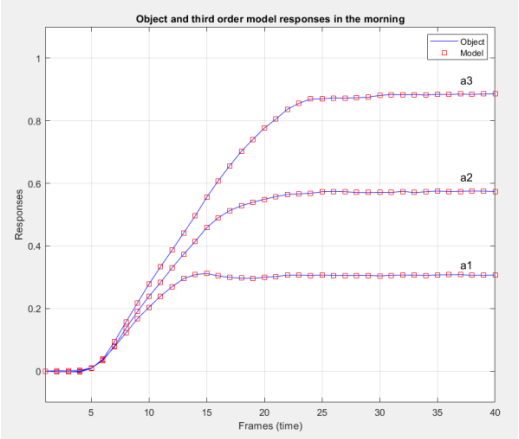


Рис. 11. Відгуки ОРС та моделі для N=3 при різних амплітудах тестових сигналів «Вранці»

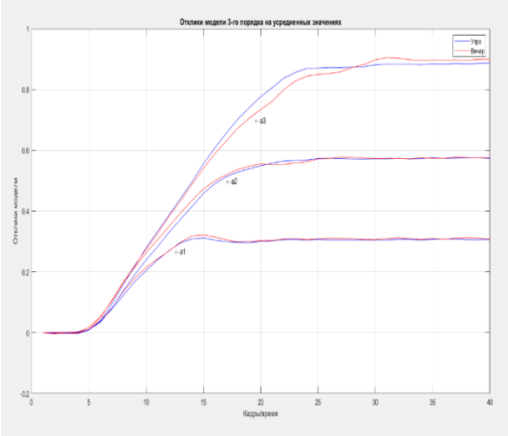


Рис. 12. Відгуки моделі для N=3 при різних амплітудах тестових сигналів «Вранці» і «Ввечері»

Висновки

Розроблено методику та інструментальні програмні засобів побудови непараметричної динамічної моделі ОРС людини на основі даних експериментальних досліджень «вхід-вихід» із застосуванням тестових візуальних стимулів та інноваційної технології айтрекінгу. Здійснено експериментальні дослідження ОРС одного респондента до початку та після робочого дня. На основі даних, отриманих за допомогою айтрекера, визначено перехідні функції 1-го, 2-го та 3-го порядків ОРС. Виявлено змінність перехідних функцій 2-го та 3-го порядків для різних психофізіологічних станів респондента (за рівнем втоми). Таким чином, їх можна використовувати в діагностичних дослідженнях в області нейронаук та психології.

Список літератури

1. Jansson D., Medvedev A., Axelson H., Nyholm D. Stochastic anomaly detection in eye-tracking data for quantification of motor symptoms in Parkinson's disease. *Advances in Experimental Medicine and Biology*. 2015. V.823. Pp. 63-82.
2. Jansson D., Rosen O., Medvedev A. Parametric and Nonparametric Analysis of Eye-Tracking Data by Anomaly Detection. *IEEE Trans. Control Syst. Technol*. 2015. №23. Pp. 1578–1586.
3. Bro V., Medvedev A.V. Nonlinear Dynamics of the Human Smooth Pursuit System in Health and Disease: Model Structure and Parameter Estimation. *IEEE 56th Annual Conference on Decision and Control (CDC)*, 2017 December 12-15, Melbourne, Australia. Pp. 4692-4697.
4. Rigas I., Komogortsev O., Shadmehr R. Biometric Recognition via the Complex Eye Movement Behavior and the Incorporation of Saccadic Vigor and Acceleration Cues. *ACM Transactions on Applied Perception*. 2016. V.13,№2. Pp. 1-21.
5. Pavlenko V., Salata D., Dombrovskyi M., Maksymenko Yu. Estimation of the Multidimensional Transient Functions Oculo-Motor System of Human. *Mathematical Methods and Computational Techniques in Science and Engineering*. 2017. 1872. Pp. 110-117.
6. Pavlenko V., Ivanov I., Kravchenko E. Estimation of the Multidimensional Dynamical Characteristic Eye-Motor. *Proc. 9th IEEE Int. Conf. on Intelligent Data Acquisition and Advanced Computing Systems: Technology and Applications*, 2017, Bucharest, Romania. Vol.2. Pp. 645-650.
7. Doyle F.J., Pearson R.K., Ogunnaike B.A. Identification and control using Volterra models. Germany: Springer Publ, 2002. 314 p.
8. Салата Д.В., Чори В.В., Mishchenko I., Павленко В.Д., Milosz M., Dzienkowski M. Экспериментальные исследования глазодвигательной системы с помощью айтрекера TOBII PRO TX300. *Матеріали VIII Міжнар. конф. студентів і молодих науковців «Сучасні інформаційні технології 2018»*, МІТ-2018, Одеса. С. 105-106.

ИДЕНТИФИКАЦИЯ ГЛАЗО-ДВИГАТЕЛЬНОЙ СИСТЕМЫ НА ОСНОВЕ МОДЕЛИ ВОЛЬТЕРРА И ТЕХНОЛОГИИ АЙТРЕКИНГА

В.Д. Павленко, Д.В. Броска, В.С. Чорний

Одесский национальный политехнический университет,
просп. Шевченко, 1, Одесса, 65044, Украина; e-mail: pavlenko_vittalij@ukr.net,
dmitrij.broska98@gmail.com, chornyyvova@ukr.net

Исследование движений глаз человека и траектории их перемещения позволяют раскрыть структуру взаимоотношений индивида со средой, человека с миром. Анализ взаимосвязи окуломоторикы с центральной нервной системой, с одной стороны, с содержанием психических процессов - с другой, с различными формами активности (поведением, деятельностью, общением) - с третьей, способствует изучению механизмов работы мозга и их нарушения, выявленные динамики психофизиологических состояний человека, закономерностей восприятия, мышления, представлений, дифференциации интенций, намерений и установок личности. Знание о движении глаз имеют большое теоретическое и прикладное значение, расширяя возможности изучения специфики многих профессий с целью повышения эффективности функционирования субъекта трудовой деятельности. Целью работы является разработка инструментальных программных средств построения непараметрической динамической модели глазо-двигательной системы (ГДС) человека с учетом его инерционных и нелинейных свойств на основе данных

экспериментальных исследований «вход-выход» с использованием тестовых визуальных стимулов и инновационной технологии айтрекинга. Объект исследования - процесс идентификации ГДС на основе данных отслеживания движения глаз - откликов на внешние воздействия в виде визуальных стимулов, отображаемых на экране монитора (процесс айтрекинга). Предмет исследования - инструментальные вычислительные и программные средства построения модели Вольтерры ГДС в виде многомерных переходных функций на основе данных айтрекинга. Разработано программное обеспечение идентификации ГДС с помощью средств системы Matlab. Используются тестовые визуальные стимулы в виде ярких точек, которые последовательно отображаются на различных расстояниях от стартовой позиции. Это формально соответствует различным амплитудам тестовых ступенчатых сигналов. Переходные функции 1-го, 2-го и 3-го порядков определяются с помощью метода наименьших квадратов. Разработанные программные средства обработки данных айтрегинга апробированы на реальных данных экспериментального исследования ГДС. Верификация построенной модели подтверждает адекватность ее исследуемой ГДС – практическое совпадение (в пределах приемлемой погрешности) откликов ГДС и ее модели при одном и том же тестовом сигнале.

Ключевые слова: глазо-двигательная система, идентификация, модель Вольтерра, многомерные переходные функции, тестовые визуальные стимулы, технология айтрекинга.

IDENTIFICATION OF THE OCULO-MOTOR SYSTEM BASED ON VOLTERRA MODEL AND EYE-TRACKING TECHNOLOGY

V.D. Pavlenko, D.V. Broska, V.S. Chornyi

Odessa National Polytechnic University,
1, Shevchenko Ave., Odessa, 65044, Ukraine; e-mail: pavlenko_vittalij@ukr.net,
dmitrij.broska98@gmail.com, chornyyvova@ukr.net

The study of human eye movements and the trajectory of their movement allows us to reveal the structure of the relationship of an individual with the environment, a person with the world. Analysis of the relationship of oculomotoric of the Central nervous system, on the one hand, with the content of mental processes on the other, with various forms of activity (behavior, activity, communication) - with a third, promotes the study of brain mechanisms and their violations of the dynamics of psychophysiological state of man, the laws of perception, thinking, perceptions, differentiation of intentions, intentions and attitudes of the individual. Knowledge about eye movement is of great theoretical and applied importance, expanding the possibilities of studying the specifics of many professions in order to improve the efficiency of the subject of labor activity. The purpose of this work is to develop instrumental software tools for constructing a nonparametric dynamical model of the human eye-motor system (EMS), taking into account its inertial and nonlinear properties, based on data from experimental «input-output» studies using test visual stimulus and innovative eye-tracking technology. The object of the study is the process of identification EMS based on eye-tracking data-responses to external influences in the form of visual stimulus displayed on the monitor screen (the eye-tracking process). The subject of the research is instrumental computing and software tools for building the Volterra model of the EMS in the form of multidimensional transition functions based on data from eye-tracking. Software for identification of the EMS using Matlab tools has been developed. Test visual stimulus in the form of bright points that are consistently displayed at different distances from the starting position are used. This formally corresponds to the different amplitudes of the step test signals. The transition functions of the 1st, 2nd, and 3rd orders are determined using the least squares method. The developed software tools for data processing of the eye-tracking are tested on real data from an experimental study of the EMS. Verification of the constructed model confirms the adequacy model of the investigated EMS – a practical coincidence (within an acceptable error) of the responses of the EMS and its model at the same test signal.

Keywords: oculomotor system, identification, Volterra model, multidimensional transition functions, test visual stimulus, Eye-tracking technology.

DOI 10.15276/imms.v9.no4.231
УДК 004.942+519.816

Informatics and Mathematical Methods in Simulation
Vol. 9 (2019), No. 4, pp. 231-250

ADAPTIVE MODELING AND FORECASTING ECONOMIC AND FINANCIAL PROCESSES

P.I. Bidyuk[1], O.P. Gozhyj[2], I.O. Kalinina[2], V.J. Danilov[1], O.L. Jirov[1]

[1]National technical university of Ukraine «Igor Sikorsky Kyiv polytechnic institute»
37 Peremogy Ave., Kyiv, 03056, Ukraine; e-mail: pbidyuke_00@ukr.net, danilov1950@gmail.com, jirov@ukr.net
[2]Petro Mohyla Black Sea National University,
10, 68 Desantnikiv Str., Nikolaev, 54003, Ukraine; e-mail: alex_gozhyj@gmail.com, irina.kalinina1612@gmail.com

The study is directed towards development of adaptive decision support system for modeling and forecasting nonlinear nonstationary processes in economy, finances and other areas of human activities. Widely known are the heteroscedastic, integrated, and cointegrated processes. To determine correctly the processes class special statistical tests are applied what results in correct selection of the model structure. The structure and parameter adaptation procedures for the regression and probabilistic models are proposed as well as respective information system architecture and functional layout are developed. The system development is based on the modern system analysis principles such as hierarchical information system development approach, adaptive model structure estimation, optimization of model parameter estimation procedures, identification, taking into consideration and influence minimization of possible uncertainties met in the whole process of data processing, mathematical model development and forecast estimation. The uncertainties are inherent to data collecting, model structure and parameter estimation, forecasting procedures and play a role of negative influence factors to the information system computational procedures. Reduction of their influence is favorable for enhancing the quality of intermediate and final results of computational experiments. All the methods, models and procedures developed are functioning in the frames of the information decision support system proposed. The system functioning is directed towards improvement of model and forecasts quality as well as decisions based on the forecasts. The illustrative examples of practical application of the system developed proving the system functionality are provided.

Keywords: nonlinear nonstationary processes, decision support system, model structure and parameter adaptation, uncertainty identification and minimization, short term forecasting.

Introduction

Modeling and forecasting financial, economic, ecological, climatology and many other processes is important problem that is to be solved by many companies in business, at the state and industrial enterprises, scientific and educational laboratories etc. The most distinctive features of such processes today are non-stationarity and nonlinearity that require special attention to estimating respective model structure and its parameters. To improve the forecasts based upon mathematical models it is necessary to develop new model structures that would adequately describe the processes under study and provide a possibility for computing high quality forecasts. One of the most promising modern approaches to modeling and forecasting is based upon so called systemic approach that supposes application of system analysis principles (SAP) in the frames of specialized decision support system (DSS) [1 – 3]. Usually the set of the principles includes the following ones: – constructing DSS according to the hierarchical strategy to decision making; – application of optimization and adaptation techniques for model building, forecasting and control; – identification of possible

uncertainties (the factors of negative influence to the computational procedures used in DSS that are of various kind and origin) and application of algorithmic means helping to reduce their influence on the quality of intermediate and final results of data processing and decision making [4]. Some other principles could be hired though perhaps not so important as those mentioned above. The most important for practical use are the principles of adaptation and optimization that are helpful for enhancing adequacy of the models being constructed and improving the quality of intermediate and final results.

There are many examples of positive applications of adaptation techniques in modeling, forecasting and control [5 – 7]. This is especially urgent task for analyzing non-stationary processes met practically in all the areas mentioned above. There are two basic directions of adaptation while solving the modeling problems: adaptation of model structure and parameters. According to our definition the notion of model structure includes the following elements: – model dimension that is determined by the number of its equations; – order that is determined by the highest order of a model equation; – output reaction delay time (or lag) for independent variables (regressors); – system or process nonlinearity and its type (nonlinearity with respect to variables or to parameters); – type of external stochastic disturbance (distribution and its parameters); – system (process) initial conditions and possible restrictions on variables and/or model parameters [8]. Thus, we have many possibilities for model structure corrections and its adaptation to varying modes and conditions of application.

The books [6 – 8] consider various possibilities for mathematical models adaptation and their further applications to short-term forecasting dynamics of specific processes under consideration. The set of possible model structures proposed is very wide, starting from linear regression equations and up to sophisticated probabilistic models in the form of Bayesian networks, various nonlinear structures and combined models. There can be found some adaptation procedures illustrating possible changes of a model structure and re-computing of their parameters. It is stressed that application of adaptation schemes helps to increase model adequacy in changing conditions of random external influences, nonlinearity and non-stationarity of the process under study.

The study [9] describes procedures for constructing adaptive regression models on the basis of large datasets. The authors proposed development of decision rules in application to machine learning. They stress that model trees and regression rules are most expressive approaches for data mining procedures of model development. The adaptive model rules proposed in the study create a one-pass algorithm that can adapt available set of rules to the changes in the processes under consideration. The sets of rules generated can be ordered or unordered, and it was shown experimentally that unordered rules exhibited higher performance in the terms of statistical quality parameters of the models generated.

The results presented in [10–11] consider the problem of adaptive models constructing for nonstationary heteroscedastic processes widely known today in analysis of financial time series. The authors proposed a procedure for automated constructing and model selection in finance. The flexible procedure is general-to-specific modeling of the mean, variance and probabilistic distribution. The initial specification of a model starts from autoregressive terms and regressors (explanatory variables). The variance specification is based upon log-ARCH and log-GARCH terms, the term of asymmetry, Bernoulli jumps and other possible explanatory variables. The algorithm developed returns specifications of parsimonious mean and variance as well as standardized error distribution in cases when normality is rejected. The extensive Monte Carlo simulations were performed and three empirical applications studied that support usefulness of the method proposed for practical analysis of financial data.

The use of adaptive exponential smoothing for lumpy demand forecasting is considered in [12]. It showed substantial advantages over some conventional approaches used in practice due to appropriate selecting the model smoothing factor. Kalman filter is used to perform preliminary measurement data processing, and then forecasting models are constructed using adaptive smoothing factor based upon optimal filter weighting function. As a result the model

performance with this weighting function managed to generate smaller forecasting errors than their counterparts used in demand prediction.

Adaptive forecasting of dynamic processes in conditions when recent and ongoing structural changes are present is considered in [13], and the nature of the changes is unknown. The authors used the method of downweighting older data based on the tuning parameter found as a result of minimizing mean square error of time series forecasts. A detailed theoretical analysis of the forecasting method is presented as well as positive results of multiple computational experiments based upon macroeconomic data from US economy.

The problem of short-term forecasting in conditions of structural breaks availability is considered in [14]. The optimal one step ahead forecasts are generated using known exponential smoothing techniques. Analytical expressions are derived for optimal weights in models with one and multiple regressors. The authors showed that the weight remains the same within a given operating regime of a system under study. The comparative study of the method proposed was performed using Monte Carlo simulations and the data from industrial economies. It was shown that robust optimal weights provide high quality short-term forecasts when information on structural breaks is uncertain.

A short review of adaptive approaches to modeling and forecasting processes in various areas of human activities shows that appropriate adaption of the models constructed usually helps to construct adequate models and to enhance forecast quality. The study proposed is directed towards development of adaptive forecasting system providing a possibility for forecasting nonlinear nonstationary processes (NNPs) met in economy, finances, ecology etc.

Problem statement

The purpose of the study is in solving the following problems: to develop structure and parameter adaptation procedures for the regression and probabilistic models; development of the system architecture for modeling and forecasting nonlinear nonstationary processes in economy, finances, ecology and other areas based on the system analysis principles; to consider possibilities for elimination of some uncertainties inherent in data collecting, model constructing and forecasting procedures; development of methodology for modeling and forecasting linear and nonlinear processes in the frames of the same system; providing illustrative examples of practical application of the system developed proving the system functionality.

Some features of the processes in economy, finances and ecology

A wide diversity of various processes exists in economy, finances, ecology, demography and other areas of human activity. However, there are some general common features of the process like linearity/nonlinearity, stationarity/nonstationarity that allow to divide them into practically understandable classes and select appropriate modeling and forecasting techniques. Fig. 1 shows simplified classification of the processes from which we can make a conclusion about wide variety of mathematical model structures that could be applied for formal description of the processes dynamics and solving the problem of forecasting their evolution in time.

Linear processes can be stationary without trend and nonstationary when they contain linear (first order) trend $I(1)$, where $I(1)$ means integrated of the first order. If variance (covariance) of stochastic linear process is time dependent then it is classified as heteroscedastic and requires nonlinear models for describing the process variance and possibly the process itself.

There also exists a wide variety of nonlinear processes though we selected only some of them that are more frequent in economy and finances. Generally the processes can be split into nonlinear regarding parameters and nonlinear regarding variables. The first type is more

sophisticated with respect to modeling and parameter estimation and usually requires more efforts and time for the model development, it is not considered here. As an example of such a model can be mentioned logistic regression.

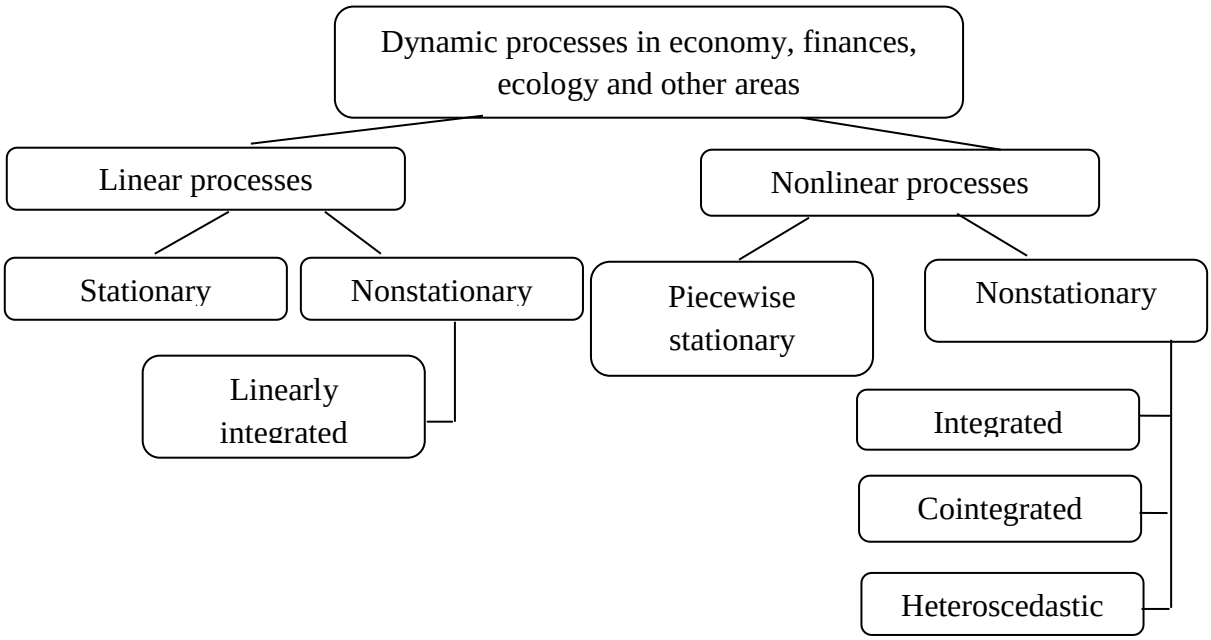


Fig. 1. A simplified classification of dynamic processes in economy and finances

Linear processes can be stationary without trend and nonstationary when they contain linear (first order) trend $I(1)$, where $I(1)$ means integrated of the first order. If variance (covariance) of stochastic linear process is time dependent then it is classified as heteroscedastic and requires nonlinear models for describing the process variance and possibly the process itself.

There also exists a wide variety of nonlinear processes though we selected only some of them that are more frequent in economy and finances. Generally the processes can be split into nonlinear regarding parameters and nonlinear regarding variables. The first type is more sophisticated with respect to modeling and parameter estimation and usually requires more efforts and time for the model development, it is not considered here. As an example of such a model can be mentioned logistic regression.

Some nonlinear processes can exhibit linear behavior in their stable mode of operation. This feature allows for linear description of the process in the vicinity of operating point. Generally NNPs are very often met in the areas of study mentioned above. The set of the processes includes integrated processes (IP) that contain a trend of order two or higher as well as cointegrated processes with the trends of the same order, and the processes with time changing variance. i. e. heteroscedastic processes. Most of financial processes illustrating price evolution of stock instruments belong to this class [15, 16]. In engineering applications such processes are studied in diagnostic systems where appropriate decision is made regarding current system state.

Methodology of modeling nonlinear nonstationary processes

The methodology proposed for modeling NNP illustrates Fig. 2.

At the first step of the methodology the data collected is subjected to preliminary processing that may include the following basic operations: imputation of missing observations, normalization in a given range, digital or optimal filtering dependently on problem statement, principal component analysis, appropriate processing of outliers etc.

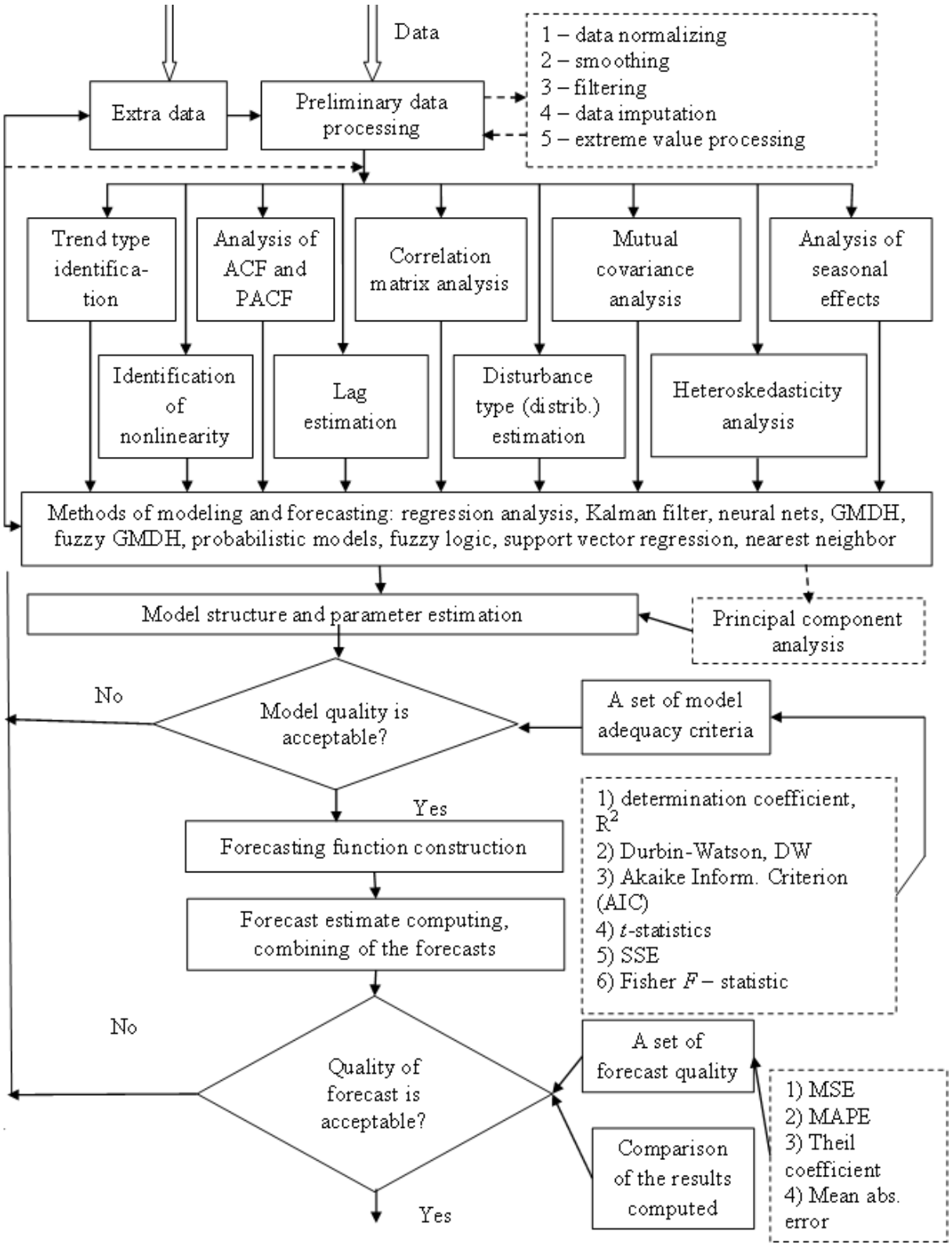


Fig. 2. Functional layout of the forecasting system proposed

Here it is also appropriate to perform identification and elimination (reduction) of data uncertainties that may touch the following: non-measurable value estimation; computing the general statistical parameters (variance, covariance, mean, median etc.); performing data structuring according to the problem statement; analysis of distribution types and their parameters; estimation of prior probabilities where necessary [17, 18].

Estimation of a model structure using statistical and probabilistic (mutual) information analysis that provides a possibility for estimation of the following elements of a model structure: dimension of a model – number of equations creating the model; model order (highest order of difference or differential equation of the model); nonlinearity and its type; estimate of input delay time, and type of probabilistic distribution for the model variables. It is always appropriate to perform structure estimation for several candidate-models so that to have a possibility for selecting the best one of the candidates estimated.

Formally, to detect nonlinearity in statistical data available statistical tests and techniques should be applied. Fig. 3 shows some known techniques for testing the data for nonlinearity.

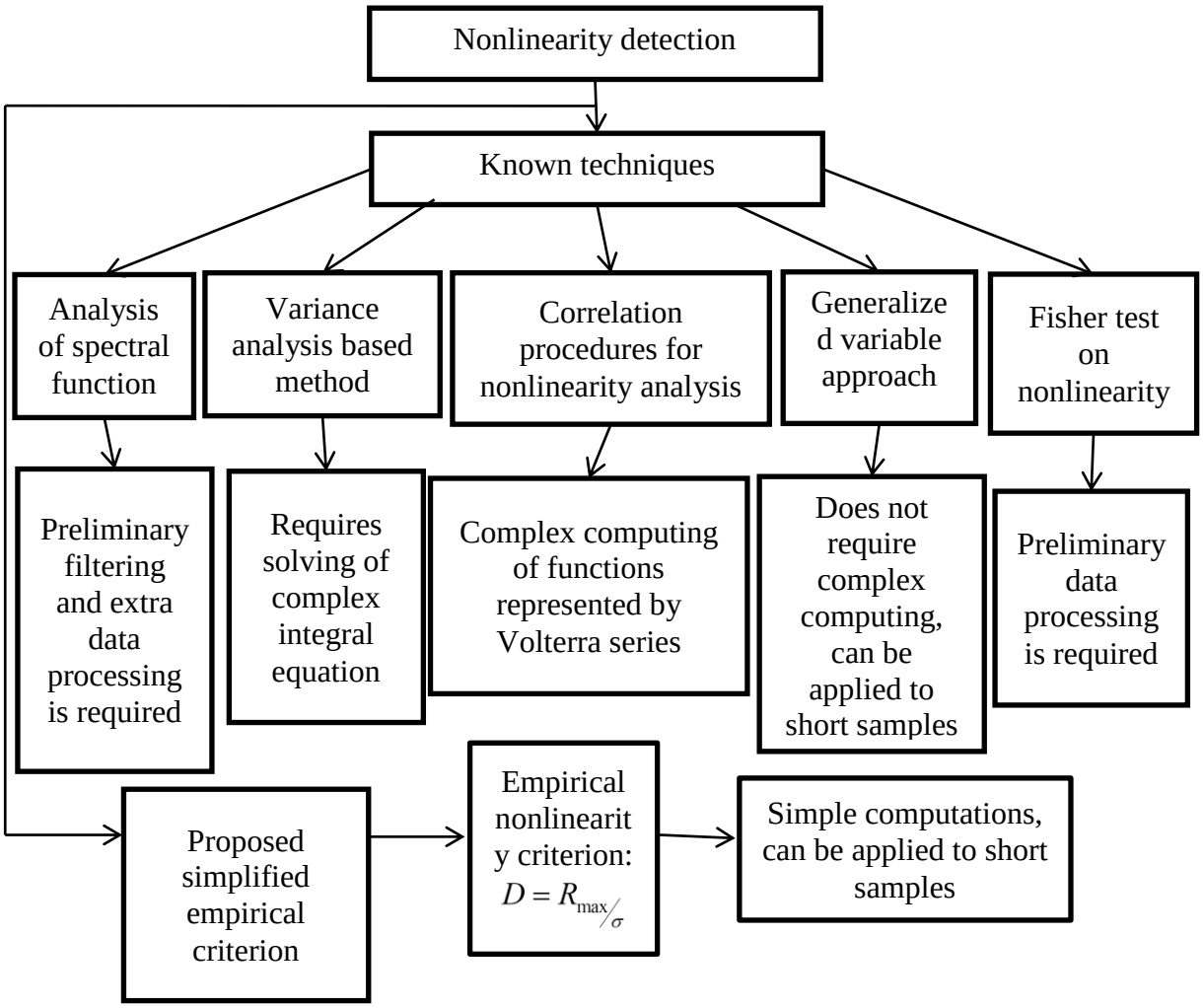


Fig. 3. Some techniques for testing data for nonlinearity

Along with application known technics we proposed a new simplified empirical criterion for detecting nonlinearity in data that is shown below in the Fig. 3: here R is maximum deviation of the process under study from its linear approximation; σ is sample standard deviation of the process. It does not require sophisticated computations though provides for additional information about availability of nonlinearity.

The sequence of operations allowing for constructing nonlinear model illustrates Fig. 4; actually this is a part of general model constructing procedure given in Fig. 2.

Possible nonlinearities (with respect to model variables) could be taken in the following way: first linear part is estimated using known linear structures like autoregressive equations with moving average with linear trend, paired or multiple regression etc. Then nonlinear part of the model is added in the form of nonlinear trend, quadratic, bilinear or higher order terms,

nonlinear terms describing cyclic changes of the main variable etc. The modeling practice shows that acceptable model adequacy can be often reached using combination of linear and nonlinear regression, linear regression and Bayesian networks, linear regression and special nonlinear functions like nonparametric kernels. Using this approach a set of candidate models could be constructed with subsequent selecting the best one using appropriate set of statistical adequacy criteria as shown in Fig. 2. Unfortunately formal possibilities for determining in a unique way the type of nonlinearity not always exist, especially when the data samples are short.

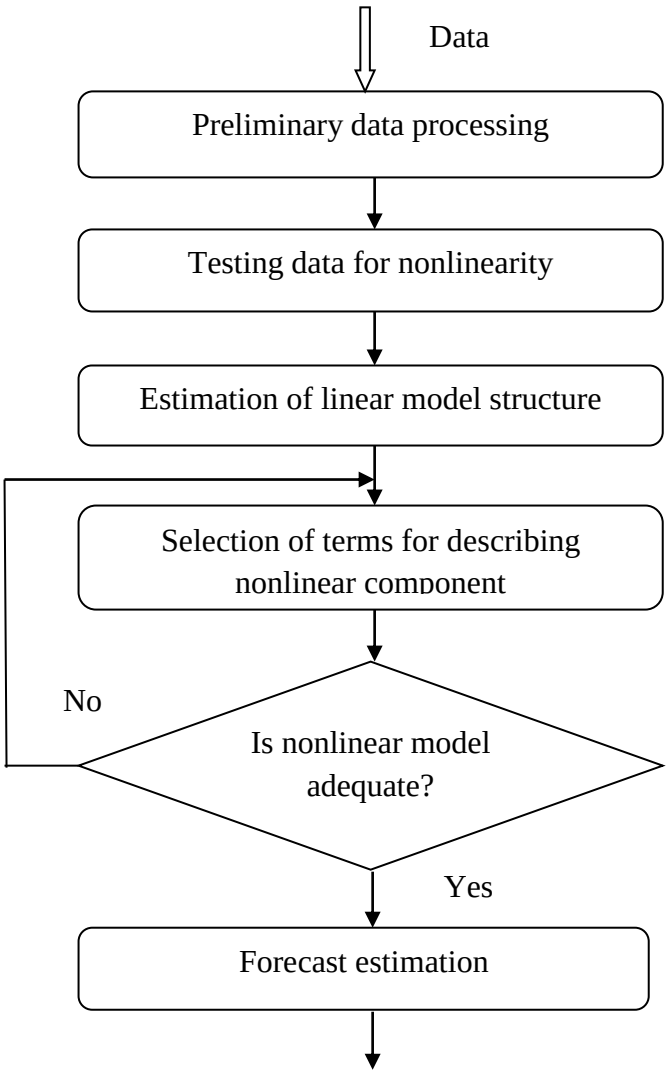


Fig. 4. Procedure for formal describing nonlinear process

The next step is model parameter estimation by making use of alternative techniques; in linear case these are the following ones: ordinary least squares (OLS) and its clones, maximum likelihood (ML) and many others. In a case of nonlinear model estimation the following methods are useful: ML, Markov Chain Monte Carlo (MCMC) procedures [19], nonlinear least squares (NLS) and other suitable approaches able to provide unbiased parameter estimates under specific probabilistic distributions of model variables and model structures. Correct application of alternative parameter estimation techniques provides a possibility for further comparison of the candidate models and selection of the best one. It is also possible to trace the reasons for existing parametric uncertainties in the following form: parameter estimates computed with statistical data cannot be consistent, they may contain

bias, and can be inefficient. All these effects finally result in poor adequacy of the model constructed.

At the next stage is computed a set of statistical parameters characterizing model quality (adequacy) and selecting the most suitable model out of the set of candidate models. There is no need to leave only one model for computing forecasts (or solving control problem). Again, it can be a set of the "best" models constructed on different ideologies. The final choice is always made after models application for solving the problem according to the initial problem statement.

After computing the process (under study) forecasts using candidate models another set of forecast quality criteria is applied to select the best result, say mean absolute percentage error (MAPE), Theil coefficient, mean absolute error (MAE), minimum and maximum errors of forecasting etc. The models constructed should also be tested on similar process, i.e. model calibration process performed.

At this point we can conclude that availability of the data uncertainties mentioned, and the necessity for hierarchical construction of the data processing system with the features of adaptation and optimization (structural and parametric) require application of the modern systemic approach that provides a possibility for successful and high quality solving the problems encountered during statistical data processing, mathematical model construction, forecast estimation and generating the decision alternatives. In this study we propose some practical possibilities for constructing data processing procedures based on modern principles of systemic approach.

Dealing with model structure uncertainties. When using DSS, model structure should practically always be estimated using data. It means that elements of the model structure accept almost always only approximate values. When a model is constructed for forecasting we build several candidates and select the best one of them using a set of model quality (adequacy) statistics. Generally we could define the following techniques to fight structural uncertainties: gradual refinement of model order (for AR(p) or ARMA(p, q) structures) applying adaptive approach to modeling and automatic search for the "best" structure using complex statistical quality criteria; adaptive estimation of input delay time (lag) and the type of data distribution with its parameters; formal description of detected process nonlinearities using alternative analytical forms with subsequent estimation of model adequacy and forecast quality. A simple example of the complex model and forecast criterion may look as follows:

$$J = \left|1 - R^2\right| + \left|2 - DW\right| + \beta \ln\left(MAPE\right) \to \min_{\hat{\theta}_i};$$

or in more complicated form:

$$J = \left|1 - R^2\right| + \alpha \ln\left[\sum_{k=1}^{N} e^2(k)\right] + \left|2 - DW\right| + \beta \ln\left(MAPE\right) + U \to \min_{\hat{\theta}_i},$$

where R^2 is determination coefficient; $\sum_{k=1}^{N} e^2(k) = \sum_{k=1}^{N} [y(k) - \hat{y}(k)]^2$ is a sum of squared model errors; DW is Durbin-Watson statistic; $MAPE$ is mean absolute percentage error for one step-ahead forecasts; U is Theil coefficient that characterizes forecasting capability of a model; α, β are appropriately selected weighting coefficients; $\hat{\theta}_i$ is parameter vector for $i-th$ candidate model. A combined criterion of this type is used for automatic selection of the best candidate model constructed. The criteria presented also allow operation of DSS in adaptive mode. Obviously, other forms of the combined criteria are possible dependently on specific purpose of model building. What is important while constructing the criterion: not to overweigh separate members in right hand side that would suppress other components.

Coping with uncertainties of a level (amplitude) type. The availability of random and/or non-measurable variables results in the necessity of hiring fuzzy sets for describing processes in such situations. The variable with random amplitude can be described with some probability distribution if the measurements are available or when they come for analysis in acceptable time span. However, some variables cannot be measured in principle, say amount of shadow capital that "disappears" every month in offshore zones, or amount of shadow salaries paid at some company, or a technology parameter that cannot be measures on-line due to absence of appropriate gauge or in-situ physical difficulties. In such situations it is possible to assign to the variable a set of characteristic values in linguistic form, say as follows: capital amount = { very low, low, medium, high, very high }. There exists a complete set of necessary mathematical operations to be applied to such fuzzy variables. Finally fuzzy value can be transformed into exact non-fuzzy form using known transformation techniques.

Probabilistic uncertainties and their description**.** The use of random variables leads to the necessity of estimating actual probability distributions and their application in inference computing procedures. Usually observed value is known only approximately though we know the limits for the actual values. Appropriate probability distributions are very useful for describing the processes under study in such situations. When dealing with discrete outcomes, we assign probabilities to specific outcomes using a mass function. It shows how much "weight" (or mass) to assign to each observation or measurement. An answer to the question about the value of a particular outcome will be its mass. The Kolmogorov's axioms of probability are helpful for deeper understanding of what is going on. If two or more variables are analyzed simultaneously it is necessary to construct and use joint distributions. Joint distributions allow estimation of conditional probabilities using renormalization procedures when necessary.

Very helpful for performing probabilistic computations is a notion of conditional independence: $P(x, y \mid z) = P(x \mid z)P(y \mid z)$, where x and y are independent events. Such identities are very handy though one should be careful when using them, i.e. the events should be actually independent. The remarkable intuitive meaning of discrete Bayes' law, $P(A/B) = P(B/A)P(A)/P(B)$, is that it allows to ask the reverse questions: "Given that event A happened, what is the probability that a particular event B evoked it?" The marginal probability, $P(B)$**,** can be computed using appropriate conditionals. The probability that event B will occur in general, $P(B)$**,** could be obtained from the following condition:

$$P(B) = P(B/A)P(A) + P(B/\bar{A})P(\bar{A}).$$

The probabilistic types of uncertainties regarding whether or not some event will happen can be taken into consideration with probabilistic models. To solve the problem of describing and taking into account such uncertainties a variety of Bayesian models could be hired that are considered as Bayesian Programming formalism. The set of the models includes Bayesian networks (BN), dynamic Bayesian networks (DBN), Bayesian filters, particle filters, hidden Markov models, Kalman filters, Bayesian maps etc. The structure of Bayesian program includes the following elements: (1) problem description and statement formulation with a basic question of the form: $P(Searched / Known)$ or $P(X_i / D, Kn)$, where X_i defines one variable only, i.e. what should be estimated using specific inference engine; (2) the use of prior knowledge Kn and experimental data D to perform model structure and parameters identification; (3) selection and application of pertinent inference technique to answer the question stated before; (4) testing quality of the final result. Such approach also works well in adaptation mode aiming to adjusting structure and parameters of a model being developed to new experimental data or a new system operation mode, for example, for estimation of prior distributions or BN structure.

Some system analysis principles used in DSS implementation

In our study we propose to use the following system analysis principles for implementing specialized DSS for modeling and forecasting: the systemic function coordination principle; the principle of procedural completeness; the functional orthogonality principle; the principle of dependence of mutual information between the functions being implemented; the principle of functional rationality; the principle of multipurpose generalization; the principle of multifactor adaptation, and the principle of rational supplement [20 – 22].

The principle of systemic functions coordination supposes that all the techniques, approaches, and algorithms (functions) implemented in the system should be structurally and functionally coordinated, and should be mutually dependent. This way it is possible to create and practically implement a unique systemic methodology for statistical data analysis in the frames of modern DSS, and to improve substantially quality of intermediate and final results. The next systemic principle of procedural completeness guaranties that the system developed will provide the possibility for timely and in place execution of all necessary computing functions directed towards data collection (editing, normalizing, filtering and renewing), formalization of a problem statement, model constructing, computing forecasts, and for performing estimation quality of the model and the forecast estimates based upon it.

Development and implementation of all computational procedures in the DSS using mutually independent functions corresponds to the principle of functional orthogonality. Such approach to the DSS constructing is directed towards substantial enhancement of computational stability of the system and simplification of its further possible modifications and functional enhancement. According to the principle of mutual informational dependence the results of computing, generated by each procedure, should correspond to the formats and requirements of other procedures. This feature is easily implemented with respective project development solutions for the system created.

Application of the systemic principle of goal directed correspondence to computational procedures and functions provides a good possibility for reaching of a unique goal set in advance: high (acceptable) quality of the final result in the form of forecast estimates for the process under study as well as alternative decisions based upon the forecasts.

According to the systemic principle of multipurpose generalization all functional modules for the system developed should possess necessary degree of generalization that provides a possibility for reaching high quality solution results for a set of possible problems that belong to the same class (it can be high quality forecasting and decision alternative generation regarding future evolution of linear or nonlinear non-stationary processes). Among these problems could be the following: accumulating necessary data and their preliminary processing; estimation of structure and parameters for a set of candidate mathematical models; constructing forecasting functions on the models developed and computing of appropriate forecasts; selecting the best results of computing using appropriate sets of quality criteria.

The systemic principle for multifactor adaptation is directed towards the possibility of solving the problems of computational procedures adaptation to the problems of modeling various processes of different complexity depending on the completeness of available information and user requirements. The adaptation is performed within the process of model structure and parameters estimation, i.e. the whole identification procedure of a process under study is compiled from a set of adaptive procedures directed towards reaching the main goal of a study: constructing adequate model and computing high quality forecasts.

Hiring the rational supplement principle provides a possibility for expanding the sphere of application of the DSS constructed by adding new processes types, computational procedures and criteria sets. These new procedures could be directed towards implementation of additional preliminary data processing procedures, model structure and parameter

estimation as well as selection of the best result for its further use aiming generating of appropriate decision. Implementation in the frames of the constructed DSS of the systemic principles mentioned above favors its functional flexibility, computational reliability, quality enhancement for the intermediate and final results, prolongation of system life span, and simplification of possible drawbacks elimination and modification procedures.

Finally, the forecasting models and methods used in the system are the following: regression analysis, the group method for data handling (GMDH), fuzzy GMDH, fuzzy logic, appropriate versions of the optimal Kalman filter (KF), neural nets, support vector regression, nearest neighbor and probabilistic type techniques like Bayesian networks and regression. The set of modeling techniques used covers linear and many types of nonlinear non-stationary processes. The nearest neighbor technique is hired for generating long term forecasts in a case of availability long data samples with periodical patterns. All the techniques are implemented in adaptive versions what makes the system more flexible for newly coming data and capable to fight some types of possible uncertainties mentioned above. During the process of model structure estimation an appropriate principal component analysis technique is applied when necessary.

Bayesian network adaptation

Bayesian networks (BN) create one of the powerful modern probabilistic instruments for solving the problems of mathematical modeling, forecasting, classification, control and decision support [23–26]. To estimate BN model structure the algorithms are used on the basis of statistical data that characterize evolution of the network variables. It is possible to develop and use the algorithms that allow for adaptation of the network structure to the new data coming in real time. This is a choice used in the DSS with adaptation features.

The adaptation procedure could be explained using the following notation: $Z = \{X_1, ..., X_n\}$ is a set of BN model nodes that is determined by the number of variables hired to construct appropriate directed graph; $E = \{(X_i, X_j) \mid X_i, X_j \in Z\}$ is a set of BN arcs; X_i is a BN node that corresponds to the observations of one variable; $n = |Z|$ is a total number of BN nodes; r_i is a number of values that could be accepted by the node X_i; v_{ik} is the *k*-th value of variable X_i; Π_i is the set of parent nodes for the variable X_i; φ_i is the set of possible initializations Π_i for the node X_i; $q_i = |\varphi_i|$ is the number of possible initializations Π_i; φ_{ij} is *j*-th initialization for the set of parent nodes Π_i for X_i; B_S is structure of BN; B_P is probabilistic specification of BN, i.e. the part of BN description that represents its probabilistic characteristics, $\theta_{ijk} = p(X_i = v_{ik} \mid \varphi_{ij}, B_P)$ under condition that the sum of the probabilities $\sum_k \theta_{ijk} = 1$; $f(\theta_{ij1}, ..., \theta_{ijr_i})$ is the probability density for the node X_i and initialization φ_{ij}; D_0 is database; S_0 is preliminary estimate of BN structure computed on the basis of available data D_0; D_1 is database of observations that were not used for estimating preliminary structure S_0; S_1 is BN structure found after S_0 adaptation to the new data D_1. The problem is to construct algorithm for adaptation of initial Bayesian network $G = \langle Z, E \rangle$ having the structure, S_0, to the new observations D_1.

This way a new (or modified) model structure will be formed: $S_1 \Leftrightarrow D_1$. The statistical data used could exhibit arbitrary probability distribution, and the processes described by the

data could be of nonlinear non-stationary nature i.e. their mathematical expectation $E[X_i] \neq const$ and variance, $E\{X_i - E[X_i]\}^2 \neq const$.

Adaptation of the BN to new data is implemented in the following way:

- implementation of the procedure for refining the model structure: here the model arcs can be eliminated or added;
- correcting the probabilistic part of the model (conditional probability tables or CPTs).

At the initial stage of learning BN the probabilistic part of the model is represented in the form of CPTs that are computed on the basis of the frequency analysis of available statistical data. Consider the procedure of correcting this probabilistic part of the model. For this purpose it is more convenient to save (and use) the values of N_{ijk} instead of the CPTs themselves, where N_{ijk} is a number of values corresponding to the, θ_{ijk}. This way it is possible to perform renewing the data faster regarding conditional distributions and the values themselves could be computed using the Dirichlet expression:

$$p(X_i = v_{ik} \mid \Pi_i = \varphi_{ij}) = \frac{N_{ijk} + 1}{N_{ij} + r_i}.$$

When correcting the BN structure the order of the nodes analysis will be determined by the value that each node provides for the following conditional probability [27]:

$$p(D_1 \mid D_0, S_0) = \prod_{i=1}^{n} \frac{\prod_{s=1}^{R_i} \prod_{t=1}^{Q_i} \prod_{u=1}^{m_{its}} \left(N_{its} + u\right)}{\prod_{t=1}^{Q_i} \prod_{u=1}^{M_{it}} \left(N_{it} + r_i - 1 + u\right)}.$$

An informational importance of the model arcs is performed as follows. To determine the necessity of deleting a node the following value is computed: $K_{delete}(S_0)$ for the current configuration of the parent nodes set. Also the value of $K_{delete}(S_{-1}^m)$ is computed for the directed graph configurations that represent the result of deleting one of M ($1 \leq m \leq M$) input arcs for the current node. Under condition $K_{delete}(S_{-1}^m) \leq K_{delete}(S_0)$ the m-th arc continues to belong to the model structure because its elimination results in decreasing of the local quality functional (i.e. for the current node). Otherwise the arc is registered in the list of arcs that should be tested further on for elimination. The further testing is based upon computing the value of the local functional for initially set configuration (structure) and for the configurations that result from eliminating of one of the arcs that still are left in the list.

As far as BN model constructing strategy is based upon the general functional

$$P(S_1 \mid D_1, D_0, S_0) = \arg\max_S \frac{P(S \mid D_0) P(D_1 \mid S, D_0)}{P(D_1 \mid S_0, D_0)},$$

the arcs elimination and adding procedure is of optimization type and is performed in the following way. The arc elimination should result in decreasing the value of the first member in the nominator, $P(S \mid D_0)$, because it reaches maximum with $S = S_0$ when initial structure S_0 is formed. Generally, to get a positive effect of adaptation it is necessary to compensate the loss due to arc elimination by the effect of adding new arc. That is why the search for the arc to be added to the graph is performed as mentioned above. Estimation of effect due to adding the arc is also based on the local quality functional, its value should increase [27, 28].

Examples of the DSS application

Example 1. Numerous examples of model constructing and forecasting have been solved with the DSS developed. In this example bank client's solvency is analyzed, i.e. application scoring is estimated. The database used consisted of 4700 records that were divided into learning sample (4300 records), and test sample (400 records). The default probabilities were computed and compared to actual data, and also errors of the first and second type were computed using various levels of cut-off value. It was established that maximum model accuracy reached for Bayesian network was 0.787 with the cut-off value 0.3. The Bayesian network is "inclined to over insurance", i.e. it rejects more often the clients who could return the credit. The model accuracy and the errors of type I and type II depend on the cut-off level selected. The cut-off value determines the lowest probability limit for client's solvency, i.e. below this limit a client is considered as such that will not return the credit. Or the cut-off value determines the lowest probability limit for client's default, i.e. below this limit a client is considered as such that will return the credit. As far as the cut-off value of 0.1 or 0.2 is considered as not important, in practice it is reasonable to set the cut-off value at the level of about 0.25 – 0.30. Statistical characteristics characterizing quality of the models constructed are given in Table 1.

Table 1.

Adequacy of the models constructed

Model type	Gini index	AUC	Common accuracy	Model quality
Bayesian network	**0.719**	0.864	0.787 (0.806)	Very high
Logistic regression	0.685	0.858	**0.813 (0.828)**	Very high
Decision tree	0.597	0.798	0.775	Acceptable
Linear regression	0.396	0.657	0.631 (0.639)	Unacceptable

Thus, the best models for estimation of probability for credit return are logistic regression and Bayesian network. The best common accuracy showed logistic regression, 0.813, though Bayesian network exhibited higher Gini index, 0.719 (the values in parenthesis show improvement due to application o adaptive mode of modeling). The decision tree hired is characterized by Gini index of about 0.597, and *CA* = 0.775. It should be stressed that acceptable values of Gini index for developing countries like Ukraine are located usually in the range between 0.4 – 0.6. The Bayesian network constructed and nonlinear regression showed high values of Gini index that are acceptable for the Ukrainian economy in transition.

Example 2. In this case the following four types of scoring were studied:

- application scoring that is based on the data given by clients during the process of analyzing the possibility for providing them with a loan;
- behavioral scoring or scoring analysis within the period of loan usage; this study was directed to monitoring of a loan keeper account state, in this case we estimated the probability of timely return of the loan by clients, optimal loan limit for the loans etc.;
- strategic scoring that is directed towards determining the strategy regarding non-reliable loan keepers violating the rules established;
- fraud scoring the purpose of which is to determine the probability of potential fraud on behalf of clients.

The database used in this case consisted of 96000 records with 30 tokens for each client. Some results of computational experiments are presented in Table 2.

Table 2.

Results of computational experiments for application and behavior scoring

Model used	Application scoring			Behavior scoring		
	Mean AUC	Common accuracy	Learning time	Mean AUC	Common accuracy	Learning time
Logistic regression	0.917	0.873	3.47	0.905	0.854 (0.876)	2.66
Bayesian network	0.922	0.862	2.98	0.913	0.851 (0.864)	2.86
Gradient boosting	0.974	0.925	148.64	0.971	0.911 (0.929)	150.78

The table contains common accuracy values for the computational experiments without adaptation and with adaptation in parenthesis. The adaptation mode has always generated better results than the mode without adaptation feature. For the purpose of simulating adaptation mode the data were divided into parts of equal size (3000 records in each part) and then after model constructing and usage the new data portion was fed into model constructing algorithm.

To analyze strategic scoring the subset of data was used that characterizes annual income of active clients and their total expenditures according to their credit cards within a year. The purpose of the study is to divide clients into clusters and to apply a unique management strategy to each cluster using *K*-means technique. The basic parameter for using *K*-means clustering technique is a number of clusters *K*. The parameter is estimated using the concept of minimizing sum of squares criterion within a cluster (WCSS). It was established that six clusters provide for an acceptable clustering of the clients:

- K1: an average income and low expenses;
- K2: low income and low expenses;
- K3: high income and high expenses;
- K4: low income and high expenses;
- K5: an average income and high expenses;
- K6: very high income and high expenses.

The fraud analysis was performed with the highly unbalanced data: 187 operations out of the total number of operations 86754 were classified as the fraud. The positive class of the data (fraud) included 0.215% of all the operations performed. The Bayesian network constructed on the data showed AUC = 0.863. After the data was corrected with expanding the smaller class of data (oversampling approach) the result of classification was improved to the following: AUC = 0.896. Finally a combined approach was applied to solving the problem that supposes application of oversampling, elimination of “noise” from the observations, and gradual improvement of balance between the classes to about 40 : 60 and 50 : 50. The result of classification was improved to the AUC = 0.928, and in adaptation mode to the value of about AUC = 0.935.

Example 3. As an example of methodology application a time series was studied, the values of which were gold prices within the period between the years 2005 – 2006 (sample contains 504 values). The statistical characteristics showing constructed models and forecasts quality are given in Table 3. Here the case is considered when adaptive Kalman filter was not used for preliminary data processing smoothing.

Thus, the best model turned out to be AR(1) + trend of 4th order. It provides a possibility for one step ahead forecasting with mean absolute percentage error of about 3.19%, and Theil coefficient is $U = 0.024$. The Theil coefficient shows that this model is generally good for short-term forecasting. Statistical characteristics of the models and respective forecasts computed with adaptive Kalman filter application for data smoothing are given in table 4. Here optimal filter played positive role what is supported by respective statistical quality parameters.

Table 3.

Models and forecasts quality without adaptive Kalman filter application

Model type	Model quality			Forecast quality			
	R^2	$\sum e^2(k)$	DW	MSE	MAE	MAPE	Theil
AR(1)	0.99	25644.67	2.15	49.82	41.356	8.37	0.046
AR(1,4)	0.99	25588.10	2.18	49.14	40.355	8.12	0.046
AR(1) + 1st order trend	0.99	25391.39	2.13	34.39	25.109	4.55	0.032
AP(1,4) +1st order trend	0.99	25332.93	2.18	34.51	25.623	4.67	0.032
AR(1) + 4th order trend	0.99	25173.74	2.12	25.92	17.686	3.19	0.024

Table 4.

Models and forecasts quality with application of adaptive Kalman filter

Model type	Model quality			Forecast quality			
	R^2	$\sum e^2(k)$	DW	MSE	MAE	MAPE	Theil
AR(1)	0.99	24376.32	2.11	45.21	39.73	7.58	0.037
AR(1,4)	0.99	24141.17	2.09	47.29	38.75	7.06	0.035
AR(1) + 1st order trend	0.99	23964.73	2.08	31.15	22.11	3.27	0.029
AR(1) + 4th order trend	0.99	22396.83	2.04	21.35	13.52	2.71	0.019

Again the best model turned out to be AR(1) + trend of 4th order. It provides a possibility for one step ahead forecasting with mean absolute percentage error of about 2.71%, and Theil coefficient is: $U = 0.019$. Thus, in this case the results achieved are better than in previous modeling and short-term forecasting without filter application.

Example 4. Statistical analysis of the time series selected with application of Goldfeld-Quandt test proved that gold prices data create heteroscedastic process with time varying conditional variance. As far as the variance is one of the key parameters that is used in the rules for performing trading operations it is necessary to construct appropriate forecasting models. Table 5 contains statistical characteristics of the models constructed as well as quality of short-term variance forecasting. To solve the problem we used generalized autoregressive conditionally heteroscedastic (GARCH) models together with description of the processes trend which is rather sophisticated (high order process). The models of this type (GARCH) demonstrated low quality of short-term forecasts, and quite acceptable (EGARCH) one-step ahead forecasting properties. The values of MAPE (adapt.) given in the 6th column for the

mode of operation with adaptation show improvement of short term forecasting for conditional variance when modeling system operated in the mode with model adaptation.

Table 5.

Results of modeling and forecasting conditional variance

Model type	Model quality			Forecast quality			
	R^2	$\sum e^2(k)$	DW	MSE	MAPE (adapt.)	MAPE	Theil
GARCH(1,7)	0.99	153639	0.113	972.5	515.3	517.6	0.113
GARCH (1,10)	0.99	102139	0.174	458.7	208.2	211.3	0.081
GARCH (1,15)	0.99	80419	0.337	418.3	118.7	121.6	0.058
EGARCH (1,7)	0.99	45184	0.429	67.8	7.85	8.74	0.023

Thus, the best model constructed was exponential GARCH(1,7). The achieved value of MAPE = 8.74% (and 7.85% in adaptation mode) comprises very good result for forecasting conditional variance. Further improvements of the forecasts were achieved with application of the adaptation scheme proposed. An average improvement of the forecasts was in the range between 0.8 – 1.5%, what justifies advantages of the approach proposed. Combination of the forecasts generated with different forecasting techniques helped to further decrease mean absolute percentage forecasting error for about 0.5 – 0.8% in this particular case. It should be stressed that analysis of heteroscedastic processes is very popular today due to multiple engineering, economic and financial applications of the models and forecasts based upon them.

Discussion

The results of computational experiments achieved lead to the conclusion that today the family of scoring models used including logistic regression, Bayesian networks and gradient boosting belong to the family of the best current instruments for banking system due to the fact they provide a possibility for detecting “bad” clients and to reduce financial risks caused by the clients. It also should be stressed that DSS developed creates very useful instrument for a decision maker that helps to perform quality processing of client’s statistical data using various techniques, generate alternatives and to select the best one relying upon a set of appropriate statistical criteria. An important role in the computational experiments performed played the possibility of model adaptation to available and new data. The adaptation mode has always generated better results than the mode without this adaptation feature. The extra model variables can be created by combining available statistical data, and nonlinearities can be introduced into a model by inserting appropriate polynomial members. The system proposed performs tracking of the whole computational process using separate sets of statistical quality criteria at each stage (each level of the system hierarchy) of decision making: quality of data, adequacy of models constructed and quality of the forecasts (or risk estimates).

Thus, the systemic approach to modeling and forecasting proposed is definitely helpful for constructing the DSS possessing the features of directed search for the best forecasting model in respective spaces of model structures and parameters, and consequently to enhance its adequacy. The computational experiments with actual data showed high usefulness of the systemic approach to modeling and forecasting. It is necessary to perform its further refinement in the future studies and applications. And it is also important to improve formal descriptions for the uncertainties mentioned and to use them for reducing the degree of

uncertainty in model building procedures and forecast estimation. It was found that influence of statistical and probabilistic uncertainties can be reduced substantially by making use of respective data filtering techniques, imputation of missing values, orthogonal transforms, and the models of probabilistic type; first of all those are Bayesian programming models and techniques.

Conclusions

The systemic methodology was proposed for constructing decision support system for adaptive mathematical modeling and forecasting modern economic and financial processes as well as for credit risk estimation that is based on the following system analysis principles: hierarchical system structure, taking into consideration probabilistic and statistical uncertainties, availability of model adaptation procedures, generating multiple decision alternatives, and tracking of computational processes at all the stages of data processing with appropriate sets of statistical quality criteria (known or newly introduced).

The system developed has a modular architecture that provides a possibility for easy extension of its functional possibilities with new parameter estimation techniques, forecasting methods, financial risk estimation, and generation of decision alternatives. High quality of the final result is achieved thanks to appropriate tracking of the computational processes at all data processing stages: preliminary data processing, model structure and parameter estimation, computing of short- and middle-term forecasts, and estimation of risk variables/parameters. The system is based on the ideologically different methods of dynamic processes modeling and risk forecasting (regression analysis and probabilistic approach) what creates appropriate basis for hiring various approaches to achieve the best results. The illustrative examples of the system application show that it can be used successfully for solving practical problems of forecasting dynamic processes evolution and risk estimation. The results of computational experiments lead to the conclusion that today scoring models, nonlinear regression and Bayesian networks are the best instruments for banking system due to the fact that they provide a possibility for detecting “bad” clients and to reduce financial risks caused by the clients. It also should be stressed that the DSS constructed turned out to be very useful instrument for a decision maker that helps to perform quality processing of statistical data using ideologically different techniques, appropriate sets of statistical quality criteria, generate alternatives and select the best one. The DSS can be used for supporting decision making process in various areas of human activities including development of strategy for banking system regarding risk management and industrial enterprises, investment companies etc.

Further extension of the system functions is planned with new forecasting and decision making techniques based on probabilistic methodology, fuzzy sets and other artificial intelligence methods. An appropriate attention should also be paid to constructing user friendly adaptive interface based on the human factors principles.

References

1. Jao C.S. Efficient decision support systems – practice and challenges from current to future. Rijeka (Croatia): Intech, 2011. 556 p.
2. Fernandez, G. Data mining using SAS applications. New York: CRC Press LLC, 2003. 360 p.
3. Dovgyj S.O., Bidyuk P.I., Trofymchuk O.M. DSS on the basis of statistical and probabilistic methods. Kyiv: Logos, 2014. 419 p.
4. Zgurowskii M.Z., Pankratova N.D. System analysis: problems, methodology, applications. Kyiv: Naukova Dumka, 2005. 745 p.
5. Harris C., Hong X., Gan Q. Adaptive modeling, estimation and fusion from data. Berlin: Springer, 2002. 322 p.

6. Harvey A.C. Forecasting, structural time series models and the Kalman filter. Cambridge: The MIT Press, 1990. 554 p.
7. Rasmussen C.E., Williams C.K.I. Gaussian processes for machine learning. Cambridge (Massachusetts), The MIT Press, 2006. 248 p.
8. Bidyuk P.I., Romanenko V.D., Tymoshchuk O.L. Time series analysis. Kyiv: Polytechnika, NTUU «KPI», 2013. 600 p.
9. Almeida E., Ferreira C., Gama J. Adaptive model rules from data streams. In: Blockeel H., Kersting K., Nijssen S., Zelezny F. (eds) *Machine Learning and Knowledge Discovery in Data bases*. ECML PKDD-2013. Lecture Notes in Computer Science, Vol. 8188, Springer, Berlin. Pp. 480 – 492.
10. Succarat G., Escribano A. Automated model selection in finance: general-to-specific modeling of the mean, variance and density. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 2012. Vol.74, Issue 5. Pp. 716-735.
11. Pretis F., Reade J.J., Succarat G. Automated general-to-specific (GETS) regression modeling and indicator saturation for outliers and structural breaks. *Journal of Statistical Software*. 2018. Vol.86, Issue 3. Pp. 1-44.
12. Quintana R., Leung M.T. Adaptive exponential smoothing versus conventional approaches for lumpy demand forecasting: case of production planning for a manufacturing line. *International Journal of Production Research*. 2007. Vol. 45, Issue 21. Pp. 4937-4957.
13. Giraitis L., Kapetanis G., Price S. Adaptive forecasting in the presence of recent and ongoing structural change. *Journal of Econometrics*. 2013. Vol.177, Issue 2. Pp. 153-170.
14. Pesaran M.H., Pick A., Pranovich M. Optimal forecasts in the presence of structural breaks. *Journal of Econometrics*. 2013. Vol.177, Issue 2. Pp. 134-152.
15. Watsham T.J., Parramore K. Quantitative Methods in Finance. London: International Thomson Business Press, 1997. 395 p.
16. Xekalaki E., Degiannakis S. ARCH Models for Financial Applications. New York: John Wiley & Sons, Ltd, Publication, 2010. 535 p.
17. Gibbs, B.P. Advanced Kalman filtering, least squares and modeling. Hoboken: John Wiley & Sons, Inc., 2011. 627 p.
18. Haykin, S. Adaptive filter theory. Upper Saddle River (New Jersey): Prentice Hall, 2002. 922 p.
19. Gilks W.R., Richardson S., Spiegelhalter D.J. Markov Chain Monte Carlo in practice. New York: CRC Press LLC, 2000. 486 p.
20. Zgurowskii M.Z., Pankratova N.D. System analysis: problems, methodology, applications. Kyiv: Naukova Dumka, 2005. 743 p.
21. Anfilatov V.S., Emelyanov A.A., Kukushkin A.A. System analysis in control engineering. Moscow: Finansy i Statistika, 2002. 368 p.
22. Zgurowskii M.Z., Podladchikov V.N. Analytical technics of Kalman filtering. Kyiv: Naukova Dumka, 1995. 285 p.
23. Cowell R.G., Dawid A.Ph., Lauritzen S.L., Spiegelhalter D.J. Probabilistic networks and expert systems. Berlin: Springer, 1999. 321 p.
24. Jensen F.V., Nielsen Th.D. Bayesian networks and decision graphs. Berlin: Springer, 2007. 427 p.
25. Koski T., Noble J.M. Bayesian networks. New York: John Wiley and Sons, Ltd., Publication, 2009. 347 p.
26. Zgurowskii M.Z., Bidyuk P.I., Terentyev O.M. Methods of constructing Bayesian networks based on scoring functions. *Cybernetics and System Analysis*. 2008. Vol.44, No.2. Pp. 219-224.
27. Ng B.M. Adaptive dynamic Bayesian networks. *Joint Statistical Meetings*, July 29, August 2, 2007. 9 p.
28. Corriveau G., Guilbault R., Tahan R., Sabourin R. Bayesian network as an adaptive parameter setting approach for genetic algorithms. *Complex Intelligent Systems*. 2016. No.1. Pp. 1-23.

АДАПТИВНЕ МОДЕЛЮВАННЯ І ПРОГНОЗУВАННЯ ЕКОНОМІЧНИХ І ФІНАНСОВИХ ПРОЦЕСІВ

П.І. Бідюк[1], О.П. Гожий[2], І.О. Калініна[2], В.Я. Данилов[1], О.Л. Жиров[1]

[1]Національний технічний університет України «Київський політехнічний інститут імені Ігоря Сікорського»,
просп. Перемоги, 37, Київ, 03056, Україна; e-mail: pbidyuke_00@ukr.net, danilov1950@gmail.com, jirov@ukr.net
[2]Чорноморський державний університет ім. Петра Могили,
вул. 68 Десантників 10, Миколаїв, 54003, Україна; e-mail: alex_gozhyj@gmail.com, irina.kalinina1612@gmail.com

Дослідження спрямоване на створення адаптивної системи підтримки прийняття рішень для моделювання і прогнозування нелінійних нестаціонарних процесів в економіці, фінансах та інших галузях людської діяльності. Широко розповсюдженими є гетероскедастичні, інтегровані та коінтегровані процеси. Для коректного встановлення класу досліджуваного процесу застосовуються спеціальні статистичні тести, які дають можливість коректно вибрати структуру моделі. Запропоновано процедури для адаптивного оцінювання структури і параметрів регресійних і ймовірнісних моделей, а також архітектура і функціональна схема відповідної інформаційної системи. Розробка системи ґрунтується на сучасних принципах системного аналізу, таких як ієрархічний підхід до створення інформаційних систем, адаптивне оцінювання структури моделей, оптимізація процедур оцінювання параметрів моделей, ідентифікація, врахування та мінімізація впливу можливих невизначеностей, які зустрічаються при обробці даних, побудові математичних моделей та оцінюванні прогнозів. Невизначеності зустрічаються при зборі даних, оцінюванні структури і параметрів моделей, в процедурах прогнозування і відіграють роль факторів негативного впливу на обчислювальні процедури в інформаційній системі. Зменшення їх впливу сприяє підвищенню якості проміжних та остаточних результатів обчислювальних експериментів. Всі запропоновані методи, моделі і процедури функціонують у межах створеної інформаційної системи підтримки прийняття рішень. Функціонування цієї системи спрямовано на підвищення якості моделей, оцінок прогнозів, а також рішень, що приймаються на основі прогнозів. Розглянуто ілюстративні приклади практичного застосування розробленої системи, що підтверджують її функціональність.

Ключові слова: нелінійні нестаціонарні процеси, система підтримки прийняття рішень, адаптація структури і параметрів моделей, ідентифікація та мінімізація невизначеностей, короткострокове прогнозування.

АДАПТИВНОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ И ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ЭКОНОМИЧЕСКИХ И ФИНАНСОВЫХ ПРОЦЕССОВ

П.И. Бидюк[1], А.П. Гожий[2], И.А. Калинина[2], В.Я. Данилов[1], А.Л. Жиров[1]

[1]Национальный технический университет Украины «Киевский политехнический институт имени Игоря Сикорского»,
просп. Победы, 37, Киев, 03056, Украина; e-mail: pbidyuke_00@ukr.net, danilov1950@gmail.com, jirov@ukr.net
[2]Чорноморский государственный университет им. Петра Могилы,
ул. 68 Десантников 10, Николаев, 54003, Украина; e-mail: alex_gozhyj@gmail.com, irina.kalinina1612@gmail.com

Исследование направлено на создание адаптивной системы поддержки принятия решений для моделирования и прогнозирования нелинейных нестационарных процессов в экономике, финансах и других отраслях деятельности человека. Широко распространенными являются гетероскедастические, интегрированные и коинтегрированные процессы. Для корректного определения класса исследуемых процессов используются специальные статистические тесты, которые дают возможность корректно выбрать структуру модели. Предложены процедуры для адаптивного оценивания структуры и параметров регрессионных и вероятностных моделей, а также архитектура и функциональная схема соответствующей информационной системы поддержки принятия решений. Разработка системы основывается на современных принципах системного анализа, таких как иерархический подход к созданию архитектуры информационных систем, адаптивное оценивание структуры моделей, оптимизация процедур оценивания параметров моделей, идентификация учет и минимизация воздействия возможных неопределенностей, которые встречаются при сборе данных, оценивании структуры и параметров моделей, в процедурах прогнозирования и играют роль факторов негативного влияния на вычислительные процедуры в информационной системе. Уменьшение их влияния способствует повышению качества промежуточных и окончательных результатов вычислительных экспериментов. Функционирование системы направлено на улучшение качества моделей и оценок прогнозов. Рассмотрены иллюстративные примеры практического использования разработанной системы, которые подтверждают ее функциональность.

Ключевые слова: нелинейные нестационарные процессы, система поддержки принятия решений, адаптация структуры и параметров моделей, идентификация и минимизация неопределенностей, краткосрочное прогнозирование.

DOI 10.15276/imms.v9.no4.251
УДК 004.942.001.57

Informatics and Mathematical Methods in Simulation
Vol. 9 (2019), No. 4, pp. 251-265

МАТЕМАТИЧНІ МОДЕЛІ ВАГОНА-ЦИСТЕРНИ ТА НАЛИВНИХ ВАНТАЖІВ, ЩО ПЕРЕВОЗЯТЬСЯ НЕЮ

С.А. Положаєнко, О.В. Рудковський

Одеський національний політехнічний університет,
просп. Шевченка, 1, Одеса, 65044, Україна; e-mail: sanp277@gmail.com

Аналіз логістичного забезпечення залізниці показує, що при зростанні відповідальності останньої за надання якісних транспортних послуг відсутня можливість отримання повної оперативної інформації щодо стану вантажів, зокрема, класу наливних вантажів, які перевозяться у вагонах-цистернах з обмеженим доступом для вимірювань за весь час здійснення операцій транспортного циклу. Зазначена задача наразі не має ефективних шляхів рішення, причому її актуальність полягає в тому, що під час транспортування даної групи вантажів або перебування в умовах інфраструктури залізниці під впливом природних факторів (опадів, перепадів температури тощо) фізико-хімічні властивості наливних вантажів можуть зазнавати значних змін, навіть до втрати їх (вантажів) товарної цінності (зміна агрегатних станів, агломерація різної фізичної природи, утворення нових речовин та підвищене газовиділення тощо). Ускладнення щодо вирішення задачі визначення поточного стану вантажів вказаного класу та відповідного нетяглового рухомого складу виникають через неможливість прямих вимірів, зумовлену, зокрема, такими чинниками як: відсутність прямого доступу до вантажу для вимірювань (внаслідок пломбування вагонів); значні геометричні розміри вагонів, що ускладнює для них заміри у всій порожнині; невиправдані витрати часу на здійснення вимірювань тощо. Дієвим шляхом розв’язування задачі визначення поточного стану вантажів при здійсненні операцій транспортного циклу на залізниці слід розглядати запровадження підходу, що ґрунтується на застосуванні методів математичного моделювання з відповідною модельною підтримкою. В цьому випадку, з одного боку – не виникає потреби додаткового дообладнання РС та інфраструктури залізниці певною апаратурою (датчики, засоби телеметрії, канали зв’язку тощо), а з другого боку — забезпечується отримання оцінки стану вантажу з бажаною деталізацією по всій порожнині вагону та прогнозування стану вантажу на бажаний період часу з урахуванням можливих змін умов (погодних, транспортних, перевантаження тощо) при здійсненні технологічних операцій залізницею.

Ключові слова: не тягловий рухомий склад, вагон-цистерна, наливні вантажі, математична модель, алгоритм числової реалізації.

Актуальність теми

Важливою задачею при здійсненні залізничних перевезень, яка на даний час не має ефективних шляхів рішення, є задача визначення поточного стану вантажів при виконанні операцій транспортного циклу (магістральні перегони між станціями призначення, тимчасове збереження вантажу у вагонах при формуванні складу поїздів та на «відстої» тощо). Зокрема, ця задача гостро стоїть для класу вантажів таких груп як: наливні, сипкі, кускові та гранульовані, а також нетяглового рухомого складу (РС), в яких зазначені вантажі перевозяться (тимчасово зберігаються). Актуальність вирішення цієї задачі полягає в тому, що під час транспортування даних груп вантажів, або перебування в умовах інфраструктури залізниці, під впливом природних факторів (опадів, перепадів температури, зміни освітленості, сонячної радіації тощо) фізико-хімічні властивості вантажів можуть зазнавати значних змін, навіть до втрати їх (вантажів) товарної цінності (зміна агрегатних станів, агломерація різної фізичної природи, утворення нових речовин та підвищене газовиділення тощо). Ускладнення

щодо вирішення задачі визначення поточного стану вантажів вказаного класу та нетяглового РС, в якому вони перевозяться (тимчасово зберігаються), виникають через неможливість прямих вимірів, зумовлену, зокрема, такими чинниками як: відсутність прямого доступу до вантажу для вимірювань (внаслідок пломбування вагонів); значні геометричні розміри вагонів, що ускладнює для них заміри у всій порожнині; невиправдані витрати часу на здійснення вимірювань тощо.

Принагідно слід зазначити, що останнім часом робляться спроби розташування датчиків у опломбованих вагонах та здійснення відповідних дистанційних вимірювань. Одначе, така практика пов'язана з певними матеріальними витратами на реалізацію такого роду вимірювань (вартість датчиків; обладнання вагонів та залізничної інфраструктури необхідною апаратурою для дистанційних вимірювань і вимірювань під час руху; метрологічна підтримка), а також забезпечує лише інтегральну (або, навіть, точкову) оцінку стану вантажів, що зумовлено розташуванням у вагоні, як правило, одного датчика.

Огляд досліджень

Наявні літературні джерела, присвячені організації та виконанню залізничних перевезень, в питаннях щодо прогнозування стану вантажів при здійсненні технологічних операцій транспортування, зосереджують увагу на захисті [1–5] та забезпеченні бажаних умов зберігання вантажів [6–9]. Контролю поточного стану вантажів за допомогою датчиків, розташованих у вагонах, присвячено, зокрема, роботи [10, 11]. Наразі не виявлено робіт, в яких піднімаються питання математичного моделювання стану вантажів та нетяглового РС, в яких вони перевозяться

Мета роботи

Метою статті є виклад теоретичних розмірковувань щодо розробки математичних моделей (ММ) вагону-цистерни та наливних вантажів, що транспортуються нею, а також результатів практичних досліджень з числової реалізації зазначених ММ.

Основна частина

Розглянемо питання побудови ММ нетяглового РС залізниці (вагона-цистерни) та наливних вантажів на всіх етапах циклу транспортування нею (міжстанційні перегони, завантажувально-розвантажувальні операції, «відстій» і складське зберігання), а також числові методи реалізації зазначених моделей.

Зазначимо, що з точки зору постановки та розв'язування задач математичного моделювання особливий інтерес слід зосередити, зокрема, з одного боку – на вагонах-цистернах а з другого – на наливних вантажах. Цей інтерес зумовлено тим, що зазначені вантажі на етапах циклу транспортування залізницею, в силу своїх фізико-хімічних особливостей (зокрема, фазовим переходам та газовиділенню, спричинених перепадами температур; підвищеної гігроскопічності від зміни вологості, тощо) можуть зазнавати суттєвого негативного впливу, навіть до втрати товарної цінності (наприклад, загустіння, спікання, розкладання із переходом у інші агрегатні стани або речовини), що можна прогнозувати в ході математичного моделювання. Транспортування даної групи вантажів здійснюється саме вказаним вище нетягловим РС (вагонами-цистернами), що також зумовлює необхідність складання ММ цього РС. Крім того інтерес щодо постановки та розв'язування задач математичного моделювання стану перелічених вантажів, в тому числі прогнозування їх фізико-хімічних властивостей у

певний час (та відповідного нетяглового РС) випливає з умов транспортування – обов'язкового «пломбування» вагонів, що виключає можливий доступ до вантажів та контроль (вимір) їх поточного стану.

Таким чином, математичне моделювання стає чи не єдиним доступним інструментарієм щодо проведення такого роду досліджень.

Вагон-цистерна, який не має додаткового обладнання являє собою металевий (сталевий) бак циліндричної форми радіусу r та довжиною z (рис. 1).

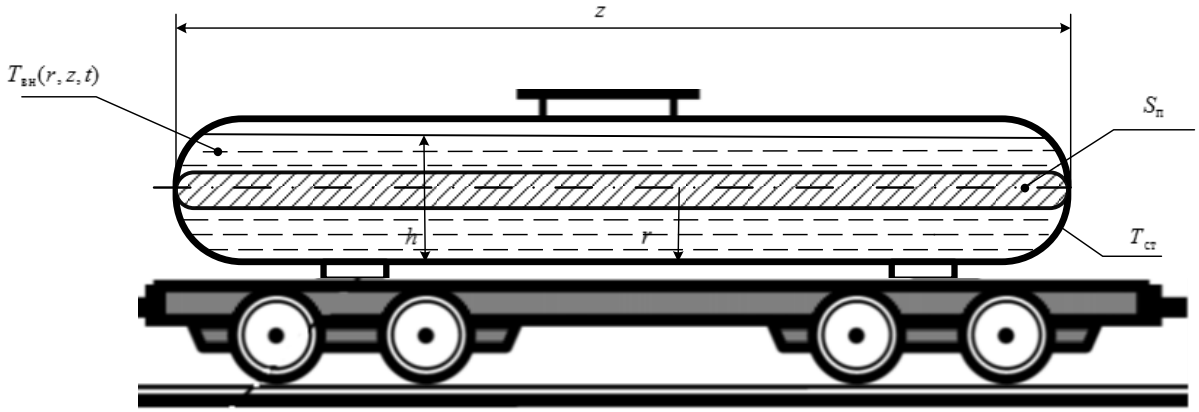


Рис. 3. Розрахункова схема вагона-цистерни

Область Ω в просторі $\Re^n$, яку займає рідина-вантаж в порожнині вагону-цистерни, являє собою в перетині по осі уздовж останньої – прямокутник (округленнями у передній та задній частинах конструкції вагона-цистерни для простоти можна знехтувати), границю Γ якого утворює зверху «дзеркало» рідини-вантажу, а з боків та низу – стінки баку вагону-цистерни. Область Ω з границею Γ утворюють замикання $\overline{\Omega} = \Omega \cup \Gamma$. Час перебування вантажу у вагоні-цистерні (враховуючи час перевезення та/або тимчасового зберігання) представляється інтервалом $t = [0, t_к]$. Бак вагона-цистерни характеризується площиною горизонтального перетину $S_п$ та висотою h стовпа рідини (вантажу), що перевозиться. Рідина-вантаж має температуру внутрішньої порожнини баку вагона-цистерни $T_{вн} = T_{вн}(r,z,t)$, а зовнішня стінка баку $T_{ст}$ може приймати температуру оточуючого середовища $T_{ос}$ або зазнавати радіаційного опромінення до температури $T_{рад}$. Об'єм рідини, що перебуває в порожнині бака вагона-цистерни, характеризується початковим значенням на момент завантаження $t_п$, а саме $V_{поч}(t_п)\big|_{t_п=0} = V_{поч}$, та поточним значенням на момент часу $t_к$ – тобто $V_{пот}(t_к)$.

З урахуванням введених позначень, запишемо рівняння матеріального та енергетичного (у вигляді рівняння динаміки температури) балансів для баку вагона-цистерни у диференціальній формі:

$$S_п \frac{\partial h(r,z,t)}{\partial t} = \frac{V_{поч} - V_{пот}(t_к)}{t_к - t_п} = \frac{V_{поч} - V_{пот}(t_к)}{t_к}, \tag{1}$$

$$\frac{\partial T_{вн}(r,z,t)}{\partial t} = -\frac{m\alpha V_{пот}(t_к)}{\rho C_p S_п}\left[\frac{\partial T_{вн}(r,z,t)}{\partial z} + \frac{1}{2\pi r}\frac{\partial T_{вн}(r,z,t)}{\partial r}\right] - \frac{2\pi r m\alpha}{\rho C_p S_п}\left[T_{ст}(t_к) - T_{вн}(r,z,t)\right] \tag{2}$$

з початковими

$$V_{\text{поч}}\left(t_{\text{п}}\right)\Big|_{t_{\text{п}}=0}=V_{\text{поч}_0},\ \ V_{\text{пот}}\left(t_{\text{к}}\right)\Big|_{t_{\text{к}}=0}=V_{\text{поч}_0},\ \ T_{\text{вн}}\left(r,z,t\right)\Big|_{t=0}=T_{\text{вн}_0},\ \ T_{\text{ст}}\left(t\right)\Big|_{t=0}=T_{\text{ст}_0}, \tag{3}$$

та граничними умовами

$$\begin{gathered} h(r,z,t)\big|_{r=0}=0,\ \ T_{\text{вн}}(r,z,t)\big|_{r=0}=T_{\text{вн}}(0,z,t), \\ h(r,z,t)\big|_{r=2r}=2r,\ \ T_{\text{вн}}(r,z,t)\big|_{r=2r}=T_{\text{вн}}(2r,z,t), \\ T_{\text{ст}}(t)=T_{\text{ст}}(t_{\text{к}}),\ \ T_{\text{ст}}(t_{\text{к}})=\left[T_{\text{ос}}(t_{\text{к}}),T_{\text{рад}}(t_{\text{к}})\right], \end{gathered} \tag{4}$$

де m – маса рідини-вантажу; ρ, C_p, α – відповідно щільність та теплоємність рідини-вантажу (середні значення), а також коефіцієнт теплопередачі від стінки баку до його порожнини.

Рівняння (1)–(4) утворюють ММ вагона-цистерни з рідиною-вантажем (у постановці щодо визначення температури рідини-вантажу у баку вагона-цистерни). Причому, рівняння (1) та (2) являють собою рівняння динаміки, а (3) та (4) – відповідно задають початкові та граничні умови.

ММ виду (1)–(4) отримано за припущення, що щільність ρ рідини-вантажу має усереднене значення або мало залежить від температури внутрішньої порожнини баку вагона-цистерни $T_{\text{вн}}=T_{\text{вн}}(r,z,t)$ чи від температури його (баку) зовнішньої стінки $T_{\text{ст}}$, тобто виконуються умови: $\rho=\rho(T_{\text{вн}})\approx\text{const}$, $\rho=\rho(T_{\text{ст}})\approx\text{const}$.

В разі невиконання зазначених умов, оборотному характеру залежності щільності рідини-вантажу від температури та при нетривалому постійному значенні температури $T_{\text{вн}}$ (або $T_{\text{ст}}$) щільність рідини-вантажу можна визначити за імперичними залежностями $\rho=\rho(T)$ для відповідних рідин. Наприклад, для сирої нафти та продуктів її переробки такою залежністю може слугувати формула Д. І. Менделєєва [12]:

$$\rho_4^t=\rho_4^{20}-a(t-20),$$

де ρ_4^t – відносна щільність нафтопродукту при температурі t, ρ_4^{20} – відносна щільність нафтопродукту при температурі $20^\circ C$ (по відношенню до щільності дистильована вода при $4^\circ C$), a – температурна поправка (коефіцієнт об’ємного розширення) до щільності (табличне значення).

Подібні імперичні формули існують для ряду поширених рідин, які транспортуються залізницею: сірчана кислота та електроліти на її основі [12], луги в рідкому стані [13, 14], гліцерин [15] тощо.

Одначе існує низка рідин-вантажів, для яких залежність щільності від температури носить необоротний характер, що знаходить відображення у зміні густини μ рідини-вантажу [12–15]. До числа таких рідин можна віднести, наприклад, різного роду клеї, колоїдні суміші, водні розчини та суспензії тощо. Для випадку таких речовин запропонуємо відповідну ММ, що враховує зміну щільності під час транспортування залізницею в вагонах-цистернах.

При цьому рівняння матеріального балансу залишається тотожнім (1), а рівняння енергетичного балансу (як відповідне рівняння, що враховує динаміку параметру щільності рідини-вантажу) приймає вигляд:

$$\rho\left(T_{\text{вн}}\left(r,z,t\right)\right)\frac{\partial T_{\text{вн}}\left(r,z,t\right)}{\partial t}=\left(C_p\,S_{\text{п}}\right)\times\left\{-\frac{m\alpha V_{\text{пот}}\left(t_{\text{к}}\right)}{\rho C_p S_{\text{п}}}\times\left[\frac{\partial T_{\text{вн}}\left(r,z,t\right)}{\partial z}+\right.\right.$$
$$\left.\left.+\frac{1}{2\pi r}\frac{\partial T_{\text{вн}}\left(r,z,t\right)}{\partial r}\right]-2\pi r m\,\alpha\left[T_{\text{ст}}\left(t_{\text{к}}\right)-T_{\text{вн}}\left(r,z,t\right)\right]\right\}^{-1}. \tag{5}$$

Рівняння балансів (1) та (5) доповнюються початковими

$$V_{\text{поч}}\left(t_{\text{п}}\right)\Big|_{t_{\text{п}}=0}=V_{\text{поч}_0},\;\; V_{\text{пот}}\left(t_{\text{к}}\right)\Big|_{t_{\text{к}}=0}=V_{\text{поч}_0},\;\; T_{\text{вн}}\left(r,z,t\right)\Big|_{t=0}=T_{\text{вн}_0},$$
$$T_{\text{ст}}\left(t\right)\Big|_{t=0}=T_{\text{ст}_0},\;\; \rho\left(T_{\text{вн}}\left(r,z,t\right)\right)\Big|_{t_{\text{п}}=0}=\rho\left(T_{\text{вн}_0}\right) \tag{6}$$

та граничними умовами

$$h\left(r,z,t\right)\Big|_{r=0}=0,\;\; T_{\text{вн}}\left(r,z,t\right)\Big|_{r=0}=T_{\text{вн}}\left(0,z,t\right),\;\; \rho\left(T_{\text{вн}}\left(r,z,t\right)\right)\Big|_{r=0}=\rho\left(T_{\text{вн}}\left(0,z,t\right)\right),$$
$$h\left(r,z,t\right)\Big|_{r=2r}=2r,\;\; T_{\text{вн}}\left(r,z,t\right)\Big|_{r=2r}=T_{\text{вн}}\left(2r,z,t\right),\;\; \rho\left(T_{\text{вн}}\left(r,z,t\right)\right)\Big|_{r=2r}=\rho\left(T_{\text{вн}}\left(2r,z,t\right)\right), \tag{7}$$
$$T_{\text{ст}}\left(t\right)=T_{\text{ст}}\left(t_{\text{к}}\right),\;\; T_{\text{ст}}\left(t_{\text{к}}\right)=\left[T_{\text{ос}}\left(t_{\text{к}}\right),T_{\text{рад}}\left(t_{\text{к}}\right)\right].$$

Звернемо увагу на той факт, що рідина-вантаж може зазнавати вплив температури $T_{\text{ст}}$ змінної величини в часі (тобто різні за величиною температури $T_{\text{ст}}$ можуть впливати на рідину-вантаж впродовж проміжків часу різної тривалості). В цьому разі останнє рівняння в граничних умовах (7) заміняється такою сукупністю виразів:

$$T_{\text{ст}}\left(t_1\right)=T_{\text{ст}}\left(t_{\text{п}}\right),\;\; T_{\text{ст}}\left(t_2\right)=T_{\text{ст}}\left(t_1+\Delta t_1\right),\;\; T_{\text{ст}}\left(t_i\right)=T_{\text{ст}}\left(t_{i\text{-}1}+\Delta t_i\right),$$
$$T_{\text{ст}}\left(t_{\kappa}\right)=T_{\text{ст}}\left(t_N\right)=T_{\text{ст}}\left(t_{N\text{-}1}+\Delta t_N\right),\;\; T_{\text{ст}}\left(t_i\right)=\left[T_{\text{ос}}\left(t_i\right),T_{\text{рад}}\left(t_i\right)\right];\;\; i=\overline{1,N}. \tag{8}$$

Таким чином, системи рівнянь (1), (5)–(7) або (1), (5), (6), (8) утворюють ММ вагона-цистерни з рідиною-вантажем (у постановці щодо врахування динаміки параметру щільності рідини-вантажу у баку вагона-цистерни).

Запропонуємо ММ вагона-цистерни з рідиною-вантажем, яка відбиває процеси «старіння», що має місце при «розшаровуванні» неоднорідних за складом наливних вантажів від впливу різниці питомої ваги окремих фракцій. Враховуючи, що в вагонах-цистернах з особливими умовами перевезення (зберігання) вантажів (ізотермічні вагони-цистерни та вагони «судини під тиском») енергетичний баланс вантажу майже не змінюється (тобто підтримується постійна температура та тиск у баку цистерни), то в даній ММ буде відсутнє рівняння енергетичного балансу, а рівняння матеріального балансу записується з урахуванням утворення шарів рідини-вантажу, зумовлене дією різниці їх питомої ваги. Іншими словами, рівняння матеріального балансу повинно бути складено відповідно товщини («висоти») δ окремого i-го шару рідини-вантажу і, для перерізу уздовж вагону-цистерни, в термінах, прийнятих на розрахунковій схемі (рис.1), набуває наступного вигляду:

$$m_i S_{\text{п}}\frac{\partial h_i\left(r,z,t\right)}{\partial t}=\frac{\mu_i}{2\pi r^2 z}\times\frac{\partial V_{\text{пот}_{\text{i}}}\left(r,z,t\right)}{\partial r} \tag{9}$$

з початковими

$$\mu_i(r,z,t)\big|_{t=t_п} = \mu_п\,,\ \ (m_i \times N)\big|_{t=t_п} = m_п, \tag{10}$$

та граничними умовами

$$\begin{gathered} h_i(r,z,t)\big|_{r=0} = 0;\ h_i(r,z,t)\big|_{r=h_{i-1}} = 0;\ h_i(r,z,t)\big|_{r=h_i} = \delta_i;\ h_i(r,z,t)\big|_{r=h_N} = N\cdot\delta_i; \\ V_{пот_i}(r,z,t)\big|_{r=0} = 0;\ V_{пот_i}(r,z,t)\big|_{r=h_{i-1}} = 0;\ V_{пот_i}(r,z,t)\big|_{r=h_i} = \delta_i\, rz; \\ V_{пот_i}(r,z,t)\big|_{r=h_N} = \delta_N\, rz\,, \end{gathered} \tag{11}$$

де $i=\overline{1,N}$ – число шарів, що утворюються за час $t=t_к$, і визначається можливим фракційним складом рідини-вантажу; m_i – маса i-го шару рідини-вантажу, μ_i – густина i-го шару рідини-вантажу; $m_п$ та $\mu_п$ – загальна маса та середня густина рідини-вантажу на початковий момент часу $t=t_п$, відповідно; $V_{пот_i}$ – поточний об'єм, що займає i-й шар рідини-вантажу.

При цьому задача полягає у віднаходженні значень δ_i за умови припущення $h_i \equiv \delta_i$ в (9), або – часу $t=t_к$ початку «розшаровування», що встановлюється із співвідношення [148], за яким можна визначити вагу накопиченої в шарі рідини-вантажу висотою δ та об'ємом V (тобто гідравлічний напір стовпа рідини) за час $t=t_к$

$$mg = \frac{\rho\mu_{від}V}{t}\,,$$

де g – прискорення вільного падіння; $\mu_{від}$ – відносна густина рідини.

Рівняння збереження маси (9) може бути представлено відносно щільності ρ_i i-го шару рідини-вантажу, а саме:

$$m_i\frac{\partial h_i(r,z,t)}{\partial t} = \frac{\rho_i\, S_п}{2\pi r^2 z}\cdot\frac{\partial V_{пот_i}(r,z,t)}{\partial r} \tag{12}$$

з відповідними модифікаціями початкових (10) та граничних (11) умов, в яких замість густини i-го шару рідини-вантажу враховано його щільність.

Таким чином, запропоновано ММ вагонів-цистерн та вантажів-рідин, що перевозяться в них, для найбільш поширених типів вагонів-цистерн та випадків транспортних операцій на залізниці.

Для подальших розмірковувань, для зручності, введемо узагальнену ММ наливних вантажів та вагонів-цистерн, в яких вони (вантажі) перевозяться):

$$\frac{\partial\overline{\Psi}(\bar z,t)}{\partial t} == f_i\left[\overline{\Psi}(\bar z,t), \frac{\partial\overline{\Psi}(\bar z,t)}{\partial z}, \frac{\partial^2\overline{\Psi}(\bar z,t)}{\partial z_j^2}, \overline{U}_g(\bar z,t)\right] + D_i\left(\overline{\Psi},\bar z,t\right), \tag{12}$$

$$\forall i=1,...,k;\ \forall j=1,...,N;\ \forall(\bar z)\in\Omega,\ \bar z=(z_1,z_2,...,z_N)^т;\ \forall t\in(0,t_k),\ \ \overline{\Psi}=[\Psi_1,\Psi_2,...,\Psi_k]^т$$

з урахуванням початкових

$$\overline{\Psi}(\bar{z},0)=\overline{\Psi}_0(\bar{z}),\quad \forall(\bar{z})\in\Omega,\ \bar{z}=(z_1,z_2,...,z_N)^{\mathrm{T}};\ \forall t\in(0,t_k) \tag{13}$$

та граничних умов наступних типів:

- граничних умов першого роду, ГУ-1 (типу Діріхле)

$$\overline{\Psi}(\bar{z},t)\Big|_{\substack{z=0\\ z=z_{\max}}}=\varphi_i\left[Q(\bar{z},t)\right],\forall i=1,...,k;\quad \forall(\bar{z})\in\Omega,\ \bar{z}=(z_1,z_2,...,z_N)^{\mathrm{T}};\ \forall t\in(0,t_k) \tag{14}$$

- граничних умов третього роду, ГУ-3

$$\begin{gathered}\left[\partial\overline{\Psi}(\bar{z},t)/\partial z_j\right]_{\substack{z_j=0\\ z_j=z_{j\max}}}=\lambda_i\left[\overline{\Psi}(\bar{z},t),Q(\bar{z},t)\right],\\ \forall i=1,...,k;\ \forall j=1,...,N;\ \ \forall(\bar{z})\in\Omega,\ \bar{z}=(z_1,z_2,...,z_N)^{\mathrm{T}};\ \forall t\in(0,t_k),\end{gathered} \tag{15}$$

де $\overline{\Psi}(\bar{z},t)$ – безперервні функції стану, що залежать від незалежних часової $t\in(0,t_k)$ та просторових $\forall(\bar{z})\in\Omega$ координат (лінійних розмірів вагонів: довжини – l, ширини – b, висоти – h або радіусу – r); функції стану $\overline{\Psi}(\bar{z},t)$ визначаються розв'язком системи (12) – (15), що (за визначенням) існує і є єдиним; $\overline{U}_g(r,\bar{z}_k,t),\ g=1,...,k^*$ – функції розподіленого управління, $\overline{U}_{g_д}\in R^{M_k}$ (наприклад, градієнт температури, зумовлений хімічною реакцію в масі вантажу внаслідок агрегатних змін); $f_i[\cdot]$ – безперервні лінійні або нелінійні функції; $D_i(\overline{\Psi},\bar{z},t)=D_i\{z,t,\Psi_1(\bar{z},t),\Psi_2(\bar{z},t),...,\Psi_k(\bar{z},t)\}$ – лінійні або нелінійні функції, що характеризують дію зовнішніх збуджуючих впливів; $Q(\bar{z},t),\ \forall(\bar{z})\in\Omega$ – задані функції на границі $\partial\Omega$ області, які можуть виступати в якості граничних управляючих впливів; $\lambda_i,\forall i=1,...,k$ – параметр, який характеризує енергетичні властивості елементів об'єкту РС або вантажу (наприклад, коефіцієнт теплопровідності, коефіцієнт теплопередачі, тощо).

Розробимо дискретний аналог узагальненої ММ наливних вантажів (і відповідного нетяглового РС). При цьому зазначимо, що однією з важливих особливостей реалізації ММ досліджуваного класу вантажів та РС, в якому вони перевозяться (тимчасово зберігаються), є оперативність в отриманні прогнозу та мінімальні обчислювальні витрати при машинному моделюванні. Тому, в ході числової реалізації запропонованої вище узагальненої ММ, будемо використовувати економічні різницеві схеми.

Поширеним методом побудови економічних різницевих схем є метод сумарної апроксимації [16]. Детально застосування методу сумарної апроксимації з відповідними дослідженнями точності дискретних ММ було проведено, наприклад в [17], для класу варіаційних нерівностей з параболічними операторами та у подальшому розвинуто на випадок диференційних рівнянь у часткових похідних (ДРЧП) з гіперболічними та гіперболо-параболічними операторами, зокрема, у роботах [18 — 21]. З урахуванням викладеного вище, розробку дискретних економічних ММ для класу наливних, сипких, гранульованих та кускових вантажів (і відповідного нетяглового РС) проведемо у такій послідовності.

Представимо узагальнену ММ (12) — (15) в наступному вигляді:

$$\frac{\partial\overline{\Psi}(\bar{z},t)}{\partial t}=\sum_{i=1}^{N}A(\overline{\Psi},\bar{z},t)\frac{\partial^2\overline{\Psi}(\bar{z},t)}{\partial z_i^2}+\sum_{i=1}^{N}B(\overline{\Psi},\bar{z},t)\frac{\partial\overline{\Psi}(\bar{z},t)}{\partial z_i}+ \tag{16}$$

$$+\sum_{i=1}^{N} B\left(\overline{\Psi},\bar{z},t\right)\frac{\partial\overline{\Psi}\left(\bar{z},t\right)}{\partial z}+C\left(\overline{\Psi},\bar{z},t\right)\overline{\Psi}\left(\bar{z},t\right)+D\left(\overline{\Psi},\bar{z},t\right)U\left(\bar{z},t\right)+E\left(\overline{\Psi},\bar{z},t\right)F\left(\bar{z},t\right),\ \forall i=\overline{1,N};$$

$$\begin{gathered}\bar{g}=\{\bar{z}\},\ \bar{g}\in\Omega\subset R^3;\ \overline{\Psi}=\left[\Psi_1,\Psi_2,...,\Psi_k\right];\ t\in\left(0,t_k\right),\ Q=\Omega\times\left(0,t_k\right);\\ \overline{U}\left(\bar{z},t\right)=\left[U_1,U_2,...,U_k\right]^{\mathrm{T}},\ \overline{F}\left(\bar{z},t\right)=\left[F_1,F_2,..,F_{k_1}\right]^{\mathrm{T}},\ k_1\le k;\\ \Psi\left(\bar{g},0\right)=\Psi_0\left(\bar{g}\right);\ \bar{g}\in\Omega;\end{gathered}\tag{17}$$

$$\lambda_i\left(0,t\right)\frac{\partial\Psi\left(0,t\right)}{\partial z}+K\left(t\right)\Psi\left(0,t\right)=\Xi\left(t\right),\ \forall i=\overline{1,N}\,.\tag{18}$$

Перетворення початкової диференційної задачі (16) – (18) в різницеву може бути виконано за допомогою різноманітних різницевих схем [22 – 26], що зумовлює також отримання цілої низки апроксимуючих дискретних ММ з різними якісними характеристиками. Аналіз вказаної літератури показує, що з точки зору структурної повноти розгляду можливих варіантів різницевих схем, для ДРЧП гіперболічного та гіперболо-параболічного типу доцільно використовувати шеститочковий шаблон (наприклад, [22]). Він дозволяє побудувати схеми двошарові за часом та тришарові за простором, тобто дає змогу розв’язувати задачі: стаціонарні та нестаціонарні, а також одно- (лінійні), дво- (пласкі) та тривимірні (об’ємні).

Розглянемо побудову можливих для даного випадку різницевих схем та виконаємо їх порівняльне дослідження та стійкість, збіжність та точність. Подібне дослідження дозволить виявити практичну придатність та області переважного застосування цих схем.

Введемо наступні сітки:

$$\begin{gathered}\overline{\omega}_{\Delta g}=\left\{\bar{g}_n=l\,\Delta\bar{g},\ l=0,1,...,L\right\};\ \omega_{\Delta t}=\left\{t_m=m\,\Delta t,\ m=0,1,...,M\right\};\\ \overline{\omega}_{\Delta g\Delta t}=\overline{\omega}_{\Delta g}\times\overline{\omega}_{\Delta t}=\left\{\left(l\,\Delta\bar{g},m\,\Delta t\right),\ l=0,1,...,L,\ m=0,1,...,M\right\},\end{gathered}$$

з кроками по просторових координатах $\Delta\bar{g}=\left\{\Delta z_1,...,\Delta z_N\right\}$; $\Delta z_j=z_{j\max}/L_{z_j}$; $j=\overline{1,N}$ (для випадку вагонів-цистерн: $\Delta r=r_{\max}/L_r$; $\Delta z_k=z_{k\max}/L_{z_k}$, $k=\overline{2,N}$) та по часовій координаті $\Delta t=t_k/M$. Причому, для рівномірних сіток для кроків по просторових координатах виконується умова $\Delta r=\Delta z_k=\Delta z_j$, $j=\overline{1,N}$; $k=\overline{2,N}$.

Позначимо через Ψ_l^m значення сіткової функції у вузлі $\left(\bar{g}_l,t_m\right)$, визначеної на $\overline{\omega}_{\Delta\bar{g}\Delta t}$. Тоді, заміняючи безперервні похідні в рівняннях системи (16) на відповідні різницеві похідні, одержимо:

$$\begin{gathered}\frac{\Psi_{l_i}^{m+1}-\Psi_{l_i}^{m}}{\Delta t}=\frac{A_i\{\cdot\}}{\Delta z_j^{\,2}}\left[\sigma\left(\Psi_{(l+1)_i}^{m+1}-2\,\Psi_{l_i}^{m+1}+\Psi_{(l-1)_i}^{m+1}+\left(1-\sigma\right)\left(\Psi_{(l+1)_i}^{m}-2\,\Psi_{l_i}^{m}+\Psi_{(l-1)_i}^{m}\right)\right)\right]+\\ +\frac{B_i\{\cdot\}}{\Delta z_j}\left[\Psi_{(l-1)_i}^{m+1}-4\,\Psi_{l_i}^{m+1}+3\,\Psi_{(l+1)_i}^{m+1}+\Psi_{l_i+1}^{m}-\Psi_{(l-1)_i}^{m}\right]+\\ +C_i\{\cdot\}\Psi_{l_i}^{m}+D_i\{\cdot\}U_{l_i}^{m}+E_i\{\cdot\}F_{l_i}^{m};\ i,j=\overline{1,N}\,,\end{gathered}\tag{19}$$

де σ – довільний речовинний параметр $(0 \le \sigma \le 1)$.

Початкові умови при дискретизації набувають вигляду:

$$\Psi_i(0,l) = \Psi_i^0(l). \tag{20}$$

В якості різницевих аналогів граничних умов (18) використаємо наступні вирази у випадках:

- критих вагонів та напіввагонів

$$\lambda_j^m \frac{\Psi_{l_i}^m - Z_{l_i-1}^m}{\Delta z_j} - K_j^m \Psi_{l_i}^m = \Xi_j^m;\ z_j = 0,\ t \ge 0,\ i,\ j = \overline{1,N}; \tag{21}$$

- вагонів-цистерн

$$\lambda^m \frac{\Psi_{l_i}^m - \Psi_{l_i-1}^m}{\Delta r} - K^m \Psi_{l_i}^m = \Xi^m;\ r = 0,\ t \ge 0,\ i = \overline{1,N}, \tag{22}$$

$$\lambda_k^m \frac{\Psi_{l_i}^m - Z_{l_i-1}^m}{\Delta z_k} - K_k^m \Psi_{l_i}^m = \Xi_k^m;\ z_k = 0,\ t \ge 0,\ i = \overline{1,N},\ k = \overline{2,N}. \tag{23}$$

Схема (19) описує однопараметричне (відносно σ) сімейство різницевих схем і, у відповідності до прийнятої термінології [22], носить назву схеми з вагами. Вибір параметра σ, як свідчить з результатів численних робіт, зокрема [16, 22–24], визначає стійкість (збіжність розв'язку) та точність схеми (19). При цьому безумовну збіжність (тобто існування розв'язку дискретної задачі незалежно від вибору кроків дискретизації за часом та просторовими координатами) забезпечує різницева схема з $\sigma = 1$. У подальшому, з огляду на зазначену властивість, для реалізації різницевої задачі виду (19) – (21) (або (19), (20), (22), (23)) будемо використовувати саме цю схему.

Таким чином, при $\sigma = 1$ та заміні частинної похідної першого порядку (з урахуванням всіх типів вагонів, які розглядаються) по простору наступним виразом

$$\frac{\partial \Psi_i(r,\bar{z}_k,t)}{\partial r} = \frac{\Psi_{(l+1)_i}^{m+1} - \Psi_{(l-1)}^{m+1}}{2\Delta r},\ \frac{\partial \Psi_i(\bar{z},t)}{\partial z_j} = \frac{\Psi_{(l+1)_i}^{m+1} - \Psi_{(l-1)_i}^{m+1}}{2\Delta z_j};\ i,\ j = \overline{1,N},\ k = \overline{2,N}$$

отримаємо чисто неявні схеми:

$$\frac{\Psi_{l_i}^{m+1} - \Psi_{l_i}^m}{\Delta t} = A_i\{\cdot\}\frac{\Psi_{(l+1)_i}^{m+1} - 2\Psi_{l_i}^{m+1} + \Psi_{(l-1)_i}^{m+1}}{\Delta z_j^2} + B_i\{\cdot\}\frac{\Psi_{(l+1)_i}^{m+1} - \Psi_{(l-1)_i}^{m+1}}{\Delta z_j} + \\ + C_i\{\cdot\}\Phi_l^m + D_i\{\cdot\}U_l^m + E_i\{\cdot\}F_{l_i}^m;\ i,\ j = \overline{1,N} \tag{24}$$

або

$$\frac{\Psi_{l_i}^{m+1} - \Psi_{l_i}^m}{\Delta t} = A_i\{\cdot\}\frac{\Psi_{(l+1)_i}^{m+1} - 2\Psi_{l_i}^{m+1} + \Psi_{(l-1)_i}^{m+1}}{\Delta r^2} + B_i\{\cdot\}\frac{\Psi_{(l+1)_i}^{m+1} - \Psi_{(l-1)_i}^{m+1}}{(\Delta r + \Delta z_k)} + \\ + C_i\{\cdot\}\Phi_l^m + D_i\{\cdot\}U_l^m + E_i\{\cdot\}F_{l_i}^m;\ i = \overline{1,N},\ k = \overline{2,N}. \tag{25}$$

для критих (на піввагонів) та вагонів-цистерн, відповідно.

Рівняння (24) або (25) можуть бути використані у відповідних просторових областях $0 < z_j < z_{j_{\max}}$; $j = \overline{1, N}$ або $0 < r < r_{\max}$, $0 < z_k < z_{k_{\max}}$; $k = \overline{2, N}$, за винятком граничних точок: $z_j = 0$, $z_j = z_{j_{\max}}$; $j = \overline{1, N}$ або $r = 0$, $r = r_{\max}$ та $z_k = z_{k_{\max}}$; $k = \overline{2, N}$. Для зазначених граничних точок сіткова функція визначається із граничних умов (21) або (24) та (25), відповідно.

Проведемо числове дослідження дискретного аналога узагальненої ММ наливних, вантажів (і відповідного нетяглового РС). Виконане узагальнення математичного опису досліджуваного класу вантажів, що перевозяться (тимчасово зберігаються) залізницею, та відповідного нерухомого РС (вагонів) дає змогу здійснювати їх моделювання на основі принципу типізації – тобто з використанням єдиних процедур. Такий підхід дозволяє уніфікувати як математичний апарат (методологічну складову процесу моделювання), так і програмні модулі (інструментальну складову процесу моделювання) в ході машинної реалізації розроблених ММ.

Виконаємо числове дослідження дискретного аналога узагальненої ММ наливних вантажів (і відповідного нетяглового РС). Розв'язання поставленої задачі будемо здійснювати з використанням різницевих схем виду (24) або (25), в залежності від задіяного типу вагонів. Доповнимо ці різницеві схеми дискретними аналогами граничних та початкових умов, використовуючи вирази (20), (21) або (20), (22), (23).

Наприклад, для останнього випадку (більш складного), дискретні аналоги початкових та граничних умов набудуть вигляду:

$$\Psi^m_{(r,z_k)_i}\Big|_{m=0} = \Psi^0_{(r,z_k)_i}. \tag{26}$$

$$\lambda^m_{(0,r)_j}\frac{\Psi^m_{(0,r)_i} - \Psi^m_{(1,r)_i}}{\Delta r} - K^m_{(0,r)_j}\,\Psi^m_{(0,r)_i} = \Xi^m_{(0,r)_j};$$

$$\lambda^m_{(0,z_k)_j}\frac{\Psi^m_{(0,z_k)_i} - \Psi^m_{(1,z_k)_i}}{\Delta z_k} - K^m_{(0,z_k)_j}\,\Psi^m_{(0,z_k)_i} = \Xi^m_{(0,z_k)_j};$$

$$\lambda^m_{(L_r+1,z_k)_j}\frac{\Psi^m_{(L_r+1,z_k)_i} - \Psi^m_{(L_r,z_k)_i}}{\Delta r_j} - K^m_{(L_r+1,z_k)_j}\,\Psi^m_{(L_r+1,z_k)_i} = \Xi^m_{(L_r+1,z_k)_j}; \tag{27}$$

$$\lambda^m_{(r,0)}\frac{\Psi^m_{(r,0)_i} - \Psi^m_{(r,1)_i}}{\Delta r} - K^m_{(r,0)}\,\Psi^m_{(r,0)_i} = \Xi^m_{(r,0)};$$

$$\lambda^m_{(r,L_{z_k}+1)}\frac{\Psi^m_{(r,L_{z_k}+1)_i} - \Psi^m_{(r_j,L_{z_k})_i}}{\Delta r}\,K^m_{(r,L_{z_k}+1)}\,\Psi^m_{(r,L_{z_k}+1)_i} = \Xi^m_{(r,L_{z_k}+1)}.$$

Таким чином, сукупність системи дискретних рівнянь (19), (26), (27) для всіх $m = \overline{0, M}$, $r = \overline{1, L_r}$, $z_k = \overline{1, L_{z_k}}$; $\forall i, j = \overline{1, N}$, $k = \overline{2, N}$ являє собою дискретну ММ (зауважимо, що з метою конкретності розмірковувань, для прикладу, обрано наливний вантаж та вагон-цистерну) вантажу та відповідного нетяглового РС. Для кожного реального випадку елементи матриць коефіцієнтів $\mathbf{A}_i\{\cdot\}$ – $\mathbf{E}_i\{\cdot\}$ та параметри $\lambda^m_{(r,z_л)}$, $K^m_{(r,z_л)}$ обчислюються, виходячи з виду функцій $f_i[\cdot]$ в рівняннях динаміки (12).

Використовуючи матричну форму запису, представимо рівняння схем (24) та (25) у наступному (матричному) вигляді, відповідно:

$$\left[\Psi_{l_i}^{m+1}-\Psi_{l_i}^{m}\right]=\Delta t\left[\left(\mathbf{A}_i+\frac{\mathbf{B}_i}{2\Delta z}\right)\nabla^2\Psi_{l_i}\right]^{m+1}+\Delta t\left[\left(\mathbf{A}_i+\frac{\mathbf{B}_i}{2\Delta z}+\mathbf{C}_i\right)\nabla\Psi_{l_i}\right]^{m}=\left[\mathbf{D}_iU^m+\mathbf{E}_iF^m\right] \quad (28)$$

та

$$\left[\Psi_{l_i}^{m+1}-\Psi_{l_i}^{m}\right]=\Delta t\left[\left(\mathbf{A}_i+\frac{\mathbf{B}_i}{2(\Delta r+\Delta z_k)}\right)\nabla^2\Psi_{l_i}\right]^{m+1}+$$
$$+\Delta t\left[\left(\mathbf{A}_i+\frac{\mathbf{B}_i}{2(\Delta r+\Delta z_k)}+\mathbf{C}_i\right)\nabla\Psi_{l_i}\right]^{m}=\left[\mathbf{D}_iU^m+\mathbf{E}_iF^m\right], \quad (29)$$

де тлумачення індексів при змінних та матрицях надано вище.

Для числової реалізації матричних рівнянь (28) або (29) з початковими (26) та граничними (27) умовами скористаємося ітераційною процедурою Зейделя [28, 29], яка забезпечує найшвидшу збіжність ітераційного процесу при пошуку наближеного розв’язку [30], та не накладає умов на власні числа матриць правої частини матричних рівнянь (у випадку, що розглядається, вирази (28) або (29)) на відміну, наприклад, від процедури простої ітерації [31], а також не потребує віднаходження похідних від елементів цих матриць як в процедурі методу Ньютона [32, 33].

Тоді можна стверджувати, що у досить малому околі шуканої функції $\Psi_{l_i}^{*}$ розв’язок матричних рівнянь (28) або (29) з початковими (26) та граничними (27) умовами для наближень за процедурою Зейделя має наступний вигляд:

$$\left\|\Psi_{l_i}^{\nu+1}-\Psi_{l_i}^{*}\right\|\le q\left\|\Psi_{l_i}^{\nu}-\Psi_{l_i}^{*}\right\|, \quad (30)$$

де ν – номер ітерації; q – параметр методу, $0\le q\le 1$.

Вважаючи, що фізико-хімічні параметри вантажу однакові у всій області моделювання (дискретизації) Ω, тобто елементи відповідних матриць коефіцієнтів $\mathbf{A}_i\{\cdot\}$ – $\mathbf{E}_i\{\cdot\}$ та параметри $\lambda_{(r,z_n)}^{m}$, $K_{(r,z_n)}^{m}$ мають однаковий характер (або, у тривіальному випадку, дорівнюють між собою, відповідно), можна визначити умову (критерій) завершення ітераційного процесу (30):

$$\max_{L_r,L_z}\left|\frac{\Psi_{l_i}^{\nu+1}-\Psi_{l_i}^{\nu}}{\Psi_{l_i}^{\nu+1}}\right|\le\delta_{l_i}, \quad (31)$$

де δ_{l_i} – задана точність розв’язку.

Таким чином, у підсумку, розроблено метод реалізації узагальненої ММ наливних, сипких, гранульованих та кускових вантажів (і відповідного нетяглового РС), який зводиться до дискретизації неперервної узагальненої ММ за неявною схемою з вагами (з параметром $\sigma=1$ – чисто неявна схема) та подальшого розв’язання отриманої системи дискретних рівнянь за ітераційною процедурою Зейделя.

Алгоритм розв’язання задачі моделювання (прогнозування) стану вантажу, що перевозиться (тимчасово зберігається) відповідним нетягловим РС, може бути сформульовано наступним чином:

Крок 1. Для часового кроку $m=1$:

- завдання вихідних значень: $\Psi^0_{(r,z_k)_i}$, $\mathbf{A}\left\{\Psi^0_{(r,z_k)_i}\right\}$ – $\mathbf{E}\left\{\Psi^0_{(r,z_k)_i}\right\}$, $\lambda^0_{(r,z_k)_i}$, $K^0_{(r,z_k)_i}$, $U^0_{(r,z_k)_i}$, $F^0_{(r,z_k)_i}$, Δt, Δr, Δz_k; $r=\overline{1,L_r}$, $z_k=\overline{1,L_{z_k}}$, $\forall i=\overline{1,N}$;
- розв'язання рівнянь динаміки (19) з початковими (26) та граничними (27) умовами – визначення полів шуканих функцій стану $\Psi^1_{(r,z)_i}$ (перша ітерація);
- організація ітераційного процесу (30) до досягнення заданої точності δ_i (у відповідності до критерію (3.41));
- формування та виведення підсумкових полів шуканих функцій стану $\Psi^1_{(r,z_k)_i}$;
- якщо задача ставиться як стаціонарна ($m=1$), то здійснюється перехід на *Крок 4*. Якщо задача – нестаціонарна ($m>1$), то здійснюється перехід на *Крок 2*.

Крок 2. Для часового кроку $m\neq 1$:

- обчислення нових значень: $\mathbf{A}\left\{\Psi^1_{(r,z_k)_i}\right\}$ – $\mathbf{E}\left\{\Psi^1_{(r,z_k)_i}\right\}$, $\lambda^1_{(r,z_k)_i}$, $K^1_{(r,z_k)_i}$, $U^1_{(r,z_k)_i}$, $F^1_{(r,z_k)_i}$, Δt, Δr, Δz_k; $r=\overline{1,L_r}$, $z_k=\overline{1,L_{z_k}}$, $\forall i=\overline{1,N}$;
- розв'язання рівнянь динаміки (19) з граничними (27) умовами – визначення полів шуканих функцій стану $\Psi^{m+1}_{(r,z_k)_i}$ (перша ітерація);
- організація ітераційного процесу (30) до досягнення заданої точності δ_i (у відповідності до критерію (31));
- формування та виведення підсумкових полів шуканих функцій стану $\Psi^{m+1}_{(r,z_k)_i}$;
- перехід на *Крок 3*.

Крок 3. Перевірка умови $m=M$. Якщо $m<M$, обчислюється $m=m+1$ і здійснюється перехід на *Крок 2*. Якщо $m=M$, то здійснюється перехід на *Крок 4*.

Крок 4. Закінчення розв'язку.

Запропоновані ММ наливних вантажів, нетяглового РС, в яких ці вантажі перевозяться, а також метод та алгоритм числової реалізації цих моделей було апробовано шляхом розв'язування низки прикладних задач., що підтвердило їх конструктивну спроможність.

Висновки

Запропоновано ММ стану класу наливних, а також нетяглового РС (вагона-цистерни), в яких ці вантажі транспортуються. Виконано узагальнення запропонованих ММ з метою типізації та уніфікації математичного опису. Таке узагальнення дозволило виконати формалізацію і уніфікацію методу та засобів математичного моделювання класу досліджуваних вантажів, а також здійснити машинну реалізацію розроблених ММ на єдиній уніфікованій основі.

Також запропоновано метод числової реалізації узагальненої ММ стану класу наливних вантажів і відповідного нетяглового РС, який (метод) зводиться до дискретизації неперервної узагальненої ММ за неявною різницевою схемою з вагами та подальшого розв'язування отриманої системи дискретних рівнянь за ітераційною процедурою Зейделя. Метод забезпечує безумовну збіжність розв'язування отриманої системи дискретних (різницевих) рівнянь та дозволяє при цьому скоротити обчислювальні витрати за рахунок застосування економічних різницевих схем.

Метод дозволяє скоротити на $(3...7)\%$ обчислювальні витрати при числовому розв'язуванні ДРЧП, що утворюють узагальнену ММ стану досліджуваного класу

вантажів та відповідного задіяного нетяглового РС, за рахунок застосування економічних різницевих схем.

Розв'язування прикладних задач показало конструктивність запропонованих.

Список літератури

1. Анненков А.В., Шаров В.А. Информационные технологии перевозки грузив. *Железнодорожный транспорт*. 1998. №4. С. 27-29.
2. Вензик Н.Г. Конкуренция в смешанных перевозках грузив. *Бюллетень транспортной информации*. 1997. №1. С. 22-27.
3. Дегтяренко В.Н., Зимин В.В., Костенко А.И. Организация перевозок грузив. М: «Издательство Приор», 1997. 448 с.
4. Куренков П.В. Логистический подход к управлению грузопотоками. *Железнодорожный транспорт*. 1997. №3. С. 13-15.
5. Мироненко В.К., Габа В.В., Мацюк В.І., Петренко Л.М. Залізничні вантажні перевезення. К.: ДЕТУТ, 2015. 248 с.
6. Петренко Л.М., Габа В.В. Управління вантажною і комерційною роботою на залізничному транспорті. К.: КУЕТТ. 2004. 461 с.
7. Кушнірчук В.Г., Петров В.І. Перевезення вантажів залізничним транспортом. К.: Основа, 2001. 508 с.
8. Гриневич Г.П. Комплексная механизация и автоматизация погрузочно-разгрузочных работ на железнодорожном транспорте. М.: Транспорт, 2001. 343 с.
9. Цховребов Э.С. Охрана окружающей среды на железнодорожном транспорте. М.: Транспорт, 1994. 345 с.
10. Перепон В.П. Организация перевозок грузив. М.: Маршрут, 2003. 614 с.
11. Вагонное хозяйство: Учебник для ВУЗов ж.-д. транспорта / П.А. Устич, И.И. Хаба, В.А. Ивашев и др. М.: Маршрут, 2003. 560 с.
12. Тимофеев Ю.П., Ильин Н.М. Электрооборудование автомобилей. М.: Транспорт, 1988. 255 с.
13. Мекалова Н.В. Фуллерены в рас творах. М.: Уфа: Изд-во УГНТУ, 2001. 107 с.
14. Бурмистрова О.А., Карапетьянц М.Х., Коретников Г.С. Практикум по физической химии. М.: Высшая школа, 1974. 496 с.
15. Волков А.И., Жарский И.М. Большой химический справочник. М: Советская школа, 2005. 608 с.
16. Самарский А.А., Николаев Е.С. Методы решения сеточных уравнений. М.: Наука, 1988. 591 с.
17. Верлань А.Ф., Положаенко С.А., Сербов Н.Г. Математическое моделирование аномальных диффузионных процес сов. К.: Наукова думка, 2011. 416 с.
18. Григоренко Ю.В. Математичні моделі процесів первинної обробки сирих вуглеводнів та їх обчислювальна реалізація. *Праці IV Міжнародної науково-практичної конференції «Обробка сигналів і негауссівських процесів», присвяченої пам'яті професора Ю. П. Кунченка: Тези доповідей*. Черкаси: ЧДТУ, 2013. С. 7-9.
19. Положаєнко С.А., Григоренко Ю.В. Математичне моделювання процесів первинної переробки сирих вуглеводнів. Математичне та комп'ютерне моделювання. 2014. Вип. 10. С. 178-181.
20. Григоренко Ю.В. Чисельний метод реалізації математичних моделей процесів первинної переробки сирих вуглеводнів. *Інформатика та математичні методи в моделюванні*. 2014. Т.4, № 1. С. 85-92.
21. Григоренко Ю.В. Математичні моделі та узагальнення математичного опису процесів первинної переробки сирих вуглеводнів. *Інформатика та математичні методи в моделюванні*. 2014. Т.4. № 2. С. 180-188.
22. Самарский А.А. Теория разностных схем. М.: Наука, 1983. 616 с.
23. Самарский А.А. Введение в численные методы. М.: Наука, 1987. 286 с.
24. Самарский А.А., Гулин А.В. Устойчивость разностных схем. М.: Наука, 1983. 415 с.
25. Курпа Л.В., Лінник Г.Б. Рівняння математичної фізики: навч. посіб. Харків: Вид-во «Підручник НТУ «ХПІ», 2011. 312 с.
26. Ажогин В.В., Згуровский М.З. Машинное проектирование оптимальных систем управления пространственно-распределенными динамическими объектами. К.: Вища школа, 1985. 168 с.
27. Ажогин В.В., Згуровский М.З. Автоматизированное проектирование математического обеспечения АСУ ТП. К.: Вища школа, 1986. 334 с.
28. Бахвалов Н.С. Численные методы. М.: Наука, 1973. Т.1. 632 с.

29. Бахвалов Н.С., Жидков Н.П., Кобельков Г.М. Численные методы: Учеб. Пособие. М.: Наука, 1987. 600 с.
30. Березин И.С., Житков Н.П. Методы вычислений. М.: Физматгиз, 1966. Т1. 481 с.
31. Краскевич В.Е., Зеленский К.Х. , Гречко В.И. Численные методы в инженерных расчетах. К.: Вища школа, 1986. 263 с.
32. Демидович Б.П., Марон И.А. Основы вычислительной математики. М.: Наука, 1970. 572 с.
33. Марчук Г.И. Методы вычислительной математики. М.: Наука, 1977. 456 с.

МАТЕМАТИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ НАЛИВНЫХ ГРУЗОВ И ВАГОНА-ЦИСТЕРНЫ, КОТОРЫЕ В НЕЙ ПЕРЕВОЗЯТСЯ

С.А. Положаенко, О.В. Рудковский

Одесский национальный политехнический университет,
просп. Шевченко, 1, Одесса, 65044, Украина; e-mail: sanp277@gmail.com

Анализ логистического обеспечения железной дороги показывает, что при росте ответственности последней за предоставление качественных транспортных услуг отсутствует возможность получения полной оперативной информации о состоянии грузов, в частности, класса наливных грузов, перевозимых в вагонах-цистернах с ограниченным доступом для измерений за все время осуществления операций транспортного цикла. Указанная задача пока не имеет эффективных путей решения. Причем его актуальность заключается в том, что во время транспортировки данной группы грузов, или их пребывания в условиях инфраструктуры железной дороги, под влиянием природных факторов (осадков, перепадов температуры и т.п.) физико-химические свойства наливных грузов могут испытывать значительные изменения, что может привести даже к потере ними товарной ценности (изменение агрегатных состояний, агломерация различной физической природы, образования новых веществ и повышенное газовыделение и т.п.). Осложнения при решении задачи определения текущего состояния грузов указанного класса, и соответствующего нетягового подвижного состава, возникают из-за невозможности прямых измерений. Это обусловлено, в частности, такими факторами как: отсутствие прямого доступа к грузу для измерений (вследствие пломбирования вагонов), значительные геометрические размеры вагонов, что затрудняет для них замеры во всей полости; неоправданные затраты времени на осуществление измерений и т. д. Действенным путем решения задачи определения текущего состояния грузов при осуществлении операций транспортного цикла на железной дороге следует рассматривать введение подхода, основанного на применении методов математического моделирования с соответствующей модельной поддержкой. В этом случае, с одной стороны – не возникает необходимости дополнительного дооборудования РС и инфраструктуры железной дороги определенной аппаратурой (датчики, средства телеметрии, каналы связи и т.п.), а с другой – обеспечивается получение оценки состояния груза с желаемой детализацией по всей полости вагона и прогнозирования состояния груза на желаемый период времени с учетом возможных изменений условий (погодных, транспортных, перегрузки и т.п.) при осуществлении технологических операций по железной дороге.

Ключевые слова: нетяговый подвижной состав, вагон-цистерна, наливные грузы, математическая модель, алгоритм числовой реализации.

MATHEMATICAL MODEL OF BULK CARGOES AND CARS WAGONS WHICH ARE CARRYED IN IT

S.A. Polozhaenko, O.V. Rudkovsky

Odessa National Polytechnic University,
1, Shevchenko Ave., Odessa, 65044, Ukraine; e-mail: sanp277@gmail.com

An analysis of the logistic support of the railway shows that with the latter becoming more responsible for providing quality transport services, it is not possible to obtain full operational information on the condition of goods, in particular, the class of liquid cargo transported in tank wagons with limited access for measurements for the entire duration of transport operations cycle. The indicated problem does not yet have effective solutions. Moreover, its relevance lies in the fact that during the transportation of this group of goods, or their stay in the conditions of the railway infrastructure, under the influence of natural factors (precipitation, temperature extremes, etc.), the physical and chemical properties of bulk cargo can undergo significant changes, which can even lead to the loss of their commodity value (a change in state of aggregation, agglomeration of various physical nature, the formation of new substances and increased gas evolution, etc.). Complications in solving the problem of determining the current state of cargo of a specified class, and the corresponding non-traction rolling stock, arise due to the impossibility of direct measurements. This is due, in particular, to such factors as: lack of direct access to the load for measurements (due to sealing of wagons), significant geometric dimensions of wagons, which makes it difficult for them to measure in the entire cavity; unjustified expenses of time for carrying out measurements, etc. An effective way of solving the problem of determining the current state of goods during operations of the transport cycle on the railway should be considered the introduction of an approach based on the use of mathematical modeling with appropriate model support. In this case, on the one hand there is no need for additional equipping of the RS and the railway infrastructure with certain equipment (sensors, telemetry, communication channels, etc.), and on the other получение an assessment of the state of the cargo with the desired detail throughout the cavity is provided wagon and forecasting the condition of the cargo for the desired period of time, taking into account possible changes in conditions (weather, transport, transshipment, etc.) during technological operations by rail.

Keywords: non-traction rolling stock, tank car, liquid bulk cargo, mathematical model, numerical implementation algorithm.

DOI 10.15276/imms.v9.no4.266
УДК 621.37:621.391

Informatics and Mathematical Methods in Simulation
Vol. 9 (2019), No. 4, pp. 266-279

ПОЛИНОМИАЛЬНЫЕ МЕТОДЫ ОЦЕНИВАНИЯ ПАРАМЕТРОВ СИГНАЛА НА ФОНЕ НЕГАУССОВСКИХ КОРРЕЛИРОВАННЫХ ПОМЕХ

В.В. Палагин, А.В. Ивченко, Е.А. Палагина, Д.А. Ведерников

Черкасский государственный технологический университет,
бул. Шевченко, 460, Черкассы, 18005, Украина; e-mail: palahin@ukr.net

При классической постановке задачи статистической оценки параметров сигналов широкое распространение получили математические модели в виде случайных процессов, имеющих гауссовский закон распределения. В реальных технических системах исследуемые случайные процессы целесообразнее рассматривать при использовании негауссовских моделей, которые в большей степени отражают реальную помеховую ситуацию. Исследования последних лет свидетельствуют о том, что при решении задач обработки негауссовских процессов перспективным является другой подход, в котором для описания статистических свойств случайных величин используются моменты и кумулянты, что позволяет с приемлемым приближением характеризовать статистические свойства негауссовых процессов. Такой подход позволяет повысить точность обработки негауссовских сигналов по сравнению с традиционным подходом при заданных ограничениях на их сложность, учесть корреляционные связи негауссовых случайных величин. В работе рассмотрены задачи моделирования процессов оценивания параметра постоянного сигнала на фоне негауссовских асимметричных коррелированных помех на основе моментно-кумулянтного описания случайных величин с использованием адаптированного метода максимизации полинома (метода Кунченко) для построения эффективных алгоритмов и компьютерных средств функционирования систем обработки сигналов. Показано, что полиномиальная обработка случайных величин, учет параметров негауссовского распределения в виде кумулянтов одномерного и многомерного распределений позволяет уменьшить дисперсию оценки оцениваемого параметра по сравнению с известными результатами.

Ключевые слова: моментно-кумулянтное описание, адаптированный метод максимизации полинома, коррелированные негауссовские стохастические процессы.

Введение

Оценивание параметров сигналов, принимаемых на фоне помех, является важной статистической задачей для многих технических систем. Для ее решения успешно применяются известные методы оценивания, в том числе метод максимального правдоподобия, метод моментов и др. [1-4]. Не смотря на то, что в общем случае применение этих методов не ограничивает использование произвольной плотности распределения случайных процессов, широкое распространение получили гауссовские плотности распределения. Это объясняется, в общем случае, не только процессами нормализации, но и удобством использования математического аппарата для получения конечных результатов. Такой подход не позволяет адекватно описать реальные случайные процессы, которые отличаются от гауссовских, что приводит к потери качества полученных оценок исследуемых случайных процессов.

Прохождение сигналов через неоднородные среды, многолучевое распространение, различные дестабилизирующие факторы способствуют возникновению случайных процессов, которые характеризуются негауссовскими плотностями распределений [5-7].

Применение традиционных методов к получению оценок параметров сигналов на фоне негауссовских помех вызывает большие трудности, связанные со сложностью их

практической реализации, увеличением вычислительных ресурсов, что не позволяет создавать эффективных программно-алгоритмических систем обработки сигналов. При рассмотрении статистических связей негауссовских случайных процессов возникают проблемы с построением адекватных моделей случайных величин и оптимальных методов оценивания параметров.

Современные исследования показывают, что для обработки негауссовских случайных процессов перспективным является другой подход, который использует не плотности распределения, а моментное и кумулянтное описание (семиинварианты) случайных величин [7-10], что позволяет с приемлемым приближением представить статистические свойства исследуемых негауссовских случайных процессов. Это позволяет увеличить точность оценивания параметров сигналов на фоне негауссовских помех по сравнению с классическими методами при заданных ограничениях на их сложность [9-13], учесть статистические связи негауссовских случайных процессов [14, 15].

Применение моментного и кумулянтного описания случайных негауссовских процессов требует дальнейших теоретических и практических исследований, связанных с построением математических моделей исследуемых негауссовских процессов, учета статистических связей при применении многомерных моментов и кумулянтов, построения и анализа новых методов оценивания параметров сигналов при взаимодействии с негауссовскими помехами.

Цель работы

Цель работы заключается в создании и реализации моделей процессов оценивания параметра постоянного сигнала на фоне асимметричных коррелированных негауссовских помех на основе моментно-кумулянтного описания случайных величин и адаптированного метода максимизации полинома для синтеза эффективных методов и компьютерных средств функционирования систем обработки сигналов.

Основная часть

Моментно-кумулянтное описание многомерных негауссовских случайных процессов. Статистические зависимости между случайными величинами можно рассматривать через их многомерныемоменты и кумулянты, которые являются коэффициентами разложения многомерной характеристической функции в ряд. Статистически зависимая случайная величина характеризуется как одномерными, так и многомерными моментами, которые в общем случае непосредственно не выражаются один через другого.

Одномерные моменты m_i i-го порядка случайной величины ξ для статистически независимых выборочных значений определяются через одномерную плотность распределения $P_1(\xi)$ следующим выражением:

$$E(\xi^i) = \int_{-\infty}^{\infty} \xi^i P_1(\xi) dx .$$

Выражение для совместных моментов случайных величин выражается через многомерную плотность распределения и имеет вид:

$$E(\xi^i(t_1)...\xi^s(t_n)) = \int .....\int \xi_1^i, \xi_2^j ... \xi_n^s P_n(\xi_1...\xi_n, t_1, t_2, ..., t_n) d\xi_1...d\xi_n .$$

Моменты и семиинварианты легко вычисляются по характеристической функции, где многомерная характеристическая функция, как и многомерная плотность распределения, является полным описанием случайной величины [7, 10]. Многомерные моменты и кумулянты определяются как разложение в кратные степенные ряды многомерной характеристической функции $f_{\xi_1,\xi_2,...\xi_n}(\vartheta_1,\vartheta_2,...,\vartheta_n)$ [7]:

$$m_{i,j,k,...n} = (-j)^{i+j+k+..+n} \times [\frac{\partial^{i+j+k+..+n} f_{\xi_1,\xi_2,...\xi_n}(\vartheta_1,\vartheta_2,...,\vartheta_n)}{\partial\vartheta_1^i \partial\vartheta_2^j \partial\vartheta_n^n}],$$

а многомерные кумулянты записывается в виде:

$$\chi_{i,j,k,...n} = (-j)^{i+j+k+..+n} \times [\frac{\partial^{i+j+k+..+n} \ln f_{\xi_1,\xi_2,...\xi_n}(\vartheta_1,\vartheta_2,...,\vartheta_n)}{\partial\vartheta_1^i \partial\vartheta_2^j \partial\vartheta_n^n}].$$

При решении практических задач достаточной характеристикой учета статистической связи случайных величин является двухмерное вероятностное распределение [7, 14]. В этом случае случайную величину с какой-либо статистической связью выборочных значений можно характеризовать не только одномерными, но и совместными кумулянтами, которые выражаются через совместные моменты:

$$E(\xi^i \xi^j) = \int_{-\infty}^{\infty}\int_{-\infty}^{\infty} \xi^i \xi^j P(\xi_1,\xi_2)dx.$$

Пусть имеются выборочные значения стационарного случайного процесса, где сами выборки можно рассматривать как отдельные случайные величины. Тогда в качестве одного из простых и распространенных случаев статистически зависимых выборочных значений можно взять взаимосвязь между двумя случайными величинами, что равносильно рассмотрению двумерной совместной плотности распределения двух случайных величин.

Рассмотрим случай, когда имеются две зависимые случайные величины ξ и η с плотностями распределения p_ξ и p_η соответственно. Согласно [7], начальные моменты первого порядка случайных величин ξ и η будут соответственно равны:

$$m_i^{(\xi)} = E\xi^i = \int_{-\infty}^{+\infty} x^i p_\xi(x)dx, \quad m_i^{(\eta)} = E\eta^i = \int_{-\infty}^{+\infty} y^i p_\eta(y)dy.$$

Так как случайные величины ξ и η зависимые, то кроме начальных моментов они имеют смешанные (совместные) моменты различной размерности.

Определение 1. Смешанным (совместным) моментом двух случайных величин размерности (i, j) будем называть величину, равную математическому ожиданию произведения *i*-й степени случайной величины ξ и *j*-й степени случайной величины η, т.е.

$$m_{i,j}^{(\xi,\eta)} = E\xi^i\eta^j = \int_{-\infty}^{+\infty} x^i y^j p(x,y)dxdy,$$

где $p(x,y)$ – совместное распределение случайных величин ξ и η.

Очевидно, имеет место равенство:

$$m_i^{(\xi)} = \mathrm{m}_{i,0}^{(\xi,\eta)},\ m_j^{(\eta)} = m_{0,j}^{(\xi,\eta)},\ m_{i+j}^{(\xi)} = m_{i,j}^{(\xi,\xi)},\ m_{i+j}^{(\eta)} = m_{i,j}^{(\eta,\eta)}.$$

Аналогично можно определить смешанный (совместный) момент трех и более случайных величин ξ, η, γ размерностью (i, j, k), который будет равен:

$$m_{i,j,k}^{(\xi,\eta,\gamma)} = E\xi^i\eta^j\gamma^k = \int_{-\infty}^{+\infty}\int_{-\infty}^{+\infty}\int_{-\infty}^{+\infty} x^i y^j z^k p(x,y,z)dxdydz.$$

Кроме начальных моментов i-го порядка и смешанных моментов размерностью (i, j) будем использовать корреляционные моменты размерностью (i, j).

Определение 2. Корреляционным моментом двух случайных величин ξ и η размерности (i, j) будем называть величину $K_{i,j}^{(\xi,\eta)}$, которая определяется равенством:

$$K_{i,j}^{(\xi,\eta)} = E\left(\xi^i - m_i^{(\xi)}\right)\left(\eta^j - m_j^{(\eta)}\right) = E\xi^i\eta^j - m_i^{(\xi)}m_j^{(\eta)} = m_{i,j}^{(\xi,\eta)} - m_i^{(\xi)}m_j^{(\eta)}.$$

Аналогично можно определить корреляционный момент для трех случайных величин размерности (i, j, k), где может иметь место два случая, а именно:

$$1)\ K_{i,j,k}^{(\xi,\eta,\gamma)} = E\left(\xi^i - m_i^{(\xi)}\right)\left(\eta^j - m_j^{(\eta)}\right)\left(\gamma^k - m_k^{(\gamma)}\right) =$$

$$m_{i,j,k}^{(\xi,\eta,\gamma)} - m_k^{(\gamma)}m_{i,j}^{(\xi,\eta)} - m_j^{(\eta)}m_{i,k}^{(\xi,\gamma)} - m_i^{(\xi)}m_{j,k}^{(\eta,\gamma)} + 2m_i^{(\xi)}m_j^{(\eta)}m_k^{(\gamma)},$$

$$2)\ K_{i,j,k}^{(\xi,\eta,\gamma)} = E\left(\xi^i\eta^j - m_{i,j}^{(\xi,\eta)}\right)\left(\gamma^k - m_k^{(\gamma)}\right) = m_{i,j,k}^{(\xi,\eta,\gamma)} - m_{i,j}^{(\xi,\eta)}m_k^{(\gamma)}.\ .$$

Аналогично могут быть определены корреляционные моменты для четырех, пяти и более случайных величин.

Использование совместных моментов позволяет оперировать не только с такими параметрами, как асимметрия (γ_3), эксцесс (γ_4) и другими кумулянтными коэффициентами, которые описывают характер негауссовского распределения случайной величины, но и степень взаимосвязи случайных величин.

В работах [11, 14] рассматривались вопросы использования на практике моделей корреляционных функций, их взаимосвязи и свойств, а также особенности использования моментно-кумулянтного описания статистически зависимых случайных величин. Показано [9, 10], что для негауссовых статистически независимых случайных величин с нулевым математическим ожиданием взаимосвязь между начальными моментами α_i и кумулянтами χ_i до шестого порядка имеет вид:

$$\alpha_1 = 0,\ \alpha_2 = \chi_2,\ \alpha_3 = \chi_3,\ \alpha_4 = \chi_4 + 3\chi_2^2,\ \alpha_5 = \chi_5 + 10\chi_2\chi_3,$$

$$\alpha_6 = \chi_6 + 15\chi_2\chi_4 + 10\chi_3^2 + 15\chi_2^3.$$

Отметим, что для гауссовских случайных величин кумулянты третьего и выше порядка ($\chi_3, \chi_4, \ldots$) равны нулю.

Если рассматривать негауссовскую статистически зависимуюслучайную величину с нулевым математическим ожиданием, то связь между совместными моментами m_{ij} и кумулянтами χ_{ij} до шестого порядка имеет вид [7]:

$$m_{11} = \chi_{11},\ m_{12} = \chi_{12},\ m_{13} = \chi_{13} + 3\chi_2\chi_{11}, m_{22} = \chi_{22} + \chi_2^2 + 2\chi_{11}^2,$$

$$m_{23} = \chi_{23} + \chi_2\chi_3 + 6\chi_{11}\chi_{12} + 3\chi_2\chi_{12},$$

$$m_{33} = \chi_{33} + 3\chi_{31}\chi_2 + \chi_3^2 + 9\chi_{11}\chi_{22} + 9\chi_{12}^2 + 3\chi_{13}\chi_2 + 9\chi_2^2\chi_{11} + 6\chi_{11}^3, \ldots .$$

Если случайная величина является статистически независимой, то многомерные моменты трансформируются в произведение одномерных.

Моменты могут быть получены в результате экспериментальных исследований как определенные усреднения выборочных значений и оставаться единственными величинами, которые представляют определенные свойства случайной величины. Как известно, на основе бесконечной последовательности моментных функций можно восстановить вид характеристической функции. Для случайных величин, которые отличаются от гауссовских, именно эти характеристики могут нести все возможны сведения об их статистических связях и распределениях.

Так как не всегда удается иметь полную информацию о многомерной функции распределения, целесообразным является более детальное рассмотрение статистически зависимых случайных величин с помощью усредненных характеристик в виде моментов и кумулянтов. Причем отличие от нулевого значения совместных кумулянтов свидетельствует о существовании статистической зависимости между соответствующими случайными величинами.

Между совместными моментами и кумулянтами существуют связи, подобные связям для одномерных случайных величин. Известно, что совместный кумулянт второго порядка (ковариация) χ_{11} описывает статистическую связь первого порядка или коррелированность случайных величин:

$$\chi_{11} = m_{11} - m_{\xi 1} m_{\xi 2},$$

где $m_{\xi 1}$ и $m_{\xi 2}$ – математическое ожидание случайной величины ξ_1 и ξ_2 соответственно.

Статистическая связь между выборочными значениями, при которых $\chi_{11} \neq 0$, характеризует корреляцию этих выборочных значений. Известно, что равенство χ_{11} нулю еще не свидетельствует о статистической независимости, так как кумулянты высших порядков могут отличаться от нуля и устанавливать более сложную зависимость между случайными величинами, чем их зависимость при взаимной корреляции [10]. Согласно этих рассуждений, кумулянт третьего порядка описывает статистическую связь второго порядка, кумулянт s-го порядка описывает статистическую связь $(s-1)$-го порядка. Причем эта связь может существовать независимо от наличия статистических связей низших порядков. Эту закономерность можно увидеть из математических выражений многомерных кумулянтов.

Адаптированный метод максимизации полинома и его использование для определения оценок параметров сигналов, принимаемых на фоне коррелированных негауссовских помех. Пусть в течении времени $[0,T]$ наблюдается сигнал $\xi(t)$, который представляет аддитивную смесь полезного сигнала $S(\vartheta)$ и асимметричную негауссовскую коррелированную помеху $\eta(t)$, т.е.

$$\xi(t) = S(\vartheta) + \eta(t).$$

Будем считать, что за время наблюдения сигнал $S(\vartheta)$ является постоянным, но его значение зависит от неизвестного параметра ϑ. Предположим, что асимметричная негауссовская коррелированная помеха имеет двухмоментное распределение, является стационарной и характеризуется кумулянтами и кумулянтными функциями отличными от нуля: χ_2, χ_3, $\chi_2(0,\tau)$, $\chi_3(0,\tau,\tau)$, $\chi_3(0,0,\tau)$.

Пусть из наблюдаемого сигнала $\xi(t)$ осуществляется выборка $\vec{x}=\{x_1,x_2,...x_n\}$ объемом n, которая является статистически зависимой, одинаково распределенной и равна:

$$x_v = S_\vartheta + \eta_v ,$$

где для краткости обозначим $S_\vartheta = S(\vartheta)$.

Необходимо по результатам обработки выборочных значений $\vec{x}=\{x_1,x_2,...x_n\}$ найти оценку значения параметра постоянного сигнала ϑ при условии, что все остальные параметры известны.

Для решения данной задачи оценивания параметра постоянного сигнала на фоне асимметричных негауссовских коррелированных помех предлагается использование метода максимизации полинома (ММП) (метод Кунченко) [9, 10] и его адаптированный вариант, который успешно используется для решения многих статистических задач [11, 14].

Адаптированный ММП [11, 14, 15] позволяет учесть статистическую связь выборочных значений в виде совместных кумулянтов и моментов случайных величин и синтезировать полиномиальные алгоритмы оценивания параметров сигналов с меньшей дисперсией оценки по сравнению с известными результатами.

Показано, что в соответствии с адаптированным методом максимизации полинома (АММП) исследуемые выборочные значения могут бать представлены в виде стохастического полинома степени s [11, 14]. В этом случае оценка параметра ϑ при моментно-кумулянтном описании случайного процесса будет находится из решения уравнения:

$$\sum_{i=1}^{s} h_{i(v,k)}[\vartheta]\sum_{v=1}^{n}\left(\xi^i_{(v,k)} - \alpha_i[\vartheta]\right)\Big|_{\vartheta=\hat{\vartheta}} = 0,\ v,k=\overline{1,n}, \tag{1}$$

где $\xi^i_{(v,k)}$ – статистически зависимые и одинаково распределенные выборочные значения исследуемого случайного процесса $\xi(t)$ в моменты времени v и k, $\alpha_i[\vartheta]$ – моменты i-го порядка одномоментного распределения случайного процесса; $h_{i(v,k)}[\vartheta]$ – неизвестные коэффициенты, зависящие не только от неизвестного параметра ϑ, который оценивается, но и от функции корреляции $r_\xi(\tau)$, определяемой как $\tau = |v-k|$. Нахождение оценки параметра ϑ находится из решения системы алгебраических уравнений:

$$\sum_{i=1}^{s} h_{i(v,k)}[\vartheta]K_{i,j}(\tau,\vartheta) = \frac{d}{d\vartheta}\alpha_i(\vartheta),\ i=\overline{1,s},\ v,k=\overline{1,n}, \tag{2}$$

где $K_{i,j}(\tau,\vartheta)$ – коэффициенты, которые определены из соотношения:

$$K_{i,j}(\tau,\vartheta) = E\{[\xi^i_v - \alpha_i][\xi^j_k - \alpha_j]\} = E[\xi^i_v \xi^j_k] - \alpha_i\alpha_j,$$

где ξ_v^i, …, ξ_k^i – значения стационарного процесса в v-й и k-й моменты дискретного времени t ($t = 1, 2, ..., n$).

Коэффициенты $K_{i,j}(\tau, \vartheta)$ зависят от совместных моментов $E\left[\xi_v^i \xi_k^j\right]$, таким образом, имеется возможность не только описать степень негауссовости случайных величин в виде одномерных моментов высших порядков, но статистические связи исследуемых процессов.

На основе использования моментно-кумулянтного описания случайных величин в виде одномерных и двухмерных функций, использования АММП, построены полиномиальные алгоритмы оценивания параметра ϑ полезного сигнала, принимаемого на фоне асимметричных негауссовских коррелированных помех.

Анализ полиномиальных алгоритмов при использовании адаптированного метода максимизации полинома. Рассмотрим построение и анализ полиномиальных алгоритмов нахождения оценки параметра ϑ постоянного сигнала при использовании АММП при степени полинома $s = 1,2$. Для этого необходимо привести начальные одномерные моменты до 4-го порядка, а также совместные двумерные моменты, позволяющие описать статистические связи исследуемых случайных коррелированных асимметричных негауссовских величин.

Общие выражения для начальных одномерных моментов асимметричной негауссовской случайной величины имеют вид:

$$\alpha_1 = 0,\ \ \alpha_2 = \chi_2,\ \ \alpha_3 = \chi_2^{1,5}\gamma_3,\ \ \alpha_4 = 3\chi_2^2,$$

а моментные функции двухмоментного распределения запишутся как:

$$\alpha_2(0,\tau) = \chi_2(0,\tau),\ \alpha_3(0,\tau,\tau) = \chi_3(0,\tau,\tau),\ \alpha_4(0,\tau,\tau,\tau) = 3\chi_2 \cdot \chi_2(0,\tau).$$

При использовании АММП необходимо получить начальные моменты m_i случайной величины ξ. Для аддитивной смеси сигнала и помехи моменты одномоментного распределения будут соответственно равные:

$$m_1 = S_\vartheta,\ \ m_2 = \chi_2 + S_\vartheta^2,\ \ m_3 = \chi_2^{1,5}\gamma_3 + 3\chi_2 S_\vartheta + S_\vartheta^3,$$

$$m_4 = 3\chi_2^2 + 4\chi_2^{1,5}\gamma_3 S_\vartheta + 6\chi_2 S_\vartheta^2 + S_\vartheta^4,$$

а моменты двухмоментного распределения запишутся как:

$$m_1(0,\tau) = S_\vartheta,\ m_2(0,\tau) = \chi_2(0,\tau) + S_\vartheta^2,\ m_3(0,\tau,\tau) = \chi_3(0,\tau,\tau) + 3\chi_2(0,\tau)S_\vartheta + S_\vartheta^3,$$

$$m_4(0,\tau,\tau,\tau) = 3\chi_2\chi_2(0,\tau) + 4\chi_3(0,\tau,\tau)S_\vartheta + 6\chi_2(0,\tau)S_\vartheta^2 + S_\vartheta^4.$$

Представление центрированных коррелянтов $K_{i,j}(\tau)$ двухмоментного стационарного случайного процесса $\xi(t)$ через кумулянты и кумулянтные функции имеет вид:

$$K_{1,1}(0,\tau) = m_2(0,\tau) - m_1 m_2 = \chi_2(0,\tau) = \chi_2 r_\xi(\tau),$$

$$K_{1,2}(0,\tau,\tau)=m_3(0,\tau,\tau)-m_1m_2=\chi_3(0,\tau,\tau)+3\chi_2(0,\tau)S_\vartheta-S_\vartheta\chi_2=\chi_2^{3/2}\gamma_3 r_\xi(0,\tau,\tau)+$$
$$+\chi_2 S_\vartheta(3r_\xi(\tau)-1),$$

$$K_{2,2}(0,0,\tau,\tau)=m_4(0,0,\tau,\tau)-m_2m_2=2\chi_2^2 r_\xi^2(\tau)+4\chi_2^{3/2}\gamma_3 r_\xi(0,\tau,\tau)S_\vartheta+\chi_2 S_\vartheta^2(6r_\xi(\tau)-2).$$

Для статистически независимых выборочных значений центрированные корреляты имеют вид: $K_{1,1}=\chi_2$, $K_{1,2}=_2=\chi_2^{3/2}\gamma_3+2\chi_2 S_\vartheta$, $K_{2,2}=2\chi_2^2+4\chi_2^{3/2}\gamma_3 S_\vartheta+4\chi_2 S_\vartheta^2$.

Предположим, что корреляционная функция негауссовской помехи известна и равна $\chi_2(0,\tau)=r_\xi(\tau)$. Данный подход будет применен для корреляционной функций второго порядка, которые могут быть использованы в различных приложениях, а сами корреляционные функции могут принимать различный вид:

$$r_\xi(\tau)=\sigma^2 e^{-A|\tau|},\ r_\xi(\tau)=\sigma^2 e^{-A|\tau|}\cos\beta\tau,\ r_\xi(\tau)=\sigma^2 e^{-A|\tau|}(\cos\beta\tau+\frac{A}{\beta}\sin\beta|\tau|),$$

где $\tau=|t_v-t_k|$ – временное расстояние между выборочными значениями, которое при учете статистических связей меньше интервала корреляции $\tau=|t_v-t_k|\le\tau_{кор}$, $v,k=\overline{1,n}$; $\tau_{кор}$ – время корреляции; $\sigma^2=r_\xi(0)$ – дисперсия случайного процесса; $\frac{1}{A}>0$ – постоянная времени, характеризующая статистическую связь выборочных значений. Экспериментально показано, что при $|\tau|\approx 3\frac{1}{A}$ и более можно считать, что корреляционные связи слабые, или $r_\xi(\tau)=0$.

Для нахождения оценки параметра ϑ будем использовать АММП (1), коэффициенты которого находятся из системы уравнений (2). Для решения данной системы воспользуемся формулами Крамера и Шура:

$$h_{i(v,k)}[\vartheta]=\frac{\Delta_{is}(\vartheta)}{\Delta_s(\vartheta)},\ i=\overline{1,s},$$

где $\Delta_s(\vartheta)=\det\|K_{i,j}(\tau,\vartheta)\|$ – определитель матрицы размерностью s, элементами которой являются центральные корреляты асимметричного коррелированного случайного процесса; $\Delta_{is}(\vartheta)$ – определитель, получаемый из $\Delta_s(\vartheta)$ заменой i-го столбца столбцом, состоящим из свободных членов системы уравнений (2).

При степени полинома s=1 оценка параметра ϑ находится из уравнения (1) и примет вид:

$$\sum_{v=1}^{n} h_{1(v,k)}[\vartheta]\left(\xi_{(v,k)}-S_\vartheta\right)\Big|_{S_\vartheta=\hat{S}_\vartheta}=0,\ k=\overline{1,n}. \qquad (3)$$

Показано, что в данном случае решением уравнения (2) будет следующее равенство:

$$h_{1(v,k)}[\vartheta]=\frac{A_v(\vartheta)}{\det\left|K_{1,1}(\tau,\vartheta)\right|},\ v,k=\overline{1,n},$$

где $A_v(\vartheta)$ – определитель, получаемый из определителя $\det\left|K_{1,1}(\tau,\vartheta)\right|$ заменой v-го столбца столбцом, состоящим из свободных членов системы уравнений (2).

Выражение $K_{1,1}(\tau,\vartheta)$ представляет собой корреляционную матрицу, которая описывает статистические зависимости выборочных значений в различные моменты времени (v,k) и для экспоненциальной зависимости примет вид:

$$K_{1,1}(\tau,\vartheta)==\begin{vmatrix} K_{1,1}^{(1,1)} & K_{1,1}^{(1,2)} & \dots & K_{1,1}^{(1,n)} \\ K_{1,1}^{(2,1)} & K_{1,1}^{(2,2)} & \dots & K_{1,1}^{(2,n)} \\ . & . & . & . \\ K_{1,1}^{(n,1)} & K_{1,1}^{(n,2)} & \dots & K_{1,1}^{(n,n)} \end{vmatrix}=\sigma^2\begin{vmatrix} 1 & e^{-A} & \dots & e^{-A(n-1)} \\ e^{-A} & 1 & \dots & e^{-A(n-2)} \\ . & . & . & . \\ e^{-A(n-1)} & e^{-A(n-2)} & \dots & 1 \end{vmatrix}.$$

Подставляя выражение для оптимального коэффициента $h_{1(v,k)}[\vartheta]$ в уравнение максимизации полинома (3) получим выражение, из которого находится оценка полезного сигнала в виде:

$$\hat{S}_\vartheta=\frac{\sum_{v=1}^{n}A_v(\vartheta)x_v}{\sum_{v=1}^{n}A_v(\vartheta)}, \tag{4}$$

которая при статистически независимых выборочных значениях вырождается в хорошо известный вид [9, 10]:

$$\hat{S}_\vartheta=\frac{1}{n}\sum_{v=1}^{n}x_v\,. \tag{5}$$

Качество полученной оценки можно проанализировать через количество извлекаемой информации о параметре ϑ из выборочных значений, которое обратно пропорционально дисперсии оценки и в общем случае имеет вид [9, 10]:

$$I_{sn}(\vartheta)=\sum_{v=1}^{n}\sum_{i=1}^{s}h_{i(v,k)}[\vartheta]\frac{d}{d\vartheta}\alpha_i(\vartheta)=\frac{1}{\sigma^2_{(\vartheta)s}},\ k=\overline{1,n}.$$

Для рассматриваемого случая при степени полинома $s=1$ количество извлекаемой информации примет вид

$$I_{1n}(\vartheta)=\sum_{v=1}^{n}h_{1(v,k)}[\vartheta]=\frac{A_v(\vartheta)}{\det\left|K_{1,1}(\tau,\vartheta)\right|}. \tag{6}$$

При рассмотрении первой степени полинома используются начальные моменты только первого и второго порядка, что не дает возможности описать негауссовское распределение исследуемых случайных величин. Поэтому увеличим степень полинома до $s=2$ и для получения оценки параметра ϑ воспользуемся уравнением (1), в котором неизвестные коэффициенты, согласно (2), примут вид:

$$h_{1(v,k)}[\vartheta]=\frac{\Delta_{12}(\vartheta)}{\Delta(\vartheta)},\ h_{2(v,k)}[\vartheta]=\frac{\Delta_{22}(\vartheta)}{\Delta(\vartheta)},$$

где $\Delta(\vartheta)=\det\begin{Vmatrix} K_{1,1}(0,\tau,\vartheta) & K_{1,2}(0,\tau,\tau,\vartheta) \\ K_{2,1}(0,\tau,\tau,\vartheta) & K_{2,2}(0,0,\tau,\tau,\vartheta)\end{Vmatrix}$, $\Delta_{12}(\vartheta)=\det\begin{Vmatrix} \frac{d}{d\vartheta}m_1(\vartheta) & K_{1,2}(0,\tau,\tau,\vartheta) \\ \frac{d}{d\vartheta}m_2(\vartheta) & K_{2,2}(0,0,\tau,\tau,\vartheta)\end{Vmatrix}$,

$\Delta_{22}(\vartheta)=\det\begin{Vmatrix} K_{1,1}(0,\tau,\vartheta) & \frac{d}{d\vartheta}m_1(\vartheta) \\ K_{2,1}(0,\tau,\tau,\vartheta) & \frac{d}{d\vartheta}m_2(\vartheta)\end{Vmatrix}$, а центральные корреляционные асимметричного коррелированного негауссовского случайного процесса приведены выше.

Из-за громоздкости выражений значения определителей не приводится. Подставляя полученные коэффициенты в уравнение (1) получим уравнение максимизации полинома второй степени случайного процесса для нахождения оценки неизвестного параметра.

Если выборка является некоррелированной, то есть ($r_\xi(v,k)$=0 если $v\neq \mathrm{k}$ и $r_\xi(v,k)$=1 если $v=\mathrm{k}$), то уравнение максимизации полинома второй степени случайного процесса примет хорошо известный вид [9, 10]:

$$\gamma_3 \mathrm{S}_\vartheta^2-(2\gamma_3\frac{1}{\mathrm{n}}\sum_{\mathrm{v}=1}^{\mathrm{n}}\mathrm{x_v}-2\chi_2^{\frac{1}{2}})\mathrm{S}_\vartheta-[2\chi_2^{\frac{1}{2}}\frac{1}{\mathrm{n}}\sum_{\mathrm{v}=1}^{\mathrm{n}}\mathrm{x_v}-\gamma_3\frac{1}{\mathrm{n}}\sum_{\mathrm{v}=1}^{\mathrm{n}}\mathrm{x_v^2}+\chi_2\gamma_3]\Big|_{\mathrm{S}_\vartheta=\hat{\mathrm{S}}_\vartheta}=0. \qquad (7)$$

Легко показать, что при рассмотрении гауссовских моделей случайных процессов, когда коэффициент асимметрии $\gamma_3=0$, выражение (7) преобразуется к хорошо известному виду (5).

Найдем выражение дисперсии оценки постоянного сигнала для рассматриваемой модели случайного коррелированного процесса. Согласно методу максимизации полинома дисперсия оценки ϑ обратно пропорциональна количеству извлекаемой информации об оцениваемом параметре [9, 10]:

$$\sigma^2_{(\vartheta)s}=I^{-1}_{sn}(\vartheta),$$

где $I_{sn}(\vartheta)=\sum_{v=1}^{n}\sum_{i=1}^{s}h_{i(v,k)}[\vartheta]\frac{d}{d\vartheta}\alpha_i(\vartheta)=\sum_{v=1}^{n}\sum_{i=1}^{s}\sum_{j=1}^{s}h_{j(v,k)}[\vartheta]h_{i(v,k)}[\vartheta]K_{i,j}(\tau,\vartheta)$.

При построении математических моделей негауссовских коррелированных случайных процессов основным критерием оценивания качества полученных результатов (оценки неизвестного параметра), является дисперсия оценки. В этом случае отношение дисперсии оценки, найденной предложенным методом АММП при степени полинома $s=2$ к дисперсии оценки, найденной при степени полинома $s=1$, при котором не учитывается негауссовское распределение случайных величин, имеет вид:

$$g(\vartheta)=\frac{\sigma^2_{(\vartheta)2n}}{\sigma^2_{(\vartheta)1n}}=\frac{I_{1n}(\vartheta)}{I_{2n}(\vartheta)}.$$

На основе полученных моделей и методов оценивания постоянного параметра сигнала, принимаемого на фоне коррелированых негауссовских помех, проведено

имитационное моделирование, показывающее эффективность полученных результатов. На рисунке 1 приведены временные зависимости для некоррелированного (а) и коррелированного (б) асимметрично-эксцесного негауссовского процесса, полученные при использовании полигауссовской генерации выборочных значений. Видно, что при наличии корреляционных связей между выборочными значениями хаотичность полученной коррелированной случайной величины уменьшились, что объясняется наличием экспоненциальной взаимосвязи между выборочными значениями. Кроме этого приведены корреляционные поля (в, г), демонстрирующие взаимную зависимость между выборочными значениями.

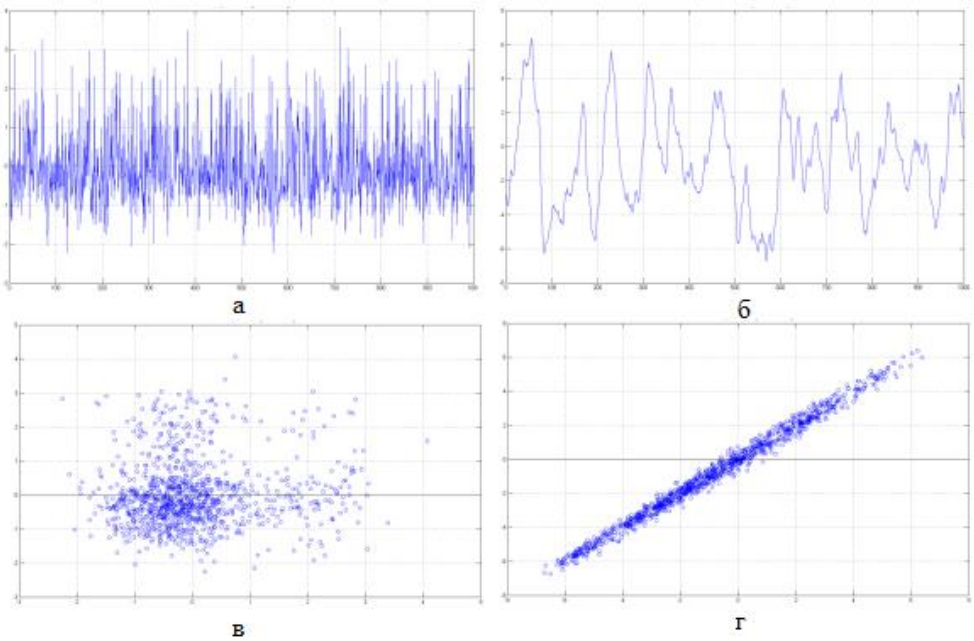


Рис. 1. Временные зависимости некоррелированного (а) и коррелированного (б) негауссовского процесса; иллюстрация корреляционных полей для некоррелированных (в) и коррелированных (г) негауссовских выборочных значений при n=1000, A=0.1, $\gamma_3 = 0.9$, $\gamma_4 = 0.8$.

На рисунке 2 приведены результаты анализа полученных оценок при использовании нового метода АММП при различных степенях полинома. Проводилось оценивание зашумленого постоянного сигнала с единичной амплитудой на фоне негуссовских асимметричных коррелированных помех (а). Синтезированное правило нахождения оценки постоянного параметра (4) при степени полинома $s = 1$ не учитывает негауссовский характер исследуемого случайного процесса, т.к. для его описания использовались только первые два момента, характеризующие среднее значение и дисперсию случайной величины. Для (4) найдена характеристика I_1 (6), определяющая эффективность оценивания в виде количества извлекаемой информации об оцениваемом параметре, зависимость которой от параметра корреляции A приведено на рисунке 2(б). Видно, что с ростом параметра A, что соответствует уменьшению корреляционных связей, наблюдается увеличение I_1, что свидетельствует об уменьшении дисперсии оценки. С ростом степени полинома $s = 2$ (1) для нахождения оценки неизвестного параметра учитываются не только начальные моменты в виде коэффициента асимметрии γ_3, который характеризует степень негауссовости исследуемого случайного процесса, но совместные моменты, позволяющие описать корреляционные свойства. На рисунке 2(в, г) приведены сравнительные результаты отношения I_1/I_2 от значения коэффициента асимметрии γ_3

при различных значениях коэффициента корреляции A=5, 0.1. Из графиков видно, что учет параметра γ_3 позволяет увеличить значение количества извлекаемой информации I_2 по сравнению с I_1, что эквивалентно уменьшению дисперсии оценки неизвестного параметра. При слабых корреляционных связях (A=5) результат эффективности оценивания будет совпадать с хорошо изученными свойствами, представленными в [9, 10]. В тоже время необходимо отметить, что наличие сильных корреляционных связей (уменьшение коэффициента A с 5 до 0.1 для экспоненциальной корреляционной функции $r_\xi(\tau)=\sigma^2 e^{-A|\tau|}$) между выборочными значениями уменьшает эффективность оценивания, но дисперсия оценки при нелинейной обработке ($s=2$) все равно будет меньше по сравнению с хорошо известными результатами в предположении гауссовских моделей исследуемых случайных процессов ($s=1$). При граничных значениях коэффициента асимметрии $\gamma_3=1$ уменьшение дисперсии оценки при A=5 составляет до 2 раз, а при увеличении корреляционных связей при A=0.1 до 1.4 раз.

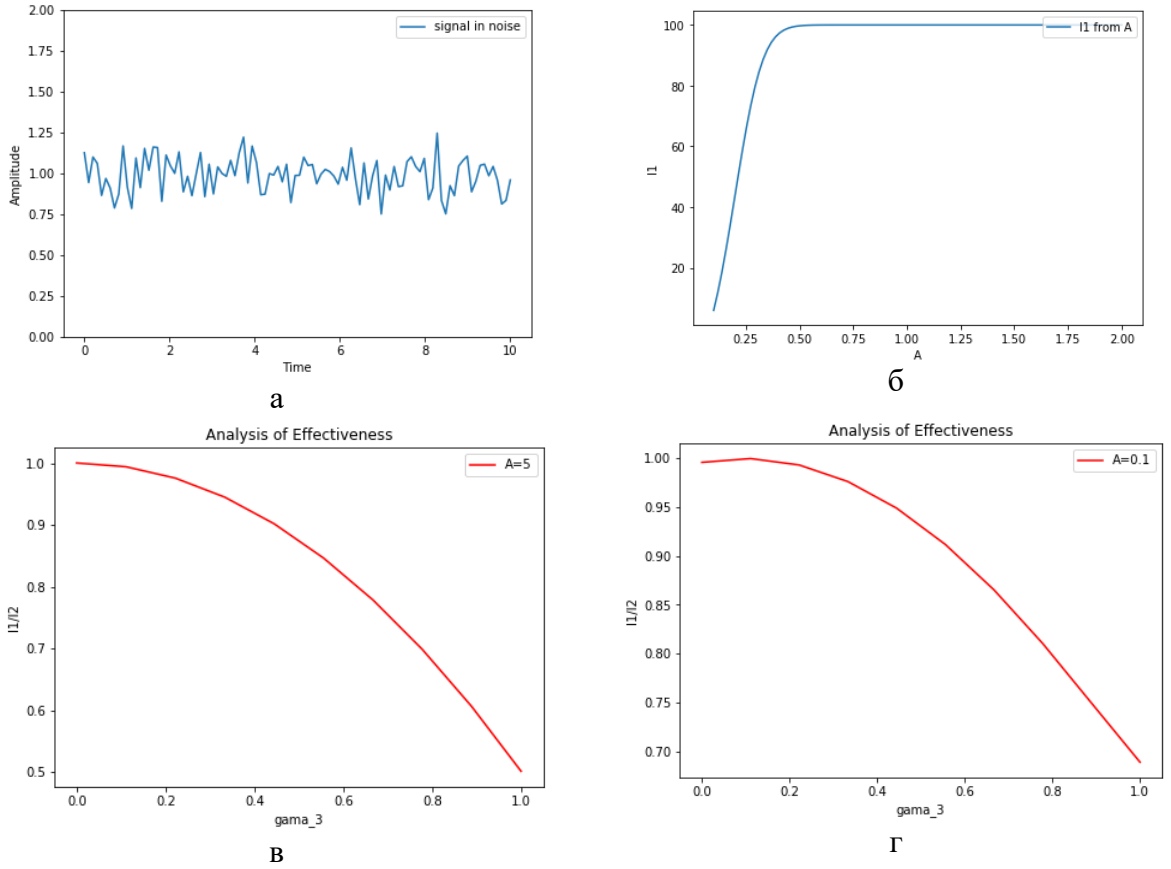


Рис. 2. Временные зависимости зашумленного постоянного сигнала с единичной амплитудой (а); зависимость количества извлекаемой информации об оцениваемом параметре сигнала от коэффициента корреляции A; сравнительные результаты отношения I_1/I_2 от значения коэффициента асимметрии γ_3 при различных значениях коэффициента корреляции (A=5, 0.1) корреляционной функции $r_\xi(\tau)=\sigma^2 e^{-A|\tau|}$.

Выводы

Построение методов математического и компьютерного моделирования процессов оценивания неизвестных параметров сигналов, принимаемых на фоне негауссовских помех при использовании моментно-кумулянтного подхода к описанию случайных процессов и адаптированного метода максимизации полинома (метод Кунченко) позволило создать алгоритмические основы обработки сигналов, что

позволяет повысить точность оценивания параметров сигналов в компьютеризированных системах приема и обработки данных при учете параметров негауссовских помех. Использование совместных моментов и кумулянтов позволило создать новые модели коррелированных негауссовских асимметричных случайных величин и учесть корреляционные связи между ними. На основе использования адаптированного метода максимизации полинома синтезированы полиномиальные алгоритмы оценивания неизвестного параметра постоянного сигнала при взаимодействии с негауссовской помехой с меньшим значением дисперсии, что улучшает качество оценки по сравнению с хорошо известными результатами в предположении широко распространенных гауссовских помех. Эффективность полученных результатов зависит не только от степени негауссовости исследуемого случайного процесса (коэффициента асимметрии), но и от параметра, характеризующего статистические связи выборочных значений.

Список литературы

1. Van Trees H.L., Bell K.L., Tiany Z. Detection Estimation and Modulation Theory, 2nd Edition, Part I, Detection, Estimation, and Filtering Theory. New York: John Wiley & Sons, 2013.
2. Безрук В.М., Певцов Г.М. Теоретические основы проектирования систем распознавания сигналов для автоматизированного радиоконтроля. Х.: Коллегиум, 2007. – 430 с.
3. Tuzlukov V.P. Signal Processing Noise. Boca Raton: CRC Press LLC, 2002.
4. Mourad Barkat Signal Detection and Estimation. Boston: Artech House, 2005.
5. Middleton D. Non-Gaussian Statistical Communication Theory Jonn. New Jersey: Willey & Sons, 2012.
6. Huihong Zhao, Chenghui Zhang Non-Gaussian noise quadratic estimation for linear discrete-time time-varying systems. *Neurocomputing*. 2016. 174(B). Pp. 921-927.
7. Малахов А.Н. Кумулянтный анализ негауссовских процессов и их преобразований. М.: Сов. радио, 1979. 376 с.
8. Nandi A.K. Blind Estimation Using Higher-Order Statistics. New York: Springer-Verlag, 1999.
9. Кунченко Ю.П. Полиномиальные оценки параметров близких к гауссовским случайных величин. Часть I. Стохастические полиномы, их свойства и применение для нахождения оценок параметров. Черкассы: ЧИТИ, 2001. 133 с.
10. Kunchenko Y.P. Polynomial Parameter Estimations of Close to Gaussian Random variables. Aachen: Shaker Verlag, 2002. 396 p.
11. Палагін В.В., Івченко О.В. Адаптація методу максимізації полінома для оцінки параметрів випадкових величин за статистично залежною вибіркою. *Системи обробки інформації*. 2009. Вип. 2(76). С. 118-123.
12. Palahin V., Palahina O., Filipov V., Leleko S., Ivchenko A. Modeling of Joint Signal Detection and Parameter Estimation on Background of Non-Gaussian Noise. *Journal of Applied Mathematics and Computational Mechanics*. 2015. 14(3). Pp. 87–94.
13. Palahin V., Juhar J. Joint Signal parameters estimation in non-Gaussian noise by the method of polynomial maximization. *Journal of Electrical Engineering*. 2016. Vol.67, No.3. Pp. 217-221.
14. Vokorokos L., Marchevsky S., Ivchenko A., Palahina E., Palahin V. Parameters Estimation of Correlated non-Gaussian processes by the Method of Polynomial Maximization. *Submitted to IET Signal Processing*. 2016. Pp. 313-319.
15. Палагін В.В., Івченко О.В., Вєдєрніков Д.А. Знаходження оцінок параметра постійного сигналу на фоні негаусових корельованих завад. *Праці VII Міжнародної науково-практичної конференції «Обробка сигналів і негауссівських процесів»*. Тези доповідей, Черкаси: ЧДТУ, 2019. С.103-106.

ПОЛІНОМІАЛЬНІ МЕТОДИ ОЦІНЮВАННЯ ПАРАМЕТРІВ СИГНАЛІВ НА ФОНІ НЕГАУСОВИХ КОРЕЛЬОВАНИХ ЗАВАД

В.В. Палагін, О.В. Івченко, О.А. Палагіна, Д.А. Вєдєрніков

Черкаський державний технологічний університет,
бул. Шевченка, 460, Черкаси, 18005, Україна; e-mail: palahin@ukr.net

При класичній постановці задачі статистичної оцінки параметрів сигналів широкого поширення набули математичні моделі у вигляді випадкових процесів, що мають гаусовий закон розподілу. У реальних технічних системах досліджувані випадкові процеси доцільніше розглядати при використанні негаусових моделей, які в більшій мірі відображають реальну завадову ситуацію. Дослідження останніх років свідчать про те, що при вирішенні задач обробки негаусових процесів перспективним є інший підхід, в якому для опису статистичних властивостей випадкових величин використовуються моменти і кумулянти, що дозволяє з прийнятним наближенням характеризувати статистичні властивості негаусових процесів. Такий підхід дозволяє підвищити точність обробки негауссовских сигналів у порівнянні з традиційним підходом при заданих обмеженнях на їх складність, врахувати кореляційні зв'язки негаусових випадкових величин. В роботі розглянуто задачі моделювання процесів оцінювання параметра постійного сигналу на фоні негаусових асиметричних корельованих завад на основі моментно-кумулянтного опису випадкових величин з використанням адаптованого методу максимізації полінома (методу Кунченко) для побудови ефективних алгоритмів і комп'ютерних засобів функціонування систем обробки сигналів. Показано, що поліноміальна обробка випадкових величин, врахування параметрів негаусового розподілу у вигляді кумулянтних одновимірних і багатовимірних розподілів дозволяє зменшити дисперсію оцінки оцінюваного параметра у порівнянні з відомими результатами.

Ключові слова: моментно-кумулянтних опис, адаптований метод максимізації полінома, корельовані негаусові стохастичні процеси.

POLYNOMIAL METHODS FOR SIGNAL PARAMETERS ESTIMATION IN NON-GAUSSIAN CORRELATED NOISE

V.V. Palahin, A.V. Ivchenko, E.A. Palahina, D.A. Viediernikov

Cherkasy State Technological University,
460, Shevchenko blvd., Cherkasy, Ukraine, 18005; e-mail: palahin@ukr.net

In the classical formulation of the problem of statistical signal parameters estimation mathematical models in the form of random processes having a Gaussian distribution law were widely used. In real technical systems, the studied random processes are more appropriate to consider when using non-Gaussian models, which to a greater extent reflect the real noise situation. Recent studies have shown that when solving the problems of processing non-Gaussian processes, another approach is promising, in which moments and cumulants are used to describe the statistical properties of random variables, which allows us to characterize the statistical properties of non-Gaussian processes with an acceptable approximation. Such an approach makes it possible to increase the accuracy of processing non-Gaussian signals in comparison with the traditional approach with given restrictions on their complexity, and to take into account the correlation relationships of non-Gaussian random variables. The problems of modeling the processes of the constant signal parameter estimation in non-Gaussian asymmetric correlated noise based on the moment-cumulant description of random variables using the adapted method of polynomial maximization (Kunchenko method) for sinthesis effective algorithms and computer tools for signal processing are considered. It is shown that polynomial processing of random variables, taking into account the parameters of a non-Gaussian distribution in the form of cumulants of one-dimensional and multidimensional distributions, makes it possible to reduce the variance of the parameter estimated in comparison with the well known results.

Keywords: moment-cumulant description, the adapted method of polynomial maximization, correlated non-Gaussian stochastic processes.

DOI 10.15276/imms.v9.no4.280
УДК 681.5.015.23:658.264

Informatics and Mathematical Methods in Simulation
Vol. 9 (2019), No. 4, pp. 280-290

ОСОБЛИВОСТІ МАТЕМАТИЧНОГО МОДЕЛЮВАННЯ ДИНАМІКИ РІВНЯ РІДИНИ В БАРАБАННОМУ ПАРОГЕНЕРАТОРІ ЯК ОБ'ЄКТІ УПРАВЛІННЯ

В.Ф. Ложечніков, С.М. Григоренко, Н.В. Ложечнікова, М.С. Авраменко

Одеський національний політехнічний університет,
просп. Шевченка, 1, Одеса, 65044, Україна; e-mail: fontan.lev@gmail.com

Розглянуто особливості математичного моделювання динамічних властивостей рівня пароводяної суміші в барабанному парогенераторі. Показано, що вкрай несприятливе для автоматичних систем управління закипання рівня пароводяної суміші в барабанному парогенераторі є як наслідком протікання складних теплофізичних процесів, так і конструктивних особливостей технологічного ділянки. Тому використання для моделювання динаміки рівня рідини математичних моделей, в яких не враховується вплив акумулюючої і дроселюючої властивостей паропроводу на витрату насиченої пари з парогенератора, а основне рівноваги вплив (витрата пара) розглядається як незалежна змінна, не є коректним. Запропонована лінійна математична модель ділянки живлення барабанного парогенератора, яка враховує динамічні властивості паропроводу, що з'єднує парогенератор з споживачем. Аналіз структурної схеми запропонованої математичної моделі показав, що між барабанним парогенератором і паропроводом існує зворотній взаємозв'язок по витраті пари. Негативний характер зв'язку пояснює самовирівнювання рівня, пов'язане зі зміною положення регулюючого клапана витрати пари або виділенням тепла в котельній камері. Відповідно зміна площі прохідного перетину регулюючого клапана турбіни без зміни регулятором теплового навантаження тепловиділення в котельній камері або ядерному реакторі призводить до тимчасової зміни витрати пари. Це призводить до менш інтенсивного закипання рівня і його переходу до нового сталого значення. Стабілізація рівня відбувається нижче вихідного значення внаслідок короткочасного порушення балансу між подачею живильної води в парогенератор і відбором пари. Виявлені в результаті рішення системи диференціальних рівнянь особливості поведінки рівня пароводяної суміші дозволяють більш адекватно моделювати роботу існуючих та перспективних систем управління живленням барабанних парогенераторів.

Ключові слова: барабанний парогенератор, енергетичний барабанний котел, автоматична система регулювання рівня пароводяної суміші, математична модель, технологічна ділянка живлення парогенератора.

Актуальність теми

Промислові барабанні парогенератори виконують перетворення хімічної енергії рідкого або газоподібного палива в іншу її форму, яка зручна для транспортування і промислового використання, тобто в електричний струм, пар, або просто гарячу воду для обігріву житлових і виробничих приміщень. Вони можуть відрізнятися від номінальної парової потужністю і експлуатаційними режимами. Однак, якісні властивості динаміки рівня h пароводяної суміші різних барабанних парогенераторів однакові.

Управління рівнем пароводяної суміші в парогенераторі зводиться до підтримки матеріального балансу між відводом пари D і подачею живильної води G_{pv}. Відхилення рівня Δh в парогенераторі від заданого значення пов'язано з наявністю небалансу між припливом живильної води і витратою пара. Воно відбувається також внаслідок зміни змісту пара в пароводяної суміші в результаті коливань тиску перегрітої пари в паропроводі P_m чи зміни теплосприю випарних поверхонь нагріву.

До стабілізації рівня пред'являються досить жорсткі вимоги, оскільки по відхиленню рівня води в парогенераторі від номінального значення передбачені технологічні та аварійні системи захисту котла або всього енергоблоку. Зниження рівня до місця приєднання опускних труб циркуляційного контуру промислового парогенератора може привести до порушення живлення та охолодження водою екранних труб. Наслідком цього може бути порушення міцності труб в місцях стикування з корпусом барабана, а в найбільш важкому випадку – переповнення живильною водою. Надмірне підвищення рівня може призвести до зниження ефективності роботи сепараційних пристроїв всередині парогенератора і відкладенням солей жорсткості в пароперегрівачі. Попадання частинок води з барабана в паропровід знижує температуру перегрітої пари і може стати причиною важких механічних пошкоджень ротора і лопаток турбіни. Зміна рівня води всередині деяких допустимих меж практично не впливає на роботу парогенератора. Разом з тим механічна втома металу барабана, а також споживання енергії насосами залежать від якості регулювання витрати живильної води. Різкі коливання витрати сприяють появі втомних явищ в металі, знижують надійність і економічність роботи живильних насосів. Тому поряд з регулюванням рівня бажано підтримувати баланс між виробництвом пара і подачею живильної води з мінімальними коливаннями її витрати.

Точність підтримки рівня для більшості барабанних парогенераторів, при якій забезпечується достатня ефективність відділення вологи від пара і необхідний запас води на випадок перерви харчування, практично однакова і становить ±50 мм [1]. Надавати рівноваги вплив на відхилення рівня води можуть витрата пари на турбіну, зміна тепловиділення в топці барабанного котла, зміна тиску і температури живильної води.

Надавати збурюючий вплив на відхилення рівня води можуть витрата пари на турбіну, зміна тепловиділення в топці барабанного котла Q, зміна тиску і температури живильної води.

Характер кривих розгону за рівнем при збуренні витратою пари і живильної води однаковий, як для парогенераторів АЕС, так і для барабанних котлів середньої потужності. Опукла форма кривої зміни рівня (рис. 1, а) [1], при ступінчастому збільшенні витрати пара пояснюється тим, що в перший момент після нанесення збурення рівень води зростає в результаті різкого зменшення тиску пара в барабані P_b. Це в свою чергу призводить до збільшення в обсязі бульбашок пари в киплячій пароводяної суміші парогенератора і зростання рівня. Після того, як тиск пари в барабані прийме нове стале значення, відповідне новому значенню витрати пари, зміна рівня буде протікати відповідно до рівняння матеріального балансу. Розглянуте явище носить назву «набухання» рівня.

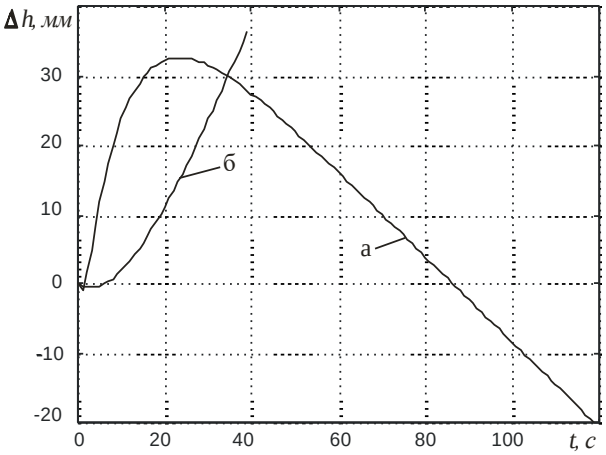


Рис. 1. Динамічна зміна рівня рідини у парогенераторі

Збільшення теплопідводу до екранних поверхонь нагріву котла також викликає «набухання» рівня за рахунок збільшення паровмісту пароводяної суміші. Однак величина відхилення рівня менше, оскільки в результаті збільшення генерації пари при незмінному положенні регулюючих клапанів турбіни або мережевих підігрівачів відбувається підвищення тиску пари в барабані, що, в свою чергу, призводить до зменшення бульбашок пари і уповільнення «набухання». Зниженню величини «набухання» також сприяє інерційність зміни теплопідводу до пароводяної суміші через радіаційні і конвективні поверхні нагрівання барабанного котла. Збільшення витрати живильної води призводить до короткочасного «просідання» рівня за рахунок зменшення паровмісту, коли температура живильної води нижче температури пароводяної суміші в парогенераторі (рис. 1, б).

Розглянуті динамічні властивості барабанних парогенераторів є вкрай несприятливими з точки зору стабілізації рівня води. Цим пояснюється той факт, що для автоматичного регулювання рівня непридатні звичайні одноконтурні системи регулювання.

Огляд досліджень

У рішенні проблеми регулювання рівня пароводяної суміші в барабанному парогенераторі можна виділити кілька основних напрямків - підвищення точності вимірювання рівня та основних збурюючих впливів [2] і синтез нових алгоритмів управління [3].

В основі більшості рішень, щодо підвищення якості регулювання і надійності систем управління, лежить математичне моделювання, як технологічні ділянки, так і проектованої системи управління. Скипання рівня при різкому падінні тиску пари в парогенераторі є вкрай несприятливим фактором для системи управління. Первісне відхилення рівня визначається енергетичним небалансом в системі. Оскільки робота регулятора рівня заснована на підтримці матеріального балансу між припливом (витрата живильної води) і стоком (витрата пара), то це призводить до зміни регулятором рівня витрати живильної води в протилежну сторону і збільшення матеріального небалансу. Вирішити зазначену проблему дозволяє трьохімпульсна система регулювання рівня [4], в якій на вхід регулятора, крім сигналу по рівню в парогенераторі, надходять з протилежними знаками сигнали по витраті пари і живильної води (рис. 2, а).

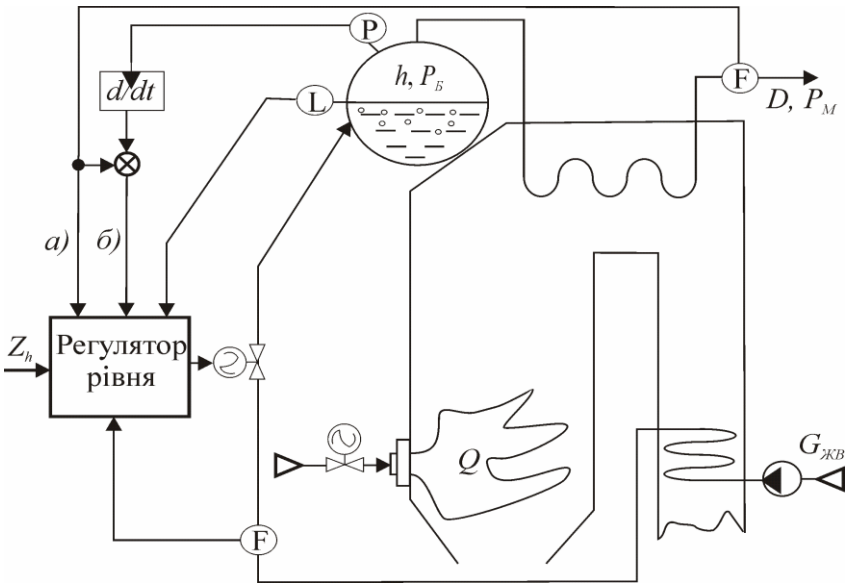


Рис. 2. АСУ рівня у барабанному парогенераторі

Інший підхід пов'язаний з синтезом багаторежимних систем управління живленням барабанних парогенераторів. Оскільки інтенсивність закипання рівня залежить від теплового навантаження парогенератора і режимів його роботи (базовий або регулюючий), тиск пари в барабані, процентний вміст насиченої пари в барабані нижче рівня рідини, котельній воді і екранних трубах впливають на тривалість перехідного процесу, динамічне відхилення регульованої величини і статичну помилку. Науково-технічна задача з розширенню діапазону роботи систем управління живильною водою є актуальною і для електростанцій з комбінованим циклом для плавної інтеграції відновлюваної енергії [5]. Діапазон роботи таких установок включає стан гарячого і холодного пуску, в яких щільність пароводяної суміші може істотно змінюватись. Нелінійна динаміка рівня барабана котла в цьому випадку моделюється в термінах лінійних моделей з параметричними варіаціями. Такий підхід дозволяє зменшити помилки управління на 77% [6].

Однак, при математичному моделюванні системи управління живленням парогенератора основний збурюючий вплив - витрата пари - розглядається як незалежна змінна (рис. 3).

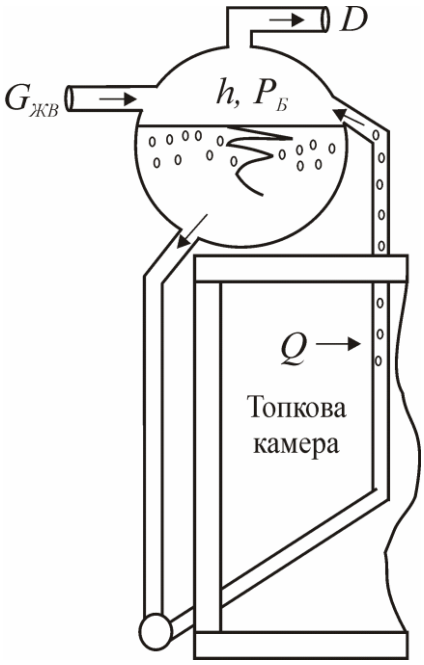


Рис. 3. Барабанний парогенератор

Таке припущення справедливе при визначенні передавальної функції пристрою зв'язку за основним впливом по збуренню в трьохімпульсній системі управління живлення парогенератора. Насправді витрата пари залежить від тепловиділення в котельній камері барабанного котла та гідравлічного опору паропроводу між парогенератором і споживачем пари (електрична турбіна, мережевий підігрівач, технологічне виробництво та ін.), тобто $D = f(Q, \xi_{pp})$.

Мета роботи

Метою статті є включення в математичну модель динаміки рівня рідини в барабанному парогенераторі моделі паропроводу. Удосконалена математична модель дозволить перевірити працездатність АСУ на скидання навантаження і встановити максимальні відхилення рівня води без проведення натурних випробувань і спрацьовування технологічних захистів за рівнем води в барабані.

Основна частина

Барабанний парогенератор, як об'єкт регулювання рівня, уявляє систему ємностей, що складається з власне барабана, опускний трубної системи і екранної трубної системи (підйомні труби). Ці ємності заповнені двофазним середовищем (вода і насичена пара (рис. 3)).

Живильна вода, підігріта в економайзері, подається в барабан котла і впливає одночасно на матеріальний і енергетичний баланс (регулюючий вплив). Теплова енергія димових газів передається екранним трубам, фестону і котельному пучку, і впливає тільки на енергетичний баланс (збурюючий вплив). У математичної моделі ці параметри будуть розглядатися як незалежні змінні.

Зміна рівня в такій схемі відбувається через зміни регулюючим клапаном витрати живильної води або відхилення тиску перегрітої пари з боку споживача P_p.

Динамічні характеристики рівня в барабанному парогенераторі описуються лінійним диференціальним рівнянням

$$T_2\Delta\ddot{h} + T_1\Delta\dot{h} = k_1\Delta\dot{G}_{pv} + k_2\Delta G_{pv} + k_3\Delta\dot{D} + k_4\Delta D + k_5\Delta\dot{Q} + k_6\Delta Q\,, \qquad (1)$$

яке передбачає, що температура води в опускних трубах близька до температури насичення, а потоки маси і енергії з продувкою дуже малі в порівнянні з іншими потоками; температура металевих поверхонь барабана і труб в динаміці і статиці дорівнює температурі насичення [7]. Коефіцієнти рівняння (1) визначаються алгебраїчними залежностями: $T_2 = a_6 b_7 (a_1 a_4 - a_2 a_3)$; $T_1 = \left(\frac{1}{b_4} - b_8\right)(a_1 a_4 - a_2 a_3)$; $k_1 = a_5 b_7 (a_4 b_1 - a_2)$; $k_2 = a_1 - a_3 b_1 + a_4 b_1 b_6 - a_2 b_6$; $k_3 = b_7 (a_1 a_4 - a_2 a_3 - a_5 a_4 b_3 + a_2 a_5)$; $k_4 = a_3 b_3 - a_4 b_3 b_6 - a_1 + a_2 b_6$; $k_5 = a_4 a_5 b_7$; $k_6 = a_4 b_6 - a_3$, $a_2 = \bar{\rho}'\,\bar{i}' - \bar{\rho}''\,\bar{i}''$, $a_4 = \bar{\rho}' - \bar{\rho}''$, $a_6 = F\,\bar{\rho}''$, $b_4 = b_5 = \frac{1}{F}$, $b_1 = \bar{i}_{ЖВ}$, $b_3 = \bar{i}''$, звичайними – $a_1 = \bar{V}\left[\frac{d(\rho'' i'')}{dP}\right]_0 + \bar{V}_W\left[\frac{d(\rho' i' - \rho'' i'')}{dP}\right]_0 + c_m m_m\left(\frac{d\theta'}{dP}\right)_0$, $a_3 = \bar{V}\left[\frac{d(\rho'')}{dP}\right]_0 + \bar{V}_W\left[\frac{d(\rho' - \rho'')}{dP}\right]_0$, $a_5 = \bar{V}_{Db}\left(\frac{d\rho''}{dP}\right)_0$, та приватними похідними $b_2 = \bar{G}pv\left(\frac{\partial\, i_{pv}}{\partial\, \theta_{pv}}\right)_0$, $b_6 = \left(\frac{\partial\, V_{Dk}}{\partial\, P}\right)_0$, $b_7 = \left(\frac{\partial\, V_{Dk}}{\partial\, G_{Dh}}\right)_0$, $b_8 = \left(\frac{\partial\, V_{Dk}}{\partial\, h}\right)_0$. У цих співвідношеннях: $\bar{V}$ - сумарний обсяг барабана, опускних і екранних труб, $\bar{V}_W$ - сумарний обсяг води в барабані, опускних і екранних трубах, c_m - теплоємність металу труб і барабана при температурі насичення, m_m - маса металу труб і барабана, $\bar{\rho}'$, $\bar{\rho}''$, $\bar{i}'$, $\bar{i}''$ - щільність і ентальпія води при температурі насичення і насиченої пари; $\bar{P}$ - тиск пари в барабані, $\bar{\theta}'$ - температура насичення, $\bar{i}_{pv}$, $\bar{\theta}_{pv}$ - ентальпія і температура живильної води; $\bar{V}_{Db}$ - обсяг насиченої пари в барабані над дзеркалом випаровування, F - площа дзеркала випаровування, $\bar{V}_{Dk}$ - обсяг парових каналів в пароводяної суміші, $\bar{h}$ - номінальний рівень води в барабані. Чисельні значення коефіцієнтів розраховуються за масогабаритними розмірами і теплотехнічними параметрами для будь-якого барабанного парогенератора.

Зміна тиску пари в барабані без урахування впливу гідравлічного опору паропроводу описується диференціальним рівнянням

$$\Delta\dot{P}_b = k_7\Delta G_{pv} + k_8\Delta D + k_9\Delta Q\,, \tag{2}$$

де $k_7 = \dfrac{a_2 - a_4 b_1}{a_2 a_3 - a_4 a_1}$, $k_8 = \dfrac{a_4 b_3 - a_2}{a_2 a_3 - a_4 a_1}$; $k_9 = -\dfrac{a_4}{a_2 a_3 - a_4 a_1}$. Після нанесення будь-якого збурення тиск в барабані буде змінюватися за інтегральним законом, оскільки в рівняння (1) і (2) входить незалежна змінна по витраті пари ΔD. Таким чином, якщо не враховувати в математичної моделі залежність витрати пари від підведення тепла до пароводяної суміші і від площі прохідного перетину регулюючого клапана по витраті пари S_{rk}, результати моделювання динаміки рівня не будуть адекватні реальним перехідним процесам. Тобто зміна рівня буде визначатися тільки енергетичним небалансом і зміною обсягу бульбашок пари (рис. 1, а). Для вирішення даної проблеми необхідно доповнити рівняння (1) і (2) моделлю паропроводу, яка зв'яже зміну тиску в барабані ΔP_b зі зміною витрати пари через паропровід ΔD.

Оскільки перегрітий пар є стискуваним середовищем, то структурно паропровід, для спрощення аналітичного виведення, можна уявити складеним з трьох елементів: дроселя, ємності і змінного гідравлічного опору (рис. 4), які описуються системою рівнянь [8]

$$\begin{cases} \Delta P_b - \Delta P_m = a_L \Delta D_b; \\ T_p \dfrac{\bar{D}}{\bar{P}_m}\dfrac{d\Delta P_m}{dt} = \Delta D_b - \Delta D; \\ \Delta P_m - \Delta P_p = a_{rk}\Delta D - b_{rk}\Delta S_{rk}. \end{cases} \tag{3}$$

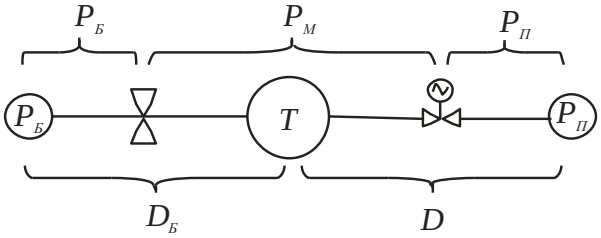


Рис. 4. Структурна схема математичної моделі паропроводу

Дросельний елемент враховує втрати тиску на тертя і стаціонарне прискорення в паропроводі, акумулючий елемент T - кількість пара в паропроводі (D_b - витрата пари з парогенератора в паропровід). Регулюючий орган враховує зміну площі прохідного перетину на витрату пари ΔS_{rk}. Зміна тиску пари на вході ΔP_b і виході ΔP_p паропроводу, також впливають на витрату пари. Рішення системи рівнянь (3) щодо змінних ΔP_m і ΔD, дозволяє записати рівняння

$$T_3\Delta\dot{D} + \Delta D = T_4\Delta\dot{P}_p + k_{13}\Delta P_p + T_5\Delta\dot{S}_{rk} + k_{14}\Delta S_{rk} + k_{15}\Delta P_b\,, \tag{4}$$

$$T_3\Delta\dot{P}_m + \Delta P_m = k_{10}\Delta P_b + k_{11}\Delta P_p + k_{12}\Delta S_{rk}\,, \tag{5}$$

де $T_3 = \frac{a_{rk} a_L}{a_{rk} + a_L} T_p \frac{\bar{D}}{\bar{P}_m}$, $T_4 = -\frac{a_L}{a_{rk} + a_L} T_p \frac{\bar{D}}{\bar{P}_m}$, $T_5 = \frac{b_{rk} a_L}{a_{rk} + a_L} T_p \frac{\bar{D}}{\bar{P}_m}$, $k_{10} = \frac{a_{rk}}{a_{rk} + a_L}$,

$k_{11} = \frac{a_L}{a_{rk} + a_L}$, $k_{12} = -\frac{a_L b_{rk}}{a_{rk} + a_L}$, $k_{13} = -\frac{1}{a_{rk} + a_L}$, $k_{14} = \frac{b_{rk}}{a_{rk} + a_L}$, $k_{15} = \frac{1}{a_{rk} + a_L}$,

$T_p = \frac{m}{\bar{M}} \left(\frac{\chi + 1}{2\chi} \right)$, $a_L = \left(\frac{\lambda L}{D_{in}} + \sum_{i=1}^{n} \xi_i \right) \frac{\bar{M}}{\rho S_{pr}^2}$; $a_{rk} = \frac{\xi_{rk} \bar{M}}{\rho \bar{S}_{rk}^2}$; $b_{rk} = \frac{\xi_{rk} \bar{M}^2}{\rho \bar{S}_{rk}^3}$.

Аналіз структурної схеми математичної моделі (рис. 5) показує, що між барабанним парогенератором і паропроводом існує зворотний взаємозв'язок по витраті пари. Негативний характер зв'язку пояснює саморівновагу рівня, пов'язану зі зміною положення регулюючого клапана витрати пари або виділенням тепла в котельній камері.

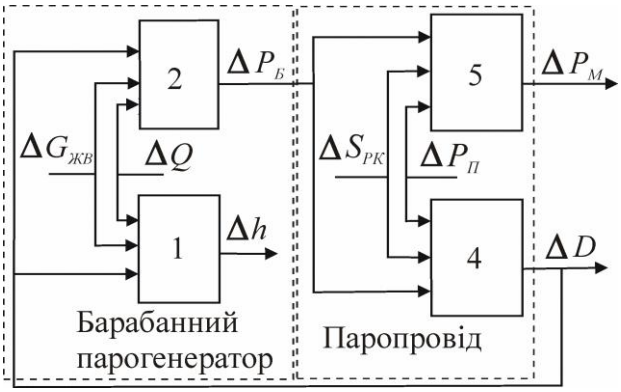


Рис. 5. Структурна схема удосконаленої математичної моделі

Згідно з отриманими співвідношенням, інерційність процесів в паропроводі і коефіцієнт передачі по каналу „тиск пари в барабані - витрата пара до споживача” залежить від довжини паропроводу L, його внутрішнього діаметра D_{in}, площі внутрішнього перетину S_{pr}, коефіцієнтів тертя λ і місцевих опорів ξ_i. А також, маси пари в паропроводі m, витрати пари в сталому режимі $\bar{M}$, показника ступеня адіабати χ, щільності пари ρ, коефіцієнта опору ξ_{rk} і площі прохідного перетину регулюючого клапана $\bar{S}_{rk}$ в сталому режимі.

Спільне рішення рівнянь (1), (2), (3), (4), стосовно газо-мазутного котла ГМ-50, дозволяє досліджувати динамічні характеристики рівня в барабанному парогенераторі, коли витрата пари залежить від тепловиділення в котельній камері і положення регулюючого органу по витраті пари (рис. 6). Витрата пари до споживача, згідно (5), впливає на зміну тиску перегрітої пари в головної парової магістралі ΔP_m. Тиск перегрітої пари визначає баланс між генерацією пари в парогенераторі і його витратою через парову турбіну на ТЕС або на мережеві підігрівачі гарячої води. Тому зміна площі прохідного перетину регулюючого клапана ΔS_{rk}, без зміни регулятором теплового навантаження тепловиділення в котельній камері, призводить до тимчасової зміни витрати пари, що обумовлено, в основному, акумулюючою здатністю паропроводу. Це призводить до менш інтенсивного закипання рівня (якщо прохідний перетин регулюючого клапана ΔS_{rk} збільшується) і його переходу до нового сталого значення (рис. 6, б). Стабілізація рівня відбувається нижче вихідного значення внаслідок короткочасного порушення балансу між подачею живильної води в парогенератор і відбором пари. Якщо при математичному моделюванні не враховується

принципова залежність витрати пари від гідравлічного опору паропроводу, який з'єднує парогенератор з споживачем пари, то результати моделювання не будуть адекватно описувати властивості реального об'єкта (рис. 6, а).

Оцінка якості регулювання перехідних процесів в трьохімпульсній системі регулювання рівня без урахування визначеної залежності $D = f(Q, \xi_{pp})$, дає в чотири рази більше динамічне відхилення (рис. 7, а), що при стрибкоподібному збільшенні на 30% витрати пари споживачем призводить до спрацьовування сигналізації і аварійної зупинки котла.

Отримана математична модель дозволяє досліджувати можливість використання додаткового сигналу зі зміни тиску пари в барабані для поліпшення якості перехідних процесів.

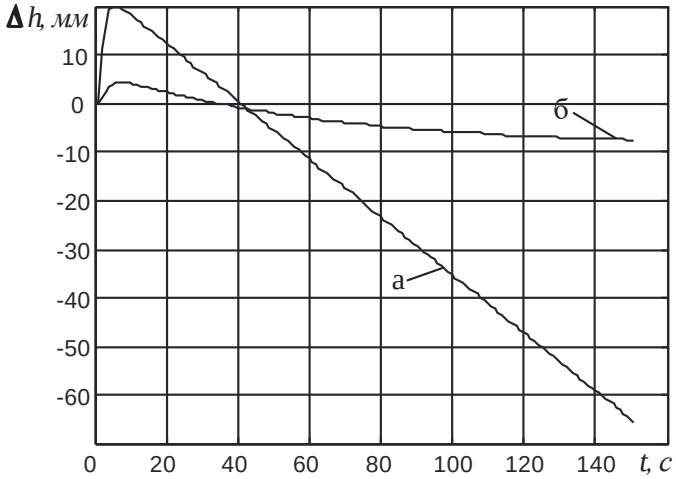


Рис. 6. Зміна рівня рідини в парогенераторі

Традиційно, сигнал по тепловиділенню в котельній камері $Q = C_p \frac{dP_b}{dt} + D$ (C_p - постійний коефіцієнт, що характеризує масову акумулюючи здатність пароводяної суміші, барабана і екранних труб котла) застосовується в системі регулювання теплового навантаження, коли використання сигналу по витраті палива не ефективно [9-11].

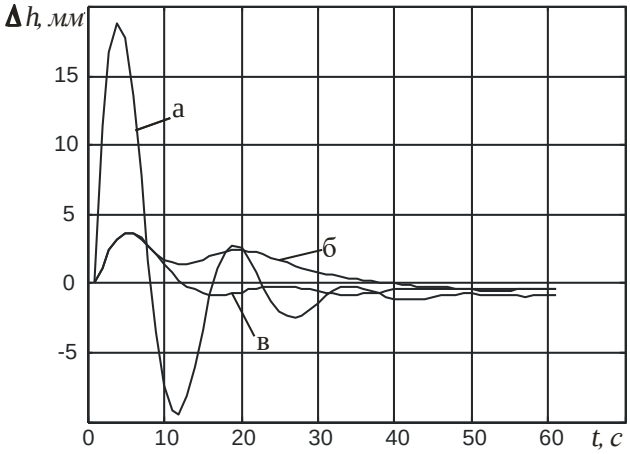


Рис. 7. Перехідні процеси регулювання рівня рідини

Дослідження, проведене на отриманої математичної моделі, показало, що введення в класичну трьохімпульсну систему управління рівнем (рис. 7, б) додаткового сигналу за швидкістю зміни тиску пара в парогенераторі з негативним коефіцієнтом дозволяє скоротити час регулювання більш ніж в два рази (рис. 7 , в).

Висновки

У даній роботі для парогенераторів барабанного типу отримана математична модель, що дозволяє підвищити точність моделювання перехідних процесів в автоматичних системах регулювання рівня пароводяної суміші. Показано, що урахування в математичної моделі зворотного впливу витрати пари через паропровід на його тиск в самому парогенераторі, призводить до самовирівнювання об'єкта управління по каналу «зміна площі прохідного перетину регулюючого клапана ΔS_{rk} - рівень води в парогенераторі».

Таким чином, стрибкоподібні зміни витрати пари споживачем (до 50% від номінальної витрати) не призводять до аварійного перевищення або зниження рівня. Використання сигналу по тиску пари в барабанному парогенераторі дозволяє не тільки поліпшити динамічні показники якості регулювання рівня, а й зменшити статичну помилку, оскільки в класичній трьохімпульсній системі регулювання щільність пара вважається постійною.

Список літератури

1. Демченко В.А. Автоматизация и моделирование процессов АЭС и ТЭС. Одесса: «Астропринт», 2001. 305с.
2. Авраменко С.В., Тарасюк В.П. Математическая модель системы мониторинга уровня жидкости в барабане котла. *Вестник Нац. техн. ун-та «ХПИ»*. 2012. № 41. С. 100-110.
3. Дегтяренко В.Н., Зимин В.В., Костенко А.И. Организация перевозок грузов. М: «Издательство Приор», 1997. 448 с.
4. Ablay G. A robust estimator-based optimal algebraic approach to steam generator feedwater control system. *Turk. J. Electr. Eng. Comput. Sci*. 2016. №24. Pp. 206-218.
5. Кулаков Г.Т., Кулаков А.Т., Кухоренко А.Н. Математическое моделирование переходных процессов трехимпульсной системы автоматического регулирования питания водой парогенератора на сброс нагрузки. *Энергетика. Известия высших учебных заведений и энергетических объединений СНГ*. 2014. № 1. С. 57-64.
6. Mazurenko A., Denysova A., Balasanian G., Klymchuk A. , Borisenko K. Improving the operation modes efficiency in heat pump systems of hot water supply with the two-stage heat accumulation. *Eastern-european journal of enterprise technologies*. 2017. 1/8. Pp.27-34.
7. Sunil P.U., Barve J., Natara P.S.V. A robust heat recovery steam generator drum level control for wide range operation flexibility considering renewable energy integration. *Energy*. 2018. V.163. Pp. 873-893.
8. Ложечников В.Ф., Стопакевич А.А. Структура многомерной математической модели динамики барабанного котла средней мощности. *Оптимизация управления, информационные системы и компьютерные технологии: Труды Украинской академии экономической кибернетики (Южный научный центр)*. Киев-Одесса: ИСЦ, 1999. Вып.1. Ч.2. С. 167-176.
9. Профос П. Регулирование паросиловых установок. М.: Энергия, 1967. 368с.
10. Maksymov M., Lozhechnikov V., Maksymova O., Lysiuk O. Improvement of the control system over drum boilers for burning combustible artificial gases. *Eastern-European Journal of Enterprise Technologies*. 2017. V.4,№8(88). Pp. 10-16.
11. Михайленко В.С., Харченко Р.Ю. Синтез нейромережевої системи автоматичного регулювання рівня води в барабані котла енергоблоку ТЕС. *Наукові вісти НТУУ «КПІ»*. 2012. № 5. С. 45-51.
12. Mikhailenko V.S., Kharchenko R.Yu. Analysis of Traditional and Neuro_Fuzzy Adaptive System of Controlling the Primary Steam Temperature in the Direct Flow Steam Generators in Thermal Power Stations. *Automatic Control and Computer Sciences*. 2014. Vol.48,№6. Pp. 334–344.

ОСОБЕННОСТИ МАТЕМАТИЧЕСКОГО МОДЕЛИРОВАНИЯ ДИНАМИКИ УРОВНЯ ЖИДКОСТИ В БАРАБАННОМ ПАРОГЕНЕРАТОРЕ КАК ОБЪЕКТЕ УПРАВЛЕНИЯ

В.Ф. Ложечников, С.Н. Григоренко, Н.В. Ложечникова, М.С. Авраменко

Одесский национальный политехнический университет,
просп. Шевченко, 1, Одесса, 65044, Украина; e-mail: fontan.lev@gmail.com

Рассмотрены особенности математического моделирования динамических свойств уровня пароводяной смеси в барабанном парогенераторе. Показано, что крайне неблагоприятное для автоматических систем управления вскипание уровня пароводяной смеси в барабанном парогенераторе, является как следствием протекания сложных теплофизических процессов, так и конструктивных особенностей технологического участка. Поэтому, использование для моделирования динамики уровня математических моделей, в которых не учитывается влияние аккумулирующего и дросселирующего свойства паропровода на расход насыщенного пара из парогенератора, а основное возмущающее воздействие (расход пара) рассматривается как независимая переменная, является не корректным. Предложена линейная математическая модель участка питания барабанного парогенератора, которая учитывает динамические свойства паропровода, соединяющего парогенератор с потребителем. Анализ структурной схемы предложенной математической модели показал, что между барабанным парогенератором и паропроводом существует обратная взаимосвязь по расходу пара. Отрицательный характер этой связи объясняет самовыравнивание уровня, связанное с изменением положения регулирующего клапана расхода пара или тепловыделением в топочной камере. Соответственно, изменение площади проходного сечения регулирующего клапана турбины, без изменения регулятором тепловой нагрузки тепловыделения в топочной камере или ядерном реакторе, приводит к временному изменению расхода пара. Это приводит к менее интенсивному вскипанию уровня и его переходу к новому установившемуся значению. Стабилизация уровня происходит ниже исходного значения вследствие кратковременного нарушения баланса между подачей питательной воды в парогенератор и отбором пара. Выявленные, в результате решения системы дифференциальных уравнений, особенности поведения уровня пароводяной смеси позволяют более адекватно моделировать работу существующих и перспективных систем управления питанием барабанных парогенераторов.

Ключевые слова: барабанный парогенератор, энергетический барабанный котел, автоматическая система регулирования уровня пароводяной смеси, математическая модель, технологический участок питания парогенератора.

FEATURES OF MATHEMATICAL MODELING OF LIQUID LEVEL'S DYNAMIC IN DRUM STEAM GENERATOR AS A CONTROLED OBJECT

V.F. Lozhechnikov, S.N. Grigorenko, N.V. Lozhechnikova, M.S. Avramenko

Odessa National Polytechnic University
1, Shevchenko Ave., Odessa, 65044, Ukraine; e-mail: fontan.lev@gmail.com

The article discusses the features of mathematical modeling of the dynamic properties of the level of a steam-water mixture in a drum-type steam generator. It is shown that the boiling up of the level of the steam-water mixture in the drum-type steam generator, which is extremely unfavorable for automatic control systems, is a consequence of the occurrence of complex thermophysical processes and the design features of the technological section. Therefore, the use of mathematical models for modeling the level dynamics, which do not take into account the effect of the accumulating and throttling properties of the steam line on the flow of saturated steam from the steam generator, and the main disturbing effect (steam consumption) is considered as an independent variable, is not correct. The article proposes a linear mathematical model of the power supply section of the drum steam generator, which takes into account the dynamic properties of the steam line connecting the steam generator with the consumer. Analysis of the structural scheme of the proposed mathematical model showed that between the drum-type steam generator and the steam line there is an inverse relationship with steam consumption. The negative nature of this connection explains the self-leveling associated with a change in the position of the steam flow control valve or heat generation in the combustion chamber. Accordingly, a change in the flow area of the turbine control valve, without changing the heat release by the heat load regulator in the combustion chamber or nuclear reactor, leads to a temporary change in steam consumption. This leads to less intense boiling up of the level and its transition to a new steady-state value. Stabilization of the level occurs below the initial value due to a brief disruption of the balance between the feedwater supply to the steam generator and the extraction of steam. Identified, as a result of solving a system of differential equations, the peculiarities of the behavior of the steam-water mixture level make it possible to more adequately simulate the operation of existing and prospective power management systems for drum-type steam generators.

Keywords: drum steam generator, energy drum boiler, automatic system for regulating the level of steam-water mixture, mathematical model, technological feeding section of steam generator.

DOI 10.15276/imms.v9.no4.291
УДК 004.056

Informatics and Mathematical Methods in Simulation
Vol. 9 (2019), No. 4, pp. 291-303

РОЗРОБКА ГЕНЕРАТОРА ПСЕВДОВИПАДКОВИХ ЧИСЕЛ НА ОСНОВІ КЛІТИННИХ АВТОМАТІВ

Л.В. Дранишников, Р.Є. Бірюков

Дніпровський державний технічний університет,
вул. Дніпробудівська 2, Кам'янське, 51918, Україна: e-mail: dr-leon@ukr.net

Розроблено алгоритми генерації псевдовипадкових чисел, засновані на властивості клітинних автоматів, які мають високу швидкість обчислень. Методи дослідження базуються на використанні теорії клітинних автоматів та об'єктно-орієнтованого підходу. Алгоритм роботи генератора псевдовипадкових двійкових послідовностей включає в себе фази ініціалізації, холостого ходу (функціонування без знімання вихідної послідовності) і генерації. В роботі були розроблені алгоритми генераторів псевдовипадкових чисел на основі класичних, неоднорідних та самопрограмованих клітинних автоматів. Було проведене дослідження характеристик лавинного ефекту клітинних автоматів. Із застосуванням мови програмування Python та об'єктно-орієнтованого підходу було розроблено програмне забезпечення, яке використовує апарат клітинних автоматів для генерації псевдовипадкових двійкових послідовностей. Отримані вихідні послідовності розроблених генераторів пройшли ряд статистичних тестів статистичних пакетів NIST та RaBiGeTe. Було доведено наближення властивостей отриманих вихідних послідовностей до випадкових. Було проведено тестування швидкодії розроблених генераторів. Практична цінність отриманих результатів полягає в наступному. Розроблені алгоритми генераторів псевдовипадкових послідовностей на основі клітинних автоматів мають кращу швидкодію, ніж існуючі аналоги, а також мають статистичні характеристики вихідних послідовностей, що наближаються до статистичних показників випадкових. Можливі напрямки розвитку або продовження дослідження: напрямом продовження дослідження є пошук ліпших конфігурацій клітинних автоматів у складі генераторів псевдовипадкових послідовностей, підвищення швидкодії розроблених алгоритмів за допомогою реалізації за принципом паралельних обчислень, фізична реалізація розроблених алгоритмів на програмованій логічній інтегральній схемі, розробка алгоритмів шифрування на основі клітинних автоматів.

Ключові слова: генератор псевдовипадкових чисел, клітинний автомат, лавинний ефект, криптографія.

Вступ

Клітинні автомати широко поширені в області моделювання складних систем і генерації псевдовипадкових чисел. Пошук генераторів з хорошими показниками критеріїв статистичних тестів є досить складним завданням. Відомі практичні методи отримання псевдовипадкових чисел, що засновані на детермінованих алгоритмах, тому такі числа і звуться псевдовипадковими, оскільки наперед відомо про операції, які породжують послідовності. Зрозуміло, що вони відрізняються від справжніх випадкових послідовностей, отриманих у результаті природного фізичного процесу.

Генератори псевдовипадкових чисел повинні мати низку властивостей. Найбільш важливими властивостями з цієї точки зору є хороші результати в стандартних статистичних тестах на випадковість, обчислювальну ефективність, тривалий період (мінімальне число між повтореннями) і відтворюваність послідовності (наприклад, таким є набір тестів National Institute of Standards and Technology (NIST) [1]). Статистичні тести NIST – пакет статистичних тестів, розроблений Лабораторією інформаційних технологій (англ. InformationTechnologyLaboratory), що є головною

дослідницькою організацією Національного інституту стандартів і технологій (NIST). До його складу входять 15 статистичних тестів, метою яких є визначення міри випадковості двійкових послідовностей, породжених або апаратними, або програмними генераторами випадкових чисел. Ці тести засновані на різних статистичних властивостях, притаманних тільки випадковим послідовностям.

Мета роботи

Метою даної роботи є дослідження апарату клітинних автоматів та подальше використання в алгоритмах прикладних задач для покращення їх характеристик відносно існуючих аналогів [2,3].

Клітинні автомати використовуються в багатьох наукових сферах [4-8]. У даній роботі увага зосереджена на розробці та дослідженні алгоритмів генераторів псевдовипадкових послідовностей.

Відповідно до поставленої мети в роботі ставляться такі задачі: виконання аналізу існуючих генераторів псевдовипадкових послідовностей (ГПВП) аналогів на основі клітинних автоматів [10,11]; розроблення та дослідження властивостей власних алгоритмів ГПВП на основі клітинних автоматів; виконання тестування розроблених алгоритмів та виконання порівняння з розглянутими аналогами; відповідні висновки щодо отриманих результатів.

Основна частина

Формально класичний клітинний автомат можна визначити таким чином:

$$(C, N, Q, q^0, f),$$

де C – множина клітин; N – потужність КлА, що визначається кількістю сусідніх клітин; Q – кінцева множина станів, в яких можуть знаходитися клітини автомату; q^0– початковий стан автомату, який задається на початку його роботи; f – правило для розрахунку нового стану клітини, який залежить від поточних станів усіх її сусідів.

ККлА – це такий КлА, усі клітини якого знаходяться на двовимірній решітці (рис.1), клітини приймають в якості значення стану значення з множини {0,1}, мають одне правило переходу, яке використовується глобально на всій множині клітин, до того ж оновлення усіх клітин виконується одночасно та в дискретні проміжки часу.

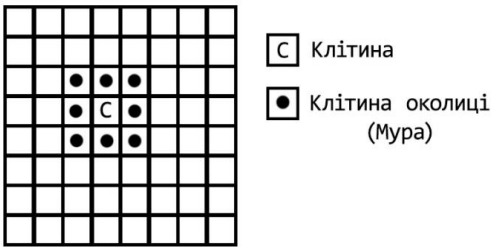


Рис. 1. Класичний КлА

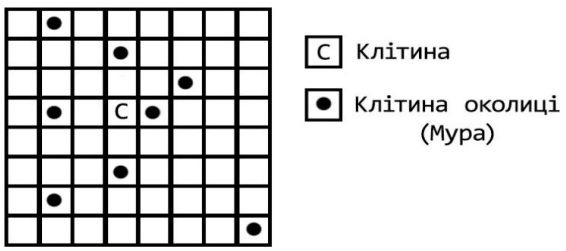


Рис. 2. Неоднорідний КлА з розрізненою околицею

Неоднорідний клітинний автомат (НКлА, рис.2) – це модифікація ККлА, клітини якої знаходяться на двовимірний решітці, клітини приймають в якості значення стану значення з множини {0,1}, оновлення усіх клітин виконується одночасно та в дискретні проміжки часу; на відміну від ККлА мають або декілька правил, що застосовуються

клітинами за встановленим алгоритмом (зазвичай обираються випадковим чином), або розрізнену (неоднорідну) конфігурацію околиці.

У випадку розрізненої конфігурації околиці, для кожної клітини випадковим чином обирається множина сусідів згідно з обраною потужністю, множина сусідів кожної клітини є сталою на всіх наступних ітераціях. До конфігурації додається складова C_N, яка відповідає множині клітин сусідів.

У випадку наявності декількох правил КлА, кожній клітині може бути призначене одне правило, яке буде діяти постійно, також можливий варіант, коли на кожній ітерації правило визначається випадковим чином. Схематично такий НКлА не відрізнятиметься від ККлА.

Самопрограмований клітинний автомат (СПКлА) – це КлА, в якому правило переходу змінюється залежно від значення клітин даного або суміжного автомату. Використання правил, що змінюються динамічно, дозволяє уникнути шаблонів, які утворюються, коли клітини мають постійні правила.

СПКлА (рис.3) можна реалізувати у вигляді двох пов'язаних КлА. Один з них (нижній) залежить від іншого (верхній) при виборі правила, яке потрібно застосувати на наступному кроці. Кожна клітина нижнього автомату орієнтується на значення відповідної клітини верхнього автомату при виборі правила, тобто якщо значення клітини верхнього автомату 0, то клітина нижнього автомату переходить у наступний стан за одним правилом, а якщо 1 – за іншим. Використання верхнього автомату додає випадковості клітинному автомату.

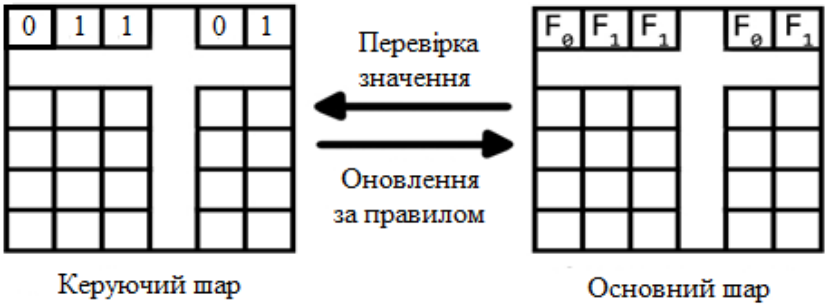


Рис. 3. Самопрограмований КлА

Для оцінки властивостей криптографічних перетворень в роботі використано поняття «лавинного ефекту», яке було введено Хорстом Фейстелем в 1973 р. Лавинний ефект показує, наскільки сильно змінюється вихід деякого перетворення при зміні одного біта вхідних даних. F_0

Будемо розглядати КлА, що розташований на двовимірній решітці розміром $M_X \times M_Y$. Оскільки решітка КлА є тором, обчислення координат здійснюються за модулем відповідного розміру решітки.

Введемо поняття відстані між клітинами КлА як максимальне абсолютне значення різниці відповідних координат. З урахуванням закручування решітки КлА в тор відстань $\Delta\left(m_{(x_1,y_1)}, m_{(x_2,y_{21})}\right)$ між клітинами $m_{(x_1,y_1)}$ та $m_{(x_2,y_2)}$ задається формулою:

$$\Delta\left(m_{(x_1,y_1)}, m_{(x_2,y_2)}\right) = \max\left(\min(|x_1 - x_2|), M_X - |x_1 - x_2|), \min(|y_1 - y_2|), M_Y - |y_1 - y_2|)\right)$$

Очевидно, що максимально можлива відстань між двома осередками КлА дорівнює:

$$\Delta_{\max} = \max\left(\left|\frac{M_X - 1}{2}\right|, \left|\frac{M_Y - 1}{2}\right|\right)$$

Розглянемо два ідентичних КлА, тобто з однаковими розмірами решітки $M_X \times M_Y$, однією тією ж локальною функцією зв'язку й однаковими заповненнями співпадаючих за координатами клітин. Позначимо через $m^t_{(x,y)}$ заповнення клітини першого КлА з координатами (*x*,*y*); для аналогічної клітини другого КлА будемо використовувати позначення $\widehat{m}^t_{(x,y)}$. У момент часу *t*=0 виконаємо зміну значення клітини з координатами (0,0) другого КлА на протилежне (оскільки в силу однорідності всі клітини невиразні за своїми властивостями, то вибір конкретної клітини не обмежує спільності):

$$\widehat{m}^t_{(x,y)} \leftarrow 1 - m^t_{(x,y)}$$

Лавинний ефект відображає поширення змін, викликаних у другому КлА зміною заповнення однієї комірки пам’яті. Введемо інтегральну і просторову числові характеристики лавинного ефекту. Якщо зміни поширюються рівномірно у всіх напрямках з максимально можливою лінійною швидкістю (у даному випадку становить одну клітину в кожному напрямку за такт роботи) і при цьому змінюється заповнення половини всіх осередків, то такий лавинний ефект ми називаємо оптимальним.

Інтегральною характеристикою лавинного ефекту $\eta(t)$ в КлА назвемо залежність за часом відношення кількості не співпадаючих заповнень клітин для клітин з однаковими координатами до загальної кількості клітин на решітці КлА:

$$\eta(t) = \sum_{\substack{0 \le X \le M_X \\ 0 \le Y \le M_Y}} \frac{\widehat{m}^t_{(x,y)} \oplus m^t_{(x,y)}}{M_X M_Y}$$

Інтегральна характеристика оптимального лавинного ефекту має вигляд:

$$\eta(t) = \begin{cases} \dfrac{(2t+1)^2}{2M_X M_Y}, 2t+1 \le M_Y \\ \dfrac{(2t+1)}{2M_X}, M_Y < 2t+1 \le M_X \\ \dfrac{1}{2}, \qquad M_X < 2t+1 \end{cases}$$

У загальному випадку інтегральна характеристика лавинного ефекту $\eta(t)$ має у середньому прямувати до значення 0.5, що свідчить про відмінність КлА у середньому на половину усіх клітин, за умови відмінності одного КлА від іншого в момент часу *t*=0 на один біт.

Показником, що відображає лінійну швидкість поширення змін по решітці КлА, є просторова характеристика лавинного ефекту $\mu(t)$, рівна відношенню максимальної відстані, на якій виявилися зміни, до максимально можливої відстані:

$$\mu(t) = \frac{1}{(M_X - 1)/2} \max_{\substack{0 \le X < M_X \\ 0 \le Y < M_Y}} ((m^t_{(x,y)} \oplus \widehat{m}^t_{(x,y)}) \cdot \Delta(m_{(0,0)}, m_{(x,y)}))$$

Просторова характеристика оптимального лавинного ефекту описується формулою:

$$\mu(t) = \begin{cases} \dfrac{t}{(M_X - 1)/2}, t < \left|(M_X - 1)/2\right| \\ 1, \quad t \geq \left|(M_X - 1)/2\right| \end{cases}$$

У загальному випадку просторова характеристика лавинного ефекту μ(t) має у середньому прямувати до значення 1, що свідчить про максимальну швидкість поширення змін у КлА, за умови відмінності одного КлА від іншого в момент часу t=0 на один біт.

У ході дослідження було розглянуто лавинні характеристики представлених клітинних автоматів. При дослідженні характеристик лавинного ефекту в конкретному КлА результат залежить від вибору початкового заповнення осередків решітки та локальної функції зв'язку. Таким чином, характеристики лавинного ефекту відображають властивості КлА в цілому і повинні розглядатися як деякий усереднений показник. Для дослідження було застосовано по 100 пар КлА кожного типу, розміром 32x32 клітини на часовому проміжку 0< t < 100, потужність КлА, що досліджуються, обрано рівною 8, тому що вже заздалегідь відомо, що КлА з потужністю 4 мають порівняно гірші значення лавинних характеристик.

У результаті дослідження було встановлено, що лавинні характеристики прямують до оптимальних значень, що свідчить про гарні статистичні властивості. Тому розглянуті КлА можна застосовувати в криптографічних дослідженнях.

На основі розглянутих клітинних автоматів були розроблені генератори псевдовипадкових послідовностей. Генератор на основі класичних КлА (рис.4) використовується в якості аналогу, відносно якого було виконано порівняння з іншими розробленими ГПВП. Для чистоти експерименту він був реалізований та досліджений з рештою алгоритмів на спільній платформі та мові програмування.

В структуру генератора входять:

- два класичних клітинних автомати C_1 і C_2;
- регістр зсуву з лінійними зворотними зв'язками R.

На кожному такті роботи клітинні автомати C_1 і C_2 виробляють по 256 біт двійкових послідовностей, які почленно складаються за модулем 2, а результат додавання подається на вихід генератора. Оскільки послідовності, що виробляються клітинними автоматами, можуть розглядатися як незалежні, складання дозволяє поліпшити статистичні властивості вихідної послідовності генератора.

Додавання вихідних послідовностей клітинних автоматів також дозволяє ускладнити відновлення внутрішнього стану генератора (тобто значень комірок пам'яті клітинних автоматів і регістра зсуву) за вихідною послідовністю, що може бути корисно, наприклад, у криптографічних додатках.

Однією з основних проблем при використанні клітинних автоматів у складі генераторів псевдовипадкових послідовностей є непередбачуваність їх періоду, обумовлена нелінійністю функції переходів. Для забезпечення мінімального гарантованого періоду вихідної послідовності в структуру генератора вводиться регістр зсуву з лінійними зворотними зв'язками R. Вихід регістра на кожному такті роботи додається за модулем 2 до значення однієї з комірок клітинних автоматів. При цьому лавинний ефект дозволяє гарантувати, що період послідовності внутрішніх станів клітинних автоматів буде не менше періоду вихідної послідовності регістру зсуву. Початкові значення комірок пам'яті регістра зсуву також є ключем вироблення псевдовипадкової послідовності генератора в цілому, тобто визначають вибір конкретної послідовності з безлічі можливих.

У запропонованому варіанті ГПСЧ використовуються 2 класичних двовимірних бінарних синхронних клітинних автомати розміром 37x11. При чому вихідні послідовності знімаються з фіксованої частини поля автомату розміром 32x8.

Відмінність двох КлА, що є складовими частинами даного генератора, полягає у різних початкових станах КлА, а також у використанні різних функцій переходу.

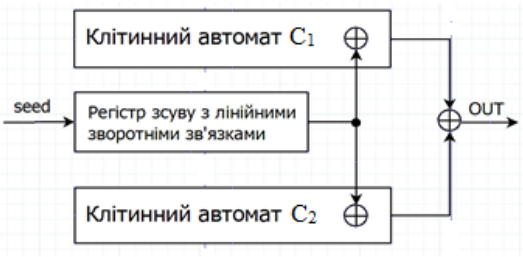


Рис. 4. Схема ГПВП на двох ККлА

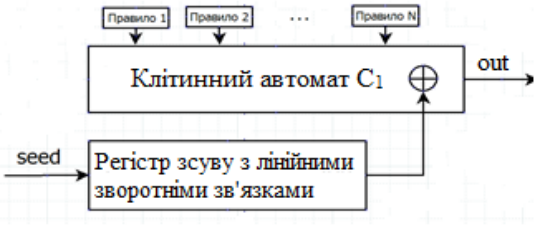


Рис. 5. Схема ГПВП на одному НКлА

Генератор на основі НКлА може бути представлений у вигляді схеми, що зображена на рисунку 5.

В структуру генератора входять:

- один неоднорідний клітинний автомат C_1;
- регістр зсуву з лінійними зворотними зв’язками R.

У даному ГПВП використовується лише один НКлА, що має значно поліпшити показники швидкодії програмної реалізації, причому без погіршення статистичних властивостей вихідних послідовностей, що пов’язано з кращими характеристиками лавинного ефекту у порівнянні з ККлА.

Використаний НКлА базується на принципі розрізненості правил та може використовувати 2 або більше правил для оновлення кожної клітини. Для ускладнення поведінки НКлА на кожному такті роботи для кожної клітини правило обирається випадковим рівно вірогідним чином.

Також для покращення швидкодії планується збільшити розміри вихідної послідовності, що знімається з виходу, до 32x32 та 64x64 біт за так роботи генератора. При цьому збільшиться час на ініціалізацію ГПВП, але зменшиться час на вироблення випадкової послідовності у довгостроковій перспективі.

Для ускладнення відновлення стану за вихідною послідовністю генератора на вихід генератора подається частина клітин генератора.

Для покращення статистичних характеристик та збільшення мінімального періоду вихідної послідовності використовується регістр зсуву з лінійними зворотними зв’язками розміром 256 біт. Вихід регістру на кожному такті роботи підмішується складанням за модулем 2 до клітини НКлА, що не входить до множини клітин, які подаються на вихід генератора. Причому клітина, до якої виконується підмішування виходу регістру зсуву, не повинна знаходитися на границі з клітинами, які передаються на вихід генератора. Для ліпшого покращення статистичних властивостей можна розглянути варіант з додаванням ще одного регістра зсуву.

Конфігурація НКлА з виходом 32x32 біти, у складі ГПВП має вигляд, який наведено на рис 6. Про необхідність додавання другого регістру зсуву слід стверджувати вже після тестування генератору за допомогою пакетів статистичних тестів.

Алгоритм роботи генератора псевдовипадкових двійкових послідовностей включає в себе фази ініціалізації (установки початкових значень), холостого ходу (функціонування без знімання вихідної послідовності) і генерації.

Крок 1. Ініціалізація:

Крок 1.1. Занесення ключа вироблення випадкової послідовності у комірки пам’яті регістра зсуву з лінійними оберненими зв’язками R;

Крок 1.2. Встановлення випадкових значень комірок пам'яті клітинних автоматів C_1 та C_2, при чому кількість 0 та 1 має бути рівною;

Крок 1.3. Встановлення розміру підмножини клітин вихідної послідовності для клітинних автоматів C_1 та C_2;

Крок 1.4. Збереження координат клітини для підмішування вихідних значень регістру зсуву;

Крок 1.5. Перехід до фази холостого ходу (п.2).

Крок 2. Холостий хід:

Крок 2.1. Привласнити значення лічильника тактів $t = 0$;

Крок 2.2. Розрахувати нові значення комірок пам'яті клітинних автоматів C_1 та C_2, використовуючи встановлені функції переходів до околиці кожної клітини;

Крок 2.3. Додати вихідне значення регістру зсуву до відповідних комірок пам'яті клітинних автоматів C_1 та C_2;

Крок 2.4. Розрахувати нове значення регістру зсуву R;

Крок 2.5. Збільшити значення лічильника тактів *t* на 1;

Крок 2.6. Якщо значення лічильника t менше значення тривалості холостого ходу idle, то перейти на *Крок 2.2*, інакше перейти до фази генерації (п.3).

Крок 3. Фаза генерації:

Крок 3.1. Розрахувати нові значення комірок пам'яті клітинних автоматів C_1 та C_2, використовуючи встановлені функції переходів до околиці кожної клітини;

Крок 3.2. Додати вихідне значення регістру зсуву до відповідних комірок пам'яті клітинних автоматів C_1 та C_2;

Крок 3.3. Розрахувати нове значення регістру зсуву R;

Крок 3.4. Сформувати вихідні значення клітинних автоматів C_1 та C_2 із зазначеної підмножини клітин;

Крок 3.5. Розрахувати вихідне значення генератору шляхом складання відповідних вихідних значень клітинних автоматів C_1 та C_2 за модулем 2;

Крок 3.6. Якщо довжина отриманої послідовності достатньої довжини, то робота алгоритму завершується, інакше переходимо на *Крок 3.1*.

Генератор на основі СПКлА може бути представлений у вигляді схеми, що зображена на рисунку 7.

В структуру генератора входять: один самопрограмований клітинний автомат C_1; регістр зсуву з лінійними зворотними зв'язками R.

У даному ГПВП використовується один СПКлА, який складається з двох шарів: керуючий шар є ККлА з 1 контрольним правилом, що слугує для визначення правил основного шару; основний шар є НКлА з 2 правилами, які для кожної клітини визначаються станом керуючого шару, слугує для генерації вихідної послідовності.

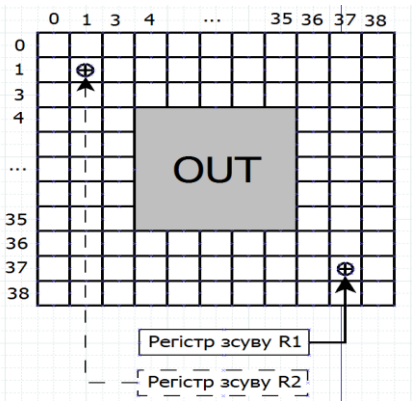


Рис. 6. Структура НКлА у складі генератора

Рис.7. Схема ГПВП на одному СПКлА

Для покращення швидкодії у порівнянні до ГПВП на основі ККлА планується збільшити розміри вихідної послідовності, що знімається з виходу, до 32х32 та 64х64 біт за так роботи генератора. При цьому збільшиться час на ініціалізацію ГПВП, але зменшиться час на виробку випадкової послідовності у довгостроковій перспективі.

Для ускладнення відновлення стану за вихідною послідовністю генератора на вихід генератора подається частина клітин основного шару генератора.

Для покращення статистичних характеристик та збільшення мінімального періоду вихідної послідовності використовується регістр зсуву з лінійними зворотними зв'язками розміром 256 біт. Вихід регістру на кожному такті роботи підмішується складанням за модулем 2 до клітини основного шару СПКлА, що не входить до множини клітин, які подаються на вихід генератора. При чому клітина, до якої виконується підмішування виходу регістру зсуву, не повинна знаходитися на границі з клітинами, які передаються на вихід генераторау. Конфігурація СПКлА з виходом 32х32 наведено на рисунку 8.

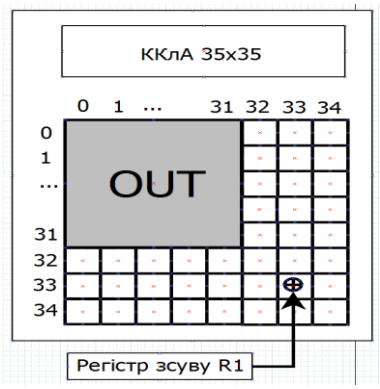


Рис. 8. Структура СПКлА у складі генератора

Було визначено швидкодію генератора псевдовипадкових послідовностей як кількість вироблених генератором біт за 1 секунду роботи. При чому, час роботи генератора складається з часу, витраченого на ініціалізацію, та часу генерації послідовності заданої величини. Для виконання порівняння швидкодії, усі розроблені ГПВП мають згенерувати послідовність розміром 1024000 біт, а в якості результату приймається середнє значення серед 100 екземплярів кожного типу генератора.

У процесі тестування брали участь ГПВП з такими параметрами:

- ГПВП на основі ККлА (CAPRNG) – еталонний генератор, відносно якого буде проведено порівняння та зроблено висновок відносно розроблених алгоритмів (згідно з рекомендацією автора, даний генератор має розмір 11*37 клітин, розмір вихідних значень 8*32 (256 біт), потужність 8 та час холостого ходу 40);
- 2 ГПВП на основі НКлА (CAPRNGm4) – генератор на основі неоднорідності правил: перший генератор має розмір 40*40 клітин, розмір виходу 32*32 (1024 біт), потужність 8 та час холостого ходу 10 згідно з лавинними характеристиками; другий генератор має розмір 70*70 клітин, розмір виходу 64*64 (4096 біт), потужність 8 та час холостого ходу 10 згідно з лавинними характеристиками (кількість правил не чинить суттєвого впливу на швидкодію);
- 2 ГПВП на основі СПКлА (CAPRNGm6) – генератор за схемою самопрограмування: перший генератор має розмір 40*40 клітин, розмір виходу 32*32 (1024 біт), потужність 8 та час холостого ходу 40; другий генератор має розмір 70*70 клітин, розмір виходу 64*64 (4096 біт), потужність 8 та час холостого ходу 40.

Порівняння часу ініціалізації показало, що зі збільшенням розміру клітинних автоматів, експоненціально збільшується час ініціалізації ГПВП. Подальше збільшення розмірів КлА є недоцільним через різке збільшення часу ініціалізації.

Порівняння часу генерації (без урахування ініціалізації), а також порівняння значень швидкодії (біт/с) (рис. 9) говорить про те, що розроблені алгоритми ГПВП мають перевагу у швидкодії у порівнянні з еталонним ГПВП.

Можна зробити висновок, що найгірший час генерації псевдовипадкової послідовності має еталонний ГПВП, а найкращий – ГПВП на основі неоднорідного за правилами КлА з розміром виходу 64*64. Відповідно, найгіршу швидкодію має еталонний ГПВП, а найкращу – ГПВП на основі неоднорідного за правилами КлА з розміром виходу 64*64.

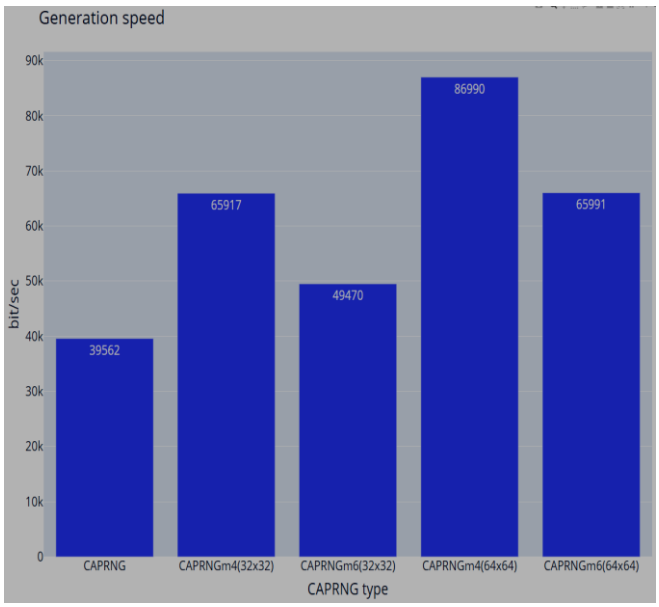


Рис. 9. Порівняння швидкодії ГПВП на основі КлА

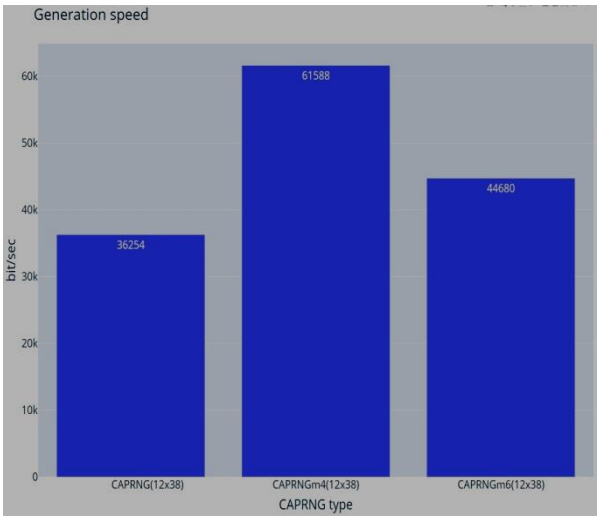


Рис. 10. Порівняння швидкодії ГПВП на основі КлА (за однакових конфігурацій)

Приріст швидкості у відсотках відносно еталонного ГПВП можна зобразити у вигляді таблиці 1.

Конфігурація КлА в ГПВП має безпосередній вплив на швидкодію ГПВП. Порівняємо розроблені ГПВП за умови, що конфігурації усіх генераторів однакові. Отриманий результат швидкодії наведено на діаграмі, що зображена на рисунку 10.

Як бачимо, на діаграмі на рис 10 результати тестування швидкодії свідчать про те, що навіть за однакової конфігурації КлА у складі ГПВП, найкращий показник має ГПВП на основі неоднорідного КлА, а найгірший – еталонний ГПВП на основі класичних КлА. Приріст швидкодії у відсотках наведено в таблиці 2.

Таблиця 1.

Приріст швидкості ГПВП

ГПВП	CAPRNG	CAPRNGm4 32x32	CAPRNGm4 64x64	CAPRNGm6 32x32	CAPRNGm6 64x64
Швидкодія (біт/с)	39562	65917	49470	86990	65991
Приріст	-	+66.6%	+25%	+119.9%	+66.8%

Таблиця 2.

Приріст швидкості ГПВП (за однакової конфігурації)

ГПВП	CAPRNG 12x38	CAPRNGm4 12x38	CAPRNGm6 12x38
Швидкодія (біт/с)	36254	61588	44680
Приріст	-	+69.9%	+23.2%

Розроблені ГПВП були протестовані на наборах тестів NIST та RaBiGeTe. У процесі тестування брали участь такі ГПВП: еталонний ГПВП на основі ККлА; ГПВП на основі НКлА з 2, 4, 8 та 16 правилами; ГПВП на основі СПКлА.

Тестування та порівняння статистичних властивостей алгоритмів. Розроблені ГПВП були протестовані на наборах тестів NIST та RaBiGeTe. У процесі тестування брали участь такі ГПВП: еталонний ГПВП на основі ККлА; – ГПВП на основі НКлА з 2, 4, 8 та 16 правилами; – ГПВП на основі СПКлА.

Для початку розглянемо результати тестів, проведених за допомогою набору тестів RaBiGeTe. Даний набір тестів в якості результату надає графік розподілення p-значень, які мають бути максимально наближені до «ідеальної лінії» (рис.11,12).

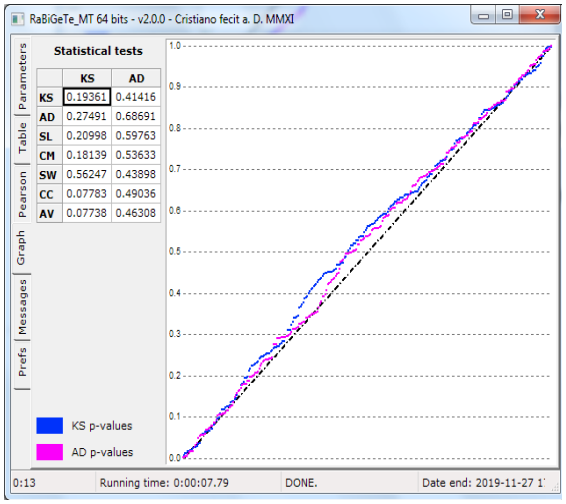


Рис.11. Результат тестування ГПВП на основі НКлА (16 правил)

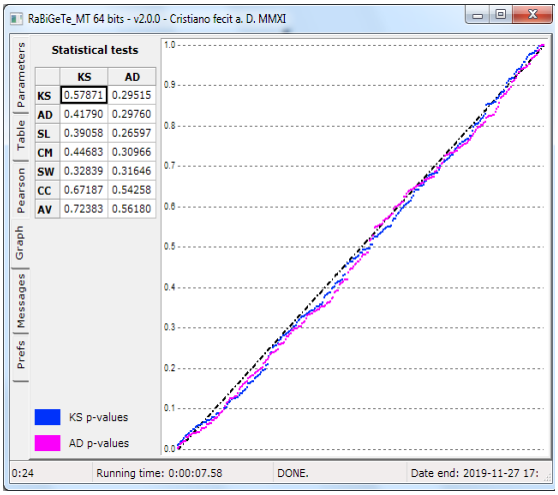


Рис. 12. Результат тестування ГПВП на основі СПКлА

Відповідно до отриманих результатів можна зробити висновок, що найкращими статистичними властивостями володіють еталонний ГПВП, ГПВП на основі НКлА з 16 правилами, а також ГПВП на основі СПКлА, через те що їх p-значення максимально наближені до ідеальної лінії. Проте, ГПВП на основі НКлА з 4 та 8 правилами мають непогані показники. ГПВП на основі НКлА з 2 правилами не пройшов статистичні тести.

```
Type of Test                                          P-Value                 Conclusion
01. Frequency Test (Monobit)                          0.19774596318218907     Random
02. Frequency Test within a Block                     0.5448831425709049      Random
03. Run Test                                          0.6982679662922404      Random
04. Longest Run of Ones in a Block                    0.08856492927861788     Random
05. Binary Matrix Rank Test                           0.17930825019298435     Random
06. Discrete Fourier Transform (Spectral) Test        0.3587953578869416      Random
07. Non-Overlapping Template Matching Test            0.8448912696972759      Random
08. Overlapping Template Matching Test                0.02710293266449679     Random
09. Maurer's Universal Statistical test               0.5004366451245723      Random
10. Linear Complexity Test                            0.5781728121385061      Random
11. Serial test:

0.5814625246696581      Random

0.40976811691771237     Random
12. Approximate Entropy Test                          0.6918911013954823      Random
13. Cummulative Sums (Forward) Test                   0.31821413917999475     Random
14. Cummulative Sums (Reverse) Test                   0.3283907305228939      Random
15. Random Excursions Test:
                                 State        Chi Squared            P-Value                  Conclusion
                                 -4           3.424406497292795      0.6348554712380596       Random
                                 -3           2.1776000000000004     0.8240648464824125       Random
                                 -2           4.20679012345679       0.5200436674382127       Random
                                 -1           3.625                  0.604563605429415        Random
                                 +1           1.625                  0.8982096912260438       Random
                                 +2           8.354938271604938      0.13772878196562843      Random
                                 +3           31.66699999999999      6.914929321051646e-06    Non-Random
                                 +4           18.042274052478135     0.002893887424530046     Non-Random
16. Random Excursions Variant Test:
                                 State        COUNTS                 P-Value                  Conclusion
                                 -9.0         1                      0.520146436295395        Random
                                 -8.0         1                      0.4935627897033894       Random
                                 -7.0         1                      0.4620743041588714       Random
                                 -6.0         1                      0.42399898961642446      Random
                                 -5.0         2                      0.40939548620991884      Random
                                 -4.0         7                      0.5476150215414648       Random
                                 -3.0         12                     0.7518296340458492       Random
                                 -2.0         12                     0.6830913983096087       Random
                                 -1.0         14                     0.7236736098317631       Random
                                 +1.0         17                     0.8596837951986662       Random
                                 +2.0         18                     0.8382564863858263       Random
                                 +3.0         12                     0.7518296340458492       Random
                                 +4.0         6                      0.5040358664525049       Random
                                 +5.0         4                      0.4795001221869535       Random
                                 +6.0         6                      0.5940323405990415       Random
                                 +7.0         9                      0.731445570023402        Random
                                 +8.0         13                     0.8910856202172167       Random
                                 +9.0         13                     0.8976552231834587       Random
```

Рис. 13. Результат тестування ГПВП на основі НКлА (16 правил)

Для певності проведемо тестування ГПВП на основі пакетів статистичних тестів NIST. Результатом тестування є таблиця (рис.13) з розрахованими p-значеннями та висновком «Випадковий/не випадковий». З наведених результатів лише НКлА з 2 правилами не проходять усі тести. Результати тестування за допомогою NIST та RaBiGeTe збігаються, тому будемо вважати, що ГПВП, які пройшли тести з гарними показниками, генерують випадкові послідовності.

Висновки

Були проведені всі необхідні дослідження, використані сучасні методи реалізації алгоритмів, верифікації та тестування програмного забезпечення. Було проведено дослідження характеристик лавинного ефекту класичних, неоднорідних та самопрограмованих клітинних автоматів. Розроблені алгоритми генераторів псевдовипадкових чисел на основі класичних, неоднорідних та самопрограмованих клітинних автоматів. Із застосуванням мови програмування Python та об’єктно-орієнтованого підходу було розроблено програмне забезпечення, яке використовує апарат клітинних автоматів для генерації псевдовипадкових двійкових послідовностей. Отримані вихідні послідовності розроблених генераторів пройшли ряд статистичних тестів статистичних пакетів NIST та RaBiGeTe, згідно з результатами було доведено наближення властивостей отриманих вихідних послідовностей до випадкових. Проведено тестування швидкодії розроблених генераторів, відповідно до якого розроблені алгоритми мають кращу швидкодію, ніж відповідний аналог.

Список літератури

1. Rukhin A. A statistical test suite for random and pseudorandom number generators for cryptographic applications. NIST Special Publication 800-22. 2001. 152 p.
2. Аладьев В.З. Классические однородные структуры. Клеточные автоматы. Fultus, 2009. 535 с.

3. Ершов Н.М. Клеточные автоматы. М.: ВМК МГУ, 2011. 16 с.
4. Коноплева А.П., Аноприенко А.Я. Клеточные автоматы в историческом контексте и их классификация. *Информатика и компьютерные технологии*. 2009. №7. С. 322-328.
5. Wolfram Stephen A New Kind of Science. USA.: Wolfram Media, 2002. 1192 p.
6. Аноприенко А.Я., Коноплёва А.П., Плотников Д.Ю., Малёванный Е.Ф. Применение клеточных автоматов для моделирования динамических процессов: опыт ДОННТУ. *Моделювання та комп'ютерна графіка*, матеріали IV Міжнар. конф., 5-8 жовтня 2011, Донецьк. С. 271-278.
7. Жуков А.Е. Клеточные автоматы в криптографии. Часть 1. *Вопросы кибербезопасности*. 2017. №3. С. 70-76.
8. Жуков А.Е. Клеточные автоматы в криптографии. Часть 2. *Вопросы кибербезопасности*. 2017. №4. С. 47-66.
9. Балк Е.А., Ключарёв П.Г. Исследование характеристик лавинного эффекта обобщенных клеточных автоматов на основе графов малого диаметра. *Наука и Образование*. 2016. №4. С. 92-105.
10. Сухинин Б.М. Разработка генераторов псевдослучайных двоичных последовательностей на основе клеточных автоматов. *Наука и образование* . 2010. №9. 21 с.
11. Мухамеджанов Д.Д., Левина А.Б. Генератор псевдослучайных чисел на основе клеточных автоматов. *Научно-технический вестник информационных технологий, механики и оптики*. 2018. Т.18, №5. С.894–899.

РАЗРАБОТКА ГЕНЕРАТОРА ПСЕВДОСЛУЧАЙНЫХ ЧИСЕЛ НА ОСНОВЕ КЛЕТОЧНЫХ АВТОМАТОВ

Л.В. Дранишников., Р.Е. Бирюков

Днепровский государственный технический университет,
ул. Днепростроевская 2, Каменское, 51918, Украина: e-mail: dr-leon@ukr.net

Разработаны алгоритмы генерации псевдослучайных чисел, основанные на свойствах клеточных автоматов, которые имеют высокую скорость вычислений. Методы исследования базируются на использовании теории клеточных автоматов и объектно-ориентированного подхода. Алгоритм работы генератора псевдослучайных двоичных последовательностей включает в себя фазы инициализации, холостого хода и генерации. В работе были разработаны алгоритмы генераторов псевдослучайных чисел на основе классических, неоднородных и самопрограммируемых клеточных автоматов. Было проведено исследование характеристик лавинного эффекта клеточных автоматов. С применением языка программирования Python и объектно-ориентированного подхода было разработано программное обеспечение, которое использует аппарат клеточных автоматов для генерации псевдослучайных двоичных последовательностей. Полученные выходные последовательности разработанных генераторов прошли ряд статистических тестов статистических пакетов NIST и RaBiGeTe. Было показано приближение свойств полученных исходных последовательностей к случайным. Было проведено тестирование быстродействия разработанных генераторов. Практическая ценность полученных результатов. Разработанные алгоритмы генераторов псевдослучайных последовательностей на основе клеточных автоматов имеют лучшее быстродействие чем существующие аналоги, а также имеют статистические характеристики исходных последовательностей, приближающихся к статистических показателей случайных. Возможные направления развития или продолжения исследования: направлением продолжения исследования является поиск лучших конфигураций клеточных автоматов в составе генераторов псевдослучайных последовательностей, повышение быстродействия разработанных алгоритмов посредством реализации по принципу параллельных вычислений, физическая реализация разработанных алгоритмов на программируемой логической интегральной схеме, разработка алгоритмов шифрования на основе клеточных автоматов.

Ключевые слова: генератор псевдослучайных чисел, клеточный автомат, лавинный эффект, криптография.

DEVELOPMENT OF A CELLULAR AUTOMATON BASED PSEUDORANDOM NUMBER GENERATOR

L.V. Dranishnikov, R.E. Biryukov

Dnieper State Technical University,
Dniprobudivs'ka St 2 Kamianske, 51918, Ukraine; e-mail: dr-leon@ukr.net

Algorithms of pseudo-random number generation based on properties of the cellular automaton were developed that demonstrate a high speed of computation. Methods of research were based on the theory of the cellular automaton with an object-oriented approach. The algorithm of the pseudo-random binary sequence generator includes phases of initialization, dry pass and generation. Developed algorithms for pseudorandom number generation are based on classical, inhomogeneous, and self-programmable cellular automaton. A study was carried out of characteristics of avalanche effect in the cellular automaton. Using Python programming language and an object-oriented approach, software was developed that uses a cellular automaton machine to generate pseudorandom binary sequences. The resulting output sequences of the developed generators passed a variety of tests of statistical packages NIST and RaBiGeTe. It was shown that the properties of obtained initial sequences are approximated to random. The speed of the developed generators was tested as well as practical value of the results. Developed algorithms for pseudorandom sequence generators based on cellular automaton has better performance than existing analogs, and their statistical characteristics of the output sequences are approaching the ones of true random. Possible directions for the development or research are: better configurations of cellular automaton as part of pseudorandom sequence generators, increasing the speed of the developed algorithms by means of parallel computing, physical implementation of the developed algorithms on a programmable logic integrated circuit, development of encryption algorithms based on cellular automaton.

Keywords: pseudorandom number generator, cellular automaton, avalanche effect, cryptography.

DOI 10.15276/imms.v9.no4.304
УДК 519.854.2

Informatics and Mathematical Methods in Simulation
Vol. 9 (2019), No. 4, pp. 304-314

ЗАДАЧА СКЛАДАННЯ КАЛЕНДАРНОГО ПЛАНУ ВИКОНАННЯ РОБІТ НА ПІДПРИЄМСТВІ З МІНІМІЗАЦІЄЮ СУМАРНОГО ВИПЕРЕДЖЕННЯ ДИРЕКТИВНИХ ТЕРМІНІВ ТА МАКСИМІЗАЦІЄЮ МОМЕНТУ ПОЧАТКУ ВИКОНАННЯ РОБІТ ПАРАЛЕЛЬНИМИ ПРИСТРОЯМИ

Д.О. Волошин, О.Г. Жданова, М.О. Сперкач

Національний технічний університет України «Київський політехнічний інститут імені Ігоря Сікорського»,
просп. Перемоги, 37, м. Київ, 03056, Україна; e-mail: denvol1996@gmail.com, zhdanova.elena@hotmail.com, sperkachmaya@gmail.com

У роботі розглядається задача складання календарного плану виконання робіт на підприємстві з мінімізацією сумарного випередження директивних термінів робіт та максимізацією моменту початку виконання робіт паралельними пристроями. За останні роки з'явилось багато методів вирішення даної задачі, що прагнуть спростити процес складання оптимальних календарних планів виконання робіт із визначеним директивним терміном та тривалістю виконання. Розроблений метод дозволяє скласти календарний план виконання робіт для задачі, де є визначеною кількість пристроїв, що працюють паралельно. У роботі розглянуто найбільш відомі методи розв'язання такого класу задач; було виконано їх порівняння. Визначено мету та завдання роботи. Сформульовано постановку задачі. Наведено дослідження властивостей задачі. Розглянуто застосування задачі як для одного пристрою, так і для паралельних пристроїв. Розроблено алгоритм розв'язання задачі. Проведено експериментальні дослідження роботи розробленого алгоритму, де було виділено класи задач, які в свою чергу, були розбиті на підкласи, кожен з яких визначає середнє значення тривалості, дисперсію тривалості виконання робіт та дисперсію її директивного терміну. З урахуванням прийнятого підходу до класифікації задач виділено всього 27 підкласів. У роботі було проведено по 200 експериментів для кожного підкласу задач з різною кількістю робіт для декількох паралельних пристроїв, результатами яких є порівняння роботи розробленого алгоритму та методу повного перебору. Для проведення експериментів був розроблений алгоритм генерації задач із значенням тривалості виконання та директивного терміну, що відповідає кожному підкласу задач. Експериментальні дослідження підтвердили ефективність розробленого алгоритму в рамках наведеної задачі.

Ключові слова: паралельні пристрої, календарний план, директивні терміни виконання робіт, максимізація моменту початку виконання робіт, мінімізація сумарного випередження.

Вступ

Сучасні виробничі процеси на підприємствах мають тенденцію змінюватись із збільшенням кількості вимог, зростанням конкуренції та приходом нових гравців на виробничу арену. Саме ці та багато інших дій змушують підприємства переходити на новітні засоби автоматизації, методи керування робочим процесом, регулярно оновлювати техніку, яка використовується персоналом тощо, задля збільшення прибутку або покращення якості виробництва у порівнянні з іншими підприємствами.

Наразі задачі автоматизації робочих процесів можуть бути вирішені багатьма методами, зокрема і теорії розкладів.

У наш час задачі теорії розкладів мають велике прикладне значення. Швидкий розвиток зв'язку і техніки все частіше викликає необхідність побудови розкладів, що зв'язані з функціонуванням промислових підприємств та сферою обслуговування, освітою, транспортом і багатьма іншими областями. Проблематика теорії розкладів

включає в себе дослідження складності задач, розробку наближених, евристичних та точних алгоритмів вирішення. Більшість робіт присвячено комбінаторних підходам, але їх можливості суттєво обмежені розмірністю задач.

У зв'язку з цим, актуальним є розробка методу складання календарних планів виконання завдань паралельними пристроями, який допоможе зменшити сумарний штраф за порушення директивного терміну.

Мета роботи

Метою роботи є підвищення ефективності функціонування виробничих систем за рахунок складання оптимальних або близьких до оптимальних за часовими критеріями календарних планів виконання робіт з мінімізацією сумарного випередження директивного строку при виконанні робіт паралельними пристроями.

Для досягнення мети необхідно розв'язати наступні *задачі*:

- виконати вибір методів складання календарних планів та існуючих систем планування;
- розробити метод розв'язання задачі складання календарного плану та мінімізації сумарного випередження директивного терміну при виконанні робіт паралельними пристроями;
- дослідити ефективність розробленого методу побудови календарних планів;
- розробити програмну реалізацію запропонованого методу;
- здійснити експериментальне дослідження отриманих результатів.

Основна частина

Ефективне управління виробництвом вимагає застосування різноманітних математичних методів. Для розв'язання поставлених у роботі задач використано методи теорії розкладів. Вони досліджують методи та алгоритми впорядкування робіт, засобів тощо. Задачі впорядкування можуть виникати у випадках, де є вибір послідовності виконання робіт, наприклад, у транспортній сфері, на підприємстві, у школах тощо.

Напрямок досліджень, наведений у даній роботі, за останні десятиліття був цікавим багатьом вченим. Аничкин А.С. та Семенов В.А. [1] описують проблематику систематизації теорії розкладів, що використовується в різних предметних сферах. У публікації було представлено використання об'єктно-орієнтованих каркасів. Багато уваги присвячено задачам ресурсного планування. У роботі [2] описується математична модель організації та управління проектами. Згуровський М.З., Павлов О.А. та Халус О.А. довели [3], що задача складання допустимого розкладу оптимального водночас по максимізації моменту запуску та мінімізації сумарного випередження робіт є *P*-вирішуваною.

Всі ці підходи пропонують задовільне розв'язання задачі, але вони не припускають використання декількох пристроїв різної ефективності, що можуть працювати паралельно.

Первин Ю.А., Португал В.М., Семенов А.И. у роботі [4] описують методи вирішення задач календарного планування, що базуються на обмеженому переборі множини допустимих розв'язків. Це зумовлене використанням евристичних методів вирішення задач календарного планування, що зменшують кількість операцій у методі перебору.

Серед методів перебору необхідно виділити метод гілок та меж [5]. Метод передбачає два етапи: алгоритм розбиття на гілки та вибір поточного елемента і визначення методу оцінки вершин та знаходження нижньої межі. Велика кількість

експериментів продемонструвала, що на великих об'ємах даних алгоритм можна використовувати при вдалому виборі способу задання оцінок, але є проблема у визначенні зв'язку оцінок та критеріїв якості.

Евристичні методи розв'язання задач навів Мельник О.О. у роботі [6] на прикладі багаторівневої системи планування з урахуванням налагодження приладів та обмеженими ресурсами з наведенням практичних прикладів. Евристичні методи базуються на зниженні вимог. Методи доцільно використовувати у задачах з випадковими вхідними даними, з відсутньою математичною моделлю та у випадках відсутності точних методів вирішення задачі. Більш детально про евристичні методи згадується у працях [7–9]. Підмножиною евристичних методів є генетичні алгоритми [10–17], що вперше були запропоновані Джоном Холландом. Призначені для розв'язку задач оптимізації та моделювання послідовного підбору та перенесення даних на модель, що нагадує біологічну структуру.

Подчасова Т.П., Португал В.М., Татаров В.А., Шкурба В.В. у своїй роботі [18] описували методи вирішення задач календарного планування, вказуючи на те, що при збільшенні розмірності задачі неполіноміально зростає час вирішення.

Всі ці методи та алгоритми пропонують задовільне вирішення задачі, але вони не припускають використання декількох пристроїв, що можуть працювати паралельно.

Задано множину незалежних робіт $J = \{1, 2, ..., n\}$, кожна з яких складається з однієї операції. Для роботи $j \in J$ визначені тривалість виконання p_j та директивний термін виконання d_j. Роботи надходять до системи одночасно. Процес виконання робіт є неперервним: після виконання першої по порядку роботи одразу ж розпочинається виконання другої, і так до тих пір, доки не будуть виконані всі [19].

Необхідно знайти допустимий розклад, у якому:

- момент початку виконання робіт (r) є максимально пізнім;
- сумарне випередження моментів завершення робіт відносно директивних термінів приймає мінімальне значення.

Розглянемо частковий випадок для одного пристрою. Нехай є довільний допустимий розклад робіт J. Для кожної роботи $j \in J$ є визначене значення директивного строку d_j та тривалості виконання p_j.

Однією із складових оптимального розкладу є виконання робіт у певному порядку, тому спочатку необхідно впорядкувати всі роботи з множини J за значенням директивного терміну у зростаючому порядку, тобто для $j \in J$ справедливо $d_j \le d_{j+1}$. Для зручності введемо додаткові позначення:

- end – кінець виконання роботи;
- T_j – запізнення роботи j;
- $maxT$ – максимальне запізнення по всім директивним термінам.

У таблиці 1 наведена впорядкована множина робіт з моментами початку та закінчення виконання.

Таблиця 1.

Впорядкована множина робіт

r_j	…	end_j	r_{j+1}	…	end_{j+1}	…	r_n	…	end_n
j, d_j, p_j			$j+1, d_{j+1}, p_{j+1}$			…	n, d_n, p_n		

В отриманому наборі робіт можна отримати роботи, що мають запізнення по директивним термінам, тому необхідно скорегувати моменти початку виконання, тобто розпочати виконання раніше на значення максимального запізнення серед всіх робіт.

Максимальне запізнення буде дорівнювати:

$$maxT = \max\left(end_j - d_j\right).$$

У таблиці 2 наведена множина робіт із компенсацією запізнення на значення $maxT$.

Таблиця 2.

Множина робіт із компенсацією запізнення

$r_j - maxT$	…	$end_j - maxT$	$r_{j+1} - maxT$	…	$end_{j+1} - maxT$	…	$r_n - maxT$	…	$end_n - maxT$
j, d_j, p_j			$j+1, d_{j+1}, p_{j+1}$			…	n, d_n, p_n		

Роботи необхідно розташувати за принципом – «роботи з найбільшим директивним терміном та найменшою тривалістю виконання – в кінець».

Серед всіх робіт обираємо ті, для яких $T_j = 0$. Отриманий набір робіт не буде брати участь у процесі обміну.

Розглянемо випадок з використанням декількох пристроїв.

Використаємо впорядковану множину робіт, наведену у таблиці 2.

Нижче наведено алгоритм розв’язання задачі [20].

Крок 1. Пошук пристрою, максимально пізній момент закінчення якого найбільш наближений та не більше значення d.

Крок 2. Пошук роботи з множини J, для якої справедлива нерівність $d_j > d$.

Крок 3. *Якщо* множина J не містить жодної роботи, що задовольняє нерівність – пошук роботи з найбільш наближеним значення директивного терміну d_j.

Інакше – серед отриманого набору робіт обираємо роботу з найменшою тривалістю виконання.

Крок 4. Призначаємо отриману роботу на ***Кроці 3*** на пристрій, отриманий на ***Кроці 1***.

Крок 5. Якщо робота має запізнення – зменшуємо момент початку виконання, уникнувши запізнення.

Крок 6. *Якщо* множина J ще містить не впорядковані роботи – переходимо до ***Кроку 1***.

Інакше – до ***Кроку 7***.

Крок 7. Для кожного пристрою $i \in M$ необхідно уникнути простої. Тому зменшуємо моменти початку виконання j-ї роботи на максимальне допустиме значення. Перша робота для кожного пристрою не бере участь у процесі обміну.

Задачі були розбиті на підкласи задач.

Тип задачі залежить від:

- закону розподілу тривалостей;
- закону розподілу директивних строків.

Кожен розподіл має основні параметри:

- математичне сподівання (середнє значення);
- дисперсія.

Поки будемо вважати, що випадкові величини (ВВ) «тривалість роботи» та «директивний строк» мають рівномірний розподіл [22].

Відомо, що ВВ X рівномірно розподілена, якщо вона має таку функцію щільності ймовірностей [23]:

$$f(X)=\begin{cases}\dfrac{1}{b-a}, x\in[a;b],\\ 0, x\notin[a;b].\end{cases}$$

Умовний запис рівномірно розподіленою ВВ X: $X\sim U[a;b]$, математичне сподівання дорівнює $M(X)=\dfrac{b+a}{2}$, дисперсія – $D(X)=\dfrac{(b-a)^2}{12}$ [23].

Рівномірно розподілену ВВ $X\sim U[a;b]$ можна задавати і іншим способом, задавши середнє значення $c=\dfrac{a+b}{2}$ та значення напівінтервалу $f=\dfrac{b-a}{2}$ (саме так і будемо надалі задавати рівномірно розподілені ВВ). Відмітимо, що напівінтервал співвідноситься із дисперсією так:

$$f=3\sqrt{D(X)},$$

тому його також можна також вважати мірою розкиду ВВ [21].

Характеристики робіт

Середнє значення тривалостей робіт [21]**.** Оцінювати середню тривалість $\overline{p}$ робіт як «мала», «середня» та «велика» будемо з огляду на те, як вона співвідноситься із значенням директивного строку (а саме, середнім значенням директивних строків $\overline{d}$).

Пропонується класифікація задач по значенню середньої тривалості робіт $\overline{p}$, як це показано в таблиці 3.

Таблиця 3.

Класифікація по значенню середньої тривалості

Позначення підкласу	Інтервал значень
S_p	$\overline{p}\in\left[0.01\overline{d};0.05\overline{d}\right]$
M_p	$\overline{p}\in\left[0.06\overline{d};0.1\overline{d}\right]$
L_p	$\overline{p}\in\left[0.11\overline{d};0.15\overline{d}\right]$

Примітка. Крайні точки інтервалів підібрані з урахуванням результатів експериментів (результати, отримані для різних класів, суттєво відрізняються один від одного).

Дисперсія тривалостей робіт [21]. Наступним параметром, за яким проводиться класифікація задач, є дисперсія тривалості робіт, яка характеризує ступінь розкиду значень тривалостей робіт відносно середнього значення.

Значення напівінтервалу f_p для розподілу тривалостей робіт будемо задавати як відсоток від середнього значення тривалостей $\overline{p}$. З огляду на це, будемо розділяти задачі на три підкласи (табл. 4).

Таблиця 4.

Класифікація задач за дисперсією тривалості

Позначення підкласу	Інтервал значень
S_{f_p}	$p \in \left[0.9\overline{p};1.1\overline{p}\right]$
M_{f_p}	$p \in \left[0.5\overline{p};1.5\overline{p}\right]$
L_{f_p}	$p \in \left[0.1\overline{p};1.9\overline{p}\right]$

Останній параметр класифікації – ступінь розсіювання директивних строків [21]. Аналогічно ступеню розсіювання тривалостей, визначимо значення напівінтервалу f_d для розподілу директивних строків робіт як відсоток від середнього значення директивних строків $\overline{d}$ (табл. 5).

Таблиця 5.

Класифікація задач за дисперсією директивних термінів

Позначення підкласу	Інтервал значень
S_{f_d}	$d \in \left[0.8\overline{d};1.2\overline{d}\right]$
M_{f_d}	$d \in \left[0.6\overline{d};1.4\overline{d}\right]$
L_{f_d}	$d \in \left[0.4\overline{d};1.6\overline{d}\right]$

З урахуванням прийнятого підходу до класифікації задач, виділено усього 27 класів задач, кодування яких наведено роботі [21].

Було проведено по 200 експериментів для різної кількості робіт в задачах (від 5 до 8) та для різних підкласів задач для декількох паралельних пристроїв, результатами яких було відношення кількості задач, де розроблений алгоритм дав таке ж саме сумарне випередження тривалості робіт, як і повний перебір, до загальної кількості задач.

Для перевірки роботи алгоритму складання розкладу був розроблений алгоритм генерації індивідуальних задач, який генерує набори робіт, значення тривалості виконання та директивних термінів яких визначають відповідні значення дисперсій.

До визначених класів задач були проведені експериментальні дослідження, результатами яких є ефективність роботи алгоритму складання розкладу по відношенню до методу повного перебору.

Для різної кількості робіт та класу задач отримали окремі значення відношення, графічне відображення значення яких наведені на рисунках 1–9, що дозволяє дослідити тенденцію зміни ефективності алгоритму складання розкладу при зміні кількості робіт в задачі, дисперсій тривалостей і директивних термінів робіт [21].

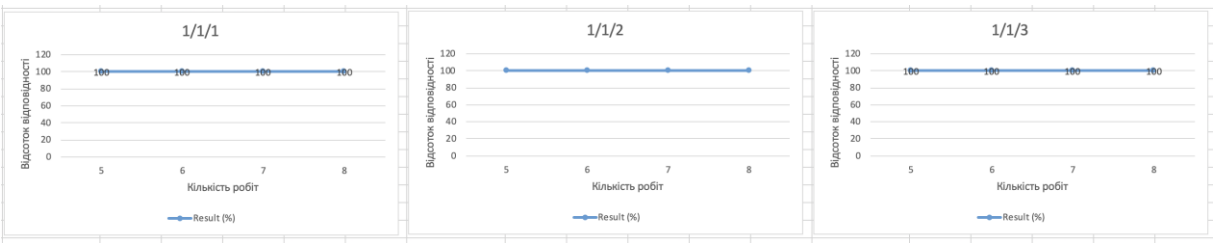


Рис. 1. Результати експериментів для задач класів 1/1/1–1/1/3

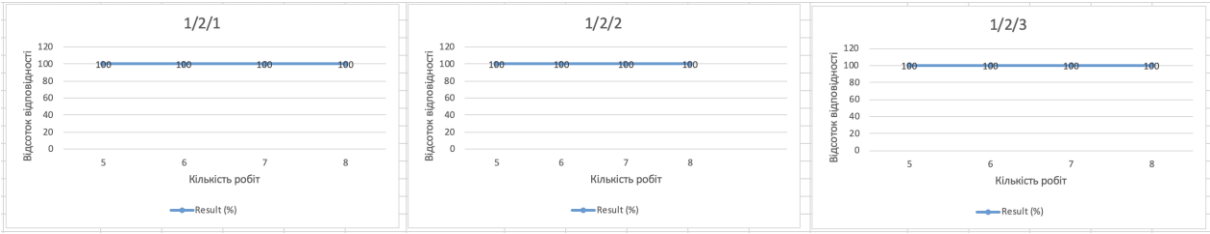


Рис. 2. Результати експериментів для задач класів 1/2/1–1/2/3

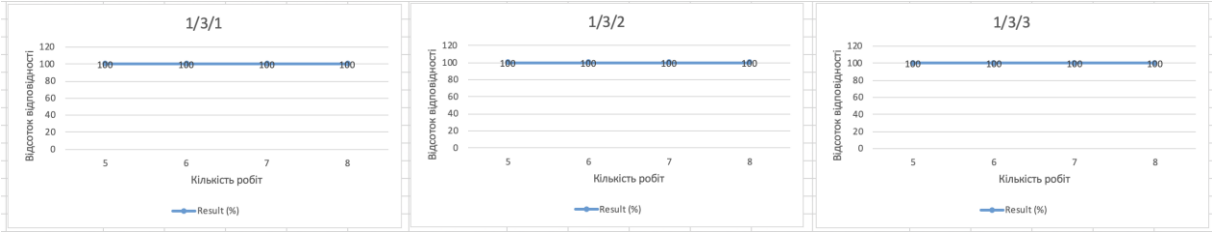


Рис. 3. Результати експериментів для задач класів 1/3/1–1/3/3

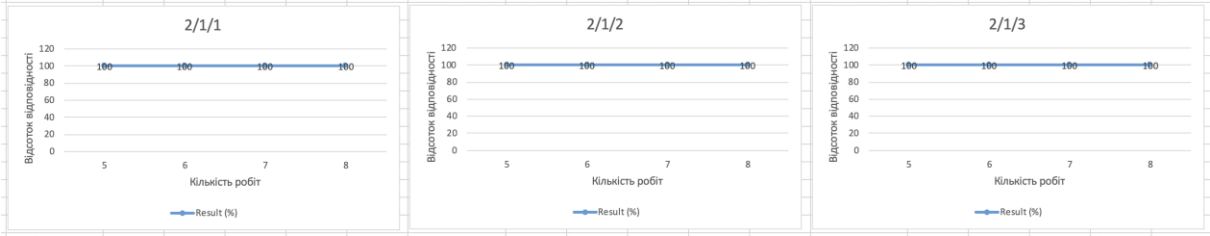


Рис. 4. Результати експериментів для задач класів 2/1/1–2/1/3

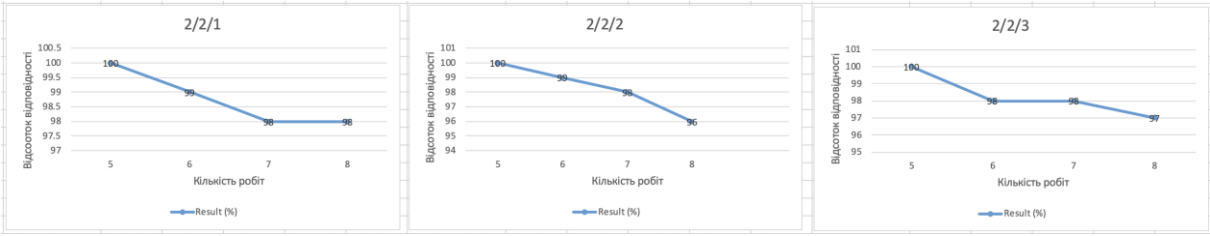


Рис. 5. Результати експериментів для задач класів 2/2/1–2/2/3

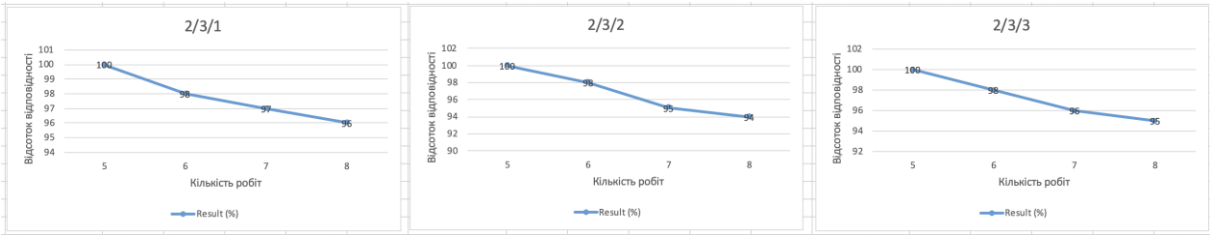


Рис. 6. Результати експериментів для задач класів 2/3/1–2/3/3

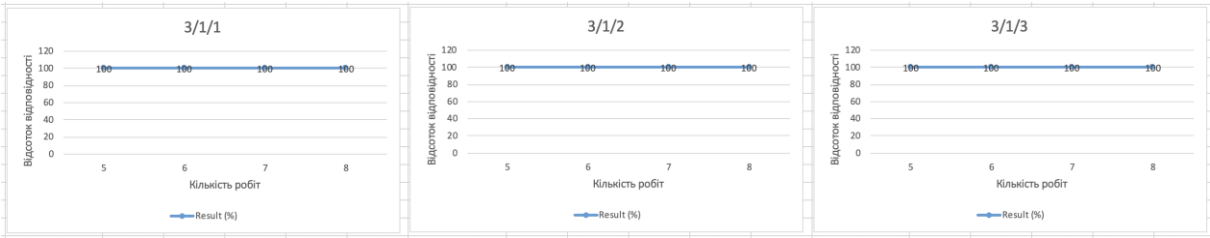


Рис. 7. Результати експериментів для задач класів 3/1/1–3/1/3

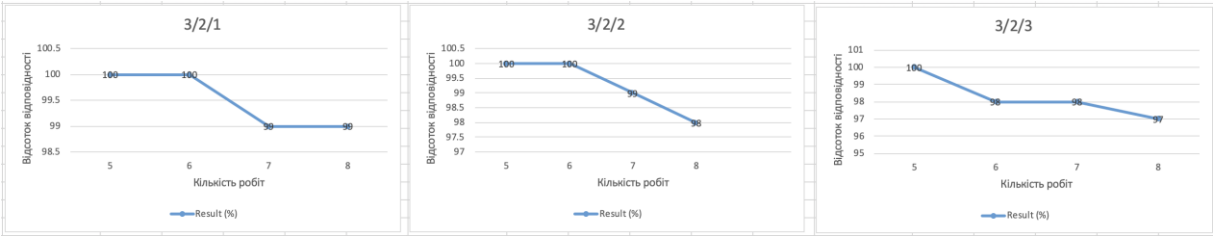


Рис. 8. Результати експериментів для задач класів 3/2/1–3/2/3

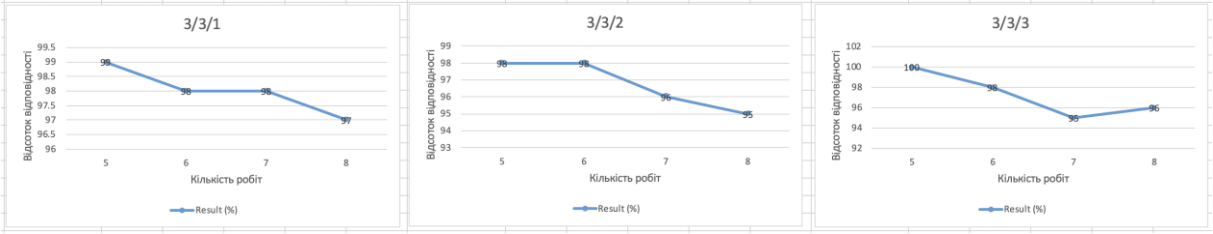


Рис. 9. Результати експериментів для задач класів 3/3/1–3/3/3

Була помічена тенденція погіршення ефективності алгоритму (у межах норми) при збільшенні значення дисперсій. Тому, алгоритм є досить ефективним в задачі, що розглядається.

Розроблений алгоритм був порівняний з методом перебору, в результаті чого отримали не менше 94% відповідності результатів.

Експериментальні дослідження підтвердили ефективність роботи алгоритму, що є оптимальним значенням в рамках даної задачі.

Висновки

У роботі розглянуто метод вирішення задачі складання календарного плану робіт з мінімізацією сумарного випередження по директивним термінам та максимізацією сумарного випередження виконання робіт. Був здійснений огляд наявних аналогів та методів вирішення даної задачі, були наведені переваги та недоліки порівняно з існуючими рішеннями. Визначено мету та завдання роботи. Сформульовано постановку задачі. Наведено дослідження властивостей задачі. Розглянуто застосування задачі як для одного пристрою так і для паралельних пристроїв. Розроблено алгоритм розв’язання задачі. Для перевірки ефективності роботи алгоритму були здійснені експериментальні дослідження з попереднім розбиттям класів задач на підкласи, що дозволило більш точно виявити тенденцію зміни ефективності алгоритму із збільшенням кількості робіт в задачі. Експериментальні дослідження підтвердили оптимальність алгоритму в рамках розглянутої задачі.

Список літератури

1. Аничкин А.С., Семенов В.А. Современные модели и методы теории расписаний. *Труды Института системного программирования РАН*. 2014. Т.26, № 3. С. 5-50.
2. Павлов А.А., Чернов С.К. , Мисюра Е.Б. Модели и алгоритмы теории расписаний в задачах планирования и управления проектами. *Пр. Одес. політехн. ун-ту*. 2006. Вип.1. С. 150-159.
3. Згуровский М.З., Павлов А.А. , Халус Е.А. Задача построения допустимого расписания с максимально поздним моментом запуска и минимальным суммарным опережением. *Системні дослідження та інформаційні технології*. 2015. № 2. С. 7-15.
4. Первин Ю.А., Португал В.М. , Семенов А.М. Планирование мелкосерийного производства в АСУП. М.: Наука, 1973. С. 16-32.

5. Перовская Е.И. Об одном алгоритме решения задачи календарного планирования. *Вычислительные процессы и структуры*. Л.: Машиностроение, 1982. С. 84-92.
6. Мельник О.О. Евристичні алгоритми розв'язання одноетапних задач складання розкладів для удосконалення моделі багаторівневої системи планування. *Науковий вісник НЛТУ України*. 2015. №8. С. 1-7.
7. Monma C.L., Potts C.N. Analysis of heuristics for preemptive parallel machine scheduling with batch setup times. *Operations Research*. 1993. Vol.41. Pp. 981-993.
8. Lee H., Guignard M. A hybrid bounding procedure for the workload allocation problem on parallel unrelated machines with setups. *Journal of the Operational Research Society*. 1996. Vol.47. Pp. 1247–1261.
9. Зак Ю.А. Прикладные задачи теории расписаний и маршрутизации перевозок. М.: Книжный дом «ЛИБРОКОМ», 2012. 67 с.
10. Емельянов В.В., Курейчик В.В. , Курейчик В.М. Теория и практика эволюционного моделирования. М.: Физматлит, Наука, 2003. 434 с.
11. Курейчик В. М. Генетические алгоритмы: монография. Таганрог: Изд. ТРТУ, 1998. 242 с.
12. Cheveland G.A., Smith S.F. Using genetic algoriyhms to schedule flow shop releases. *In: J.D. Shaffer (Hrsg.): Proceedings of the third international conference on genetic algorithms*, Morgan Kaufman, San Mateo, 1989. Pp. 160-169.
13. Glover F. Tabu Search, Part II. *ORSA Journal on Computing*. 1990. Vol.2, №1. Pp. 4-32.
14. Nissen Volker Einfühlung in Evolutionare Algorithmen. Optimierung nach dem Vorbild der Evolution. München, 1997. 345 p.
15. Goldberg D.E. Genetic Algorithms in Search. Optimization, and Machine Learning. 1998. 403 p.
16. Michalewicz Z. Heuristic methods for evolutionary computations techniques. *Journal of Heuristics*. 1995. №1. Pp. 177-206.
17. Michalewicz Z. Genetic Algorithms + Data Structures = Evolution Programs. Berlin: Springer, 1999. 67 p.
18. Эвристические методы календарного планирования / Т.П. Подчасова, В.М. Португал и др. – Киев.: Техника, 1980. С. 20-25.
19. Згуровский М.З., Павлов А.А. , Халус Е.А. Задача построения допустимого расписания с максимально поздним моментом запуска и минимальным суммарным опережением. *Системні дослідження та інформаційні технології*. 2015. № 2. С. 7-15.
20. Волошин Д.О., Клименко В.М., Сперкач М.О., Жданова О.Г., Халус О.А. Дослідження задачі визначення максимально пізнього моменту початку виконання робіт з мінімізацією сумарного випередження відносно директивних термінів виконання. МОДС 2019 Тези доповідей. 2019. С. 398-401.
21. Волошин Д.О., Сперкач М.О. , Жданова О.Г. Дослідження задачі визначення максимально пізнього моменту початку виконання робіт з мінімізацією сумарного випередження відносно директивних термінів виконання робіт при виконанні робіт паралельними пристроями. *Матеріали III всеукраїнської науково-практичної конференції молодих вчених та студентів «Інформаційні системи та технології управління»* (ІСТУ-2019). Київ.: НТУУ «КПІ ім. Ігоря Сікорського», 20-22 листопада 2019. С. 71-74.
22. Зубков Ю.С. Равномерное распределение вероятностей. Чистая и прикладная математика.URL: https://function-x.ru/probabilities_distribution_ uniform.html.
23. Егорова Э.В. Равномерный и нормальный законы распределения непрерывных и случайных величин. URL: http://edu.tltsu.ru/er/er_files/book3703/book.zip.

ЗАДАЧА СОСТАВЛЕНИЯ КАЛЕНДАРНОГО ПЛАНА ВЫПОЛНЕНИЯ РАБОТ НА ПРЕДПРИЯТИИ С МИНИМИЗАЦИЕЙ СУММАРНОГО ОПЕРЕЖЕНИЯ ДИРЕКТИВНЫХ СРОКОВ И МАКСИМИЗАЦИЕЙ МОМЕНТА НАЧАЛА ВЫПОЛНЕНИЯ РАБОТ ПАРАЛЛЕЛЬНЫМИ УСТРОЙСТВАМИ

Д.О. Волошин, Е.Г. Жданова, М.О. Сперкач

Национальный технический университет Украины «Киевский политехнический институт имени Игоря Сикорского»,
просп. Победы, 37, Киев, 03056, Украина; e-mail: denvol1996@gmail.com, zhdanova.elena@hotmail.com, sperkachmaya@gmail.com

В работе рассматривается задача составления календарного плана выполнения на предприятии с минимизацией суммарного опережение директивных сроков работ и максимизацией момента начала выполнения работ параллельными устройствами. За последние годы появилось множество методов решения данной задачи, которые стремятся упростить процесс составления оптимальных календарных планов выполнения работ по заданным директивным сроком и продолжительностью выполнения. Разработанный метод позволяет составить календарный план выполнения работ для задачи, где есть определенное количество устройств, работающих параллельно. В работе рассмотрены наиболее известные методы решения такого класса задач и выполнено их сравнительную характеристику. Определены цели и задачи работы. Сформулировано постановку задачи. Приведены исследования свойств задачи. Рассмотрено применение задачи как для одного устройства так и для параллельных устройств. Разработан алгоритм решения задачи. Проведены экспериментальные исследования работы разработанного алгоритма, где было выделено классы задач, которые в свою очередь были разбиты на подклассы, каждый из которых определяет среднее время, дисперсию продолжительности выполнения работ и дисперсию ее директивного срока. С учетом принятого подхода к классификации задач, всего выделено 27 подклассов задач. В работе было проведено по 200 экспериментов для каждого подкласса задач с разным количеством работ для нескольких параллельных устройств, результатами которых является сравнение работы разработанного алгоритма и метода полного перебора. Для проведения экспериментов был разработан алгоритм генерации задач со значением длительности выполнения и директивного срока, соответствующее каждому подклассу задач. Экспериментальные исследования подтвердили эффективность разработанного алгоритма в рамках приведенной задачи.

Ключевые слова: параллельные устройства, календарный план, директивные сроки выполнения работ, максимизация момента начала выполнения работ, минимизация суммарного опережения.

WORK PERFORMANCE SCHEDULING WITH MINIMIZATION OF OVERALL ADVANCE IN SCHEDULE DATE AND MAXIMIZATION OF THE MOMENT OF THE BEGINNING OF THE WORK PERFORMED BY PARALLEL DEVICES

D.O. Voloshyn, O.G. Zhdanova, M.O. Sperkach

National technical university of Ukraine “Igor Sikorsky Kyiv polytechnic institute”
37, Peremogy Ave., Kyiv, 03056, Ukraine; e-mail: denvol1996@gmail.com,
zhdanova.elena@hotmail.com, sperkachmaya@gmail.com

The work considers the work performance scheduling with minimization of overall advance in schedule date and maximization of the moment of the beginning of the work performing by parallel devices. Over the past years, many methods have emerged for solving this problem, which seek to simplify the process of compiling optimal scheduling plans for the performance of work for specific schedule date and execution time. The developed method allows you to draw up a work schedule for a case where there is a certain number of devices working in parallel. In the work, the most famous methods for solving this class of problems are considered and their comparative characteristic is performed. The goals and objectives of the work are defined. The statement of the problem is formulated. Investigations of the properties of the problem are presented. The application of the task for both a single device and parallel devices is considered. An algorithm for solving the problem is developed. Experimental studies of the work of the developed algorithm were carried out, where classes of tasks were distinguished, which in turn were divided into subclasses, each of which determines the average execution time, variance of the duration of the work, and variance of its schedule date. Taking into account the adopted approach to the classification of tasks, a total of 27 subclasses were identified. In the work, 200 experiments were conducted for each subclass with a different number of jobs for several parallel devices, the results of which are a comparison of the developed algorithm and the exhaustive search method. For the experiments, an algorithm for generating tasks was developed with a value of the duration and the deadline corresponding to each subclass. Experimental studies have confirmed the effectiveness of the developed algorithm in the framework of the above task.

Keywords: parallel devices, schedule, schedule date, maximizing the moment of the beginning of the work, minimizing overall advance.

DOI 10.15276/imms.v9.no4.315
УДК 004.9

Informatics and Mathematical Methods in Simulation
Vol. 9 (2019), No. 4, pp. 315-323

ПРОГРАМНОЕ ОБЕСПЕЧЕНИЕ АВТОМАТИЗАЦИИ ОЦЕНКИ РИСКА ОТКАЗОВ СЛОЖНЫХ ТЕХНИЧЕСКИХ СИСТЕМ

В.В. Вычужанин, Н.Д. Рудниченко, А.В. Вычужанин, А.Е. Козлов

Одесский национальный политехнический университет,
просп. Шевченко, 1, Одесса, 65044, Украина; e-mail: 126.ist.onpu@gmail.com

Надежность сложных технических систем зависит от многочисленных факторов, характеризующих их конструкцию, условия производства и эксплуатации. Проведенный анализ процессов изменения технического состояния сложных технических систем показал, что процессы носят случайный характер. Оценка и анализ показателей надежности систем нуждается в использовании методов теории вероятности. Перспективным в таких случаях является применение когнитивного имитационного моделирования для диагностики уровня безопасности сложных технических систем. Существующая теоретическая база и наличие широкого спектра программного обеспечения имитационного моделирования в виде таких продуктов, как Arena, AutoMod, AnyLogic, Extend, GPSS World и других способствует активному применению когнитивного имитационного моделирования для оценки риска отказов сложных технических систем. Однако известные программные средства облегчают только сам процесс испытаний и не решают трудоемкие задачи, связанные с получением исходной информации о техническом состоянии систем, а именно ее интерпретацию, формализацию и адекватное соотношение с конкретным объектом. На базе ранее разработанной концепции диагностики состояния сложных технических систем создана программная реализация обеспечения автоматизированного процесса оценки риска отказов, а также ущерба от отказов элементов и межэлементных связей сложных технических систем. Разработанное программное обеспечение автоматизации оценки риска отказов сложных технических систем при их диагностике базируется на клиент-серверной архитектуре и позволяет выявить наименее работоспособные элементы и межэлементные связи, функционирование которых существенно отражается на работоспособности и надежности всей системы.

Ключевые слова: сложная техническая система, риск отказов, когнитивная имитационная модель, программное приложение, диаграммы прецедентов, диаграммы классов использования программного обеспечения.

Введение

Надежность сложных технических систем (СТС) зависит от многочисленных факторов, характеризующих их конструкцию, условия производства и эксплуатации [1,2]. Надежность СТС зависит от риска отказов элементов систем и их подсистем. Поэтому решение задач, связанных с оценкой риска отказов СТС, способствует повышению надежности систем [3-6].

Процессы изменения технического состояния СТС носят случайный характер, а при оценке и анализе показателей надежности систем необходимо использовать методы теории вероятности [7,8].

Для диагностики риска отказов СТС в таких случаях перспективным является использования когнитивного имитационного моделирования (КИМ) [1,9-11], использующего модели в виде ориентированных графов, отражающих взаимодействие элементов СТС.

Существующая теоретическая база и наличие широкого спектра программного обеспечения имитационного моделирования в виде мощных продуктов, таких как

Arena, AutoMod, AnyLogic, Extend, GPSS World и других способствует активному применению когнитивного имитационного моделирования для оценки риска отказов СТС [12-15]. Однако известные программные средства облегчают только сам процесс испытаний и не касаются самой трудоемкой задачи сбора исходной информации, ее интерпретации, формализации и адекватного соотношения с конкретным объектом. Освоение таких программных сред требует значительных усилий.

На базе, описанной в [7] концепции оценки риска отказов элементов СТС, становиться возможной разработка программного обеспечения, позволяющего осуществлять автоматизированный процесс оценки риска отказов элементов и межэлементных связей СТС с учетом их технического состояния [16-18].

Цель работы

Целью статьи является разработка кроссплатформенного программного обеспечения для автоматизации процессов оценки риска отказов СТС.

Программное обеспечение автоматизации оценки риска отказов СТС

Для определения общих границ и контекста моделируемой предметной области на начальных этапах разработки программного обеспечения автоматизации оценки риска отказов СТС, ущербов от потери работоспособности системы и формулирования общих требований к ее поведению используются диаграммы вариантов использования (прецедентов) (рис.1).

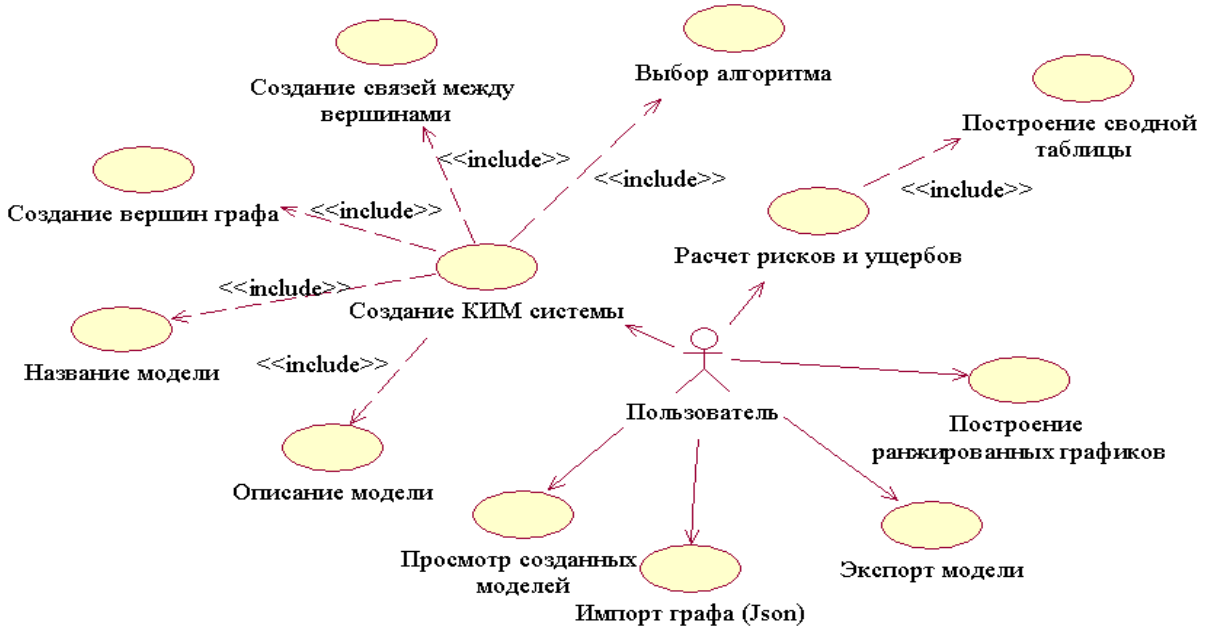


Рис. 1. Диаграмма вариантов использования программного обеспечения

Разработанное программное обеспечение позволяет пользователю:

- создавать КИМ СТС в виде графа, с поддержкой функций названия модели, задания краткого описания, создания новой вершины и ее изображения на панели, создания связи между вершинами, выбора алгоритма расположения и отображения структуры в графическом контейнере;
- просматривать структуру ранее созданной КИМ в виде графа с отображением общего числа вершин и ребер, поддерживая операцию ее загрузки в рабочее пространство программы;

- импортировать графа в формате *.json для его визуализации в системе;
- экспортировать КИМ в виде графа в отдельный графический файл формата *.jpg;
- проводить расчеты значений ущербов от отказов и риска отказов элементов моделируемой СТС и отображать полученные результаты в табличном виде сводной таблицы;
- построить графики визуализации полученных результатов в ранжированном виде.

Диаграмма вариантов использования программного обеспечения позволяет разработать модели основных сущностей реализации проекта путем создания диаграммы классов. Фрагмент созданной диаграммы классов программного обеспечения приведен на рисунке 2.

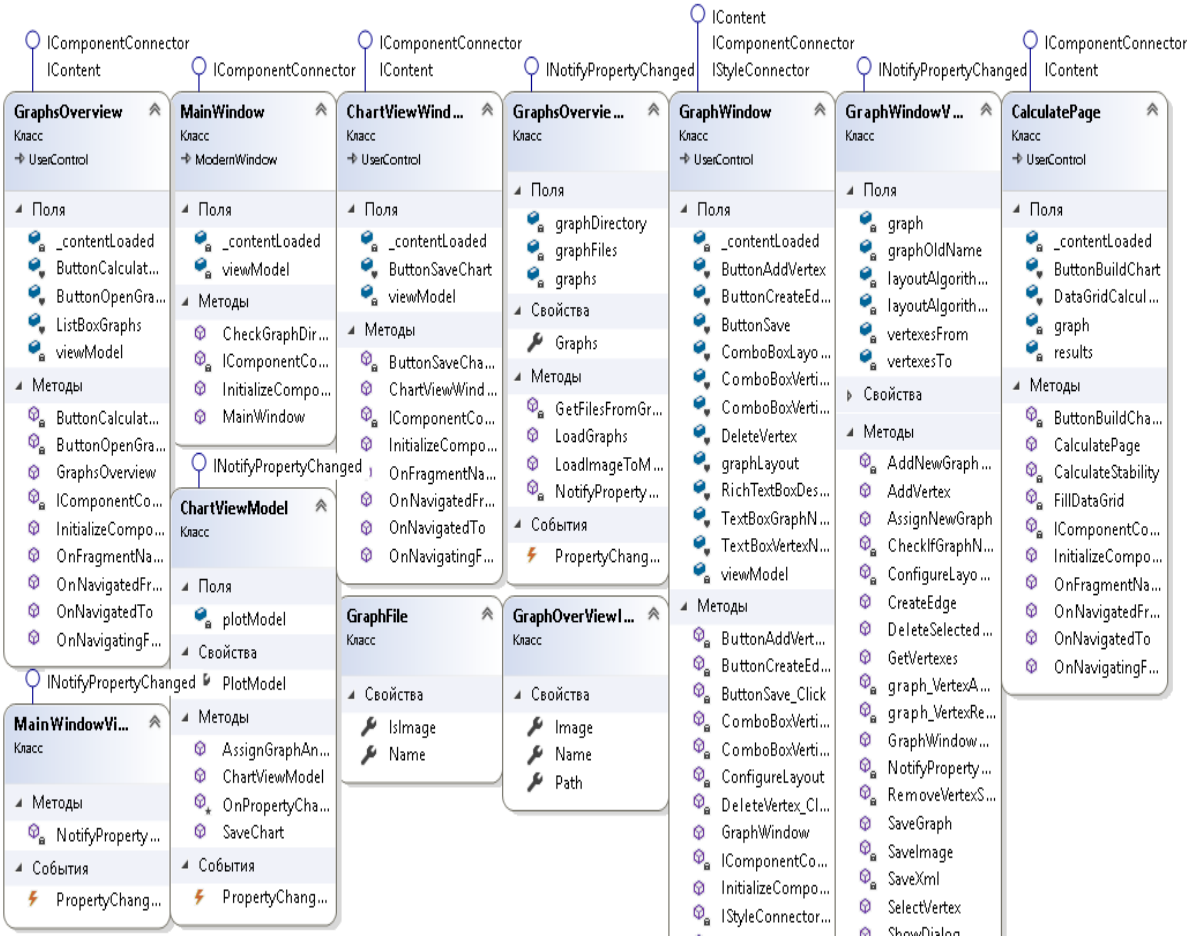


Рис. 2. Диаграмма классов программного обеспечения

Классы GraphsOverview, MainWindow, ChartViewWindow, GraphsOverview Window, GraphWindow, GraphWindowView, CalcutePage, MainWindowView и ChartViewModel имплементируют ряд интерфейсов для обеспечения необходимых функциональных возможностей по визуализации обрабатываемых и расчетных данных. Для реализации обозначенной логики использованы и задействованы следующие интерфейсы для КИМ в виде графа:

- IComponentConnector (для обеспечения связи объектов элементов между собой);
- IContent (для отображения и реализации функций динамической привязки и обрисовки объектов рабочего графической контейнера на соответствующей форме);

- INotifyPropertyChanged (для обработки событий изменения свойств созданных графических объектов);
- IStyleConnector (для изменения типа связи между элементами).

На основе созданных диаграмм описаны особенности физического представления системы в виде формализации порядка взаимосвязи базовых элементов системы. Для чего используется диаграмма компонентов (рис.3), позволяющая определять архитектуру системы, установив зависимости между программными компонентами, в роли которых может выступать исходный, бинарный и исполняемый код. Главный модуль (MainApp) осуществляет функции вызова соответствующих модулей для обработка пользовательских запросов по: построению модели графа (GraphBuilder), на базе использования внешних зависимостей Graph# и OxyPlot, а также модуля WPF GraphLayout для обеспечения работы интерактивного контейнера визуализации полученной модели; расчету значений ущерба и риска отказов модели системы; просмотру полученных результатов в табличном виде для оценки их значений; построению и просмотру графика, отображающего результаты расчетов в ранжированном виде.

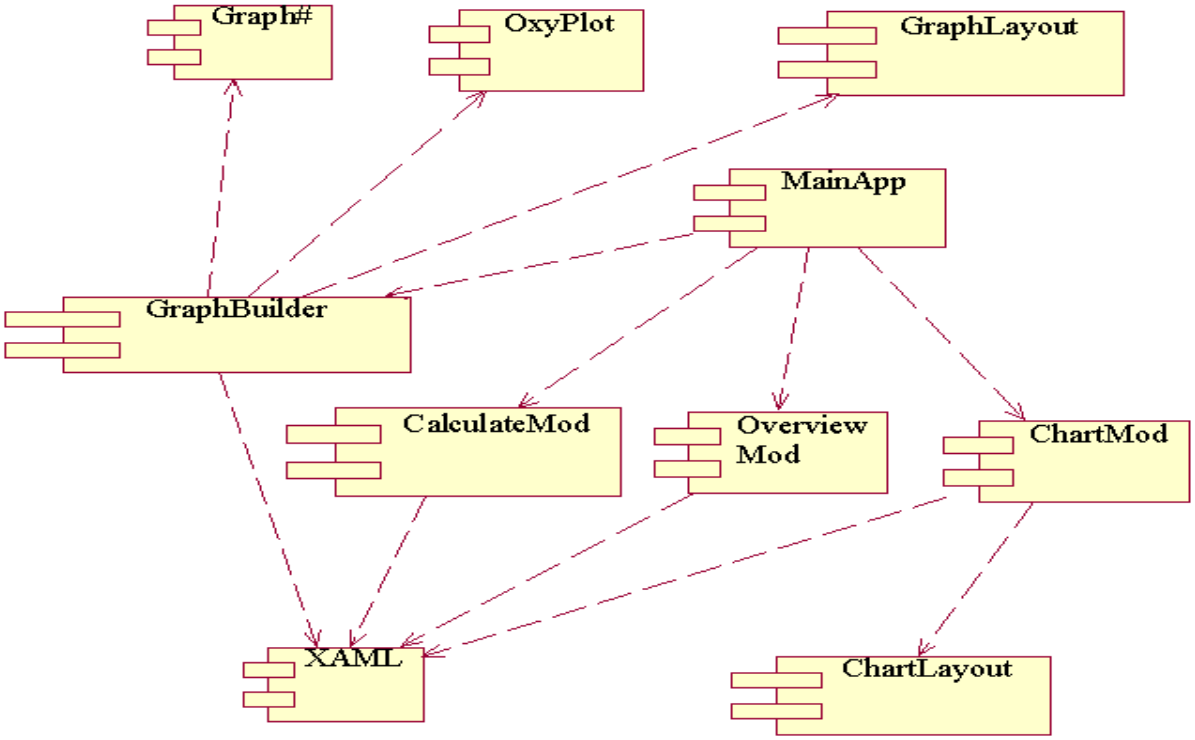


Рис. 3. Диаграмма компонентов программного обеспечения

В качестве графических библиотек, подключенных как внешние зависимости, использованы Graph# и OxyPlot. Graph# (библиотека для визуализации графов), содержащая некоторые алгоритмы компоновки, а также для контроля GraphLayout WPF приложений. Поддерживаемые алгоритмы компоновки и удаления: Fruchterman - Reingold; Kamada - Kawai; ISOM; LinLog; простой макет дерева; Sugiyama; Force-Scan; алгоритм выделения.

В целях моделирования взаимодействия объектов в проектируемом программном обеспечении во времени, а также обмена сообщениями между ними используется диаграмма последовательности (рис. 4), являющаяся одной из разновидности диаграмм взаимодействия.

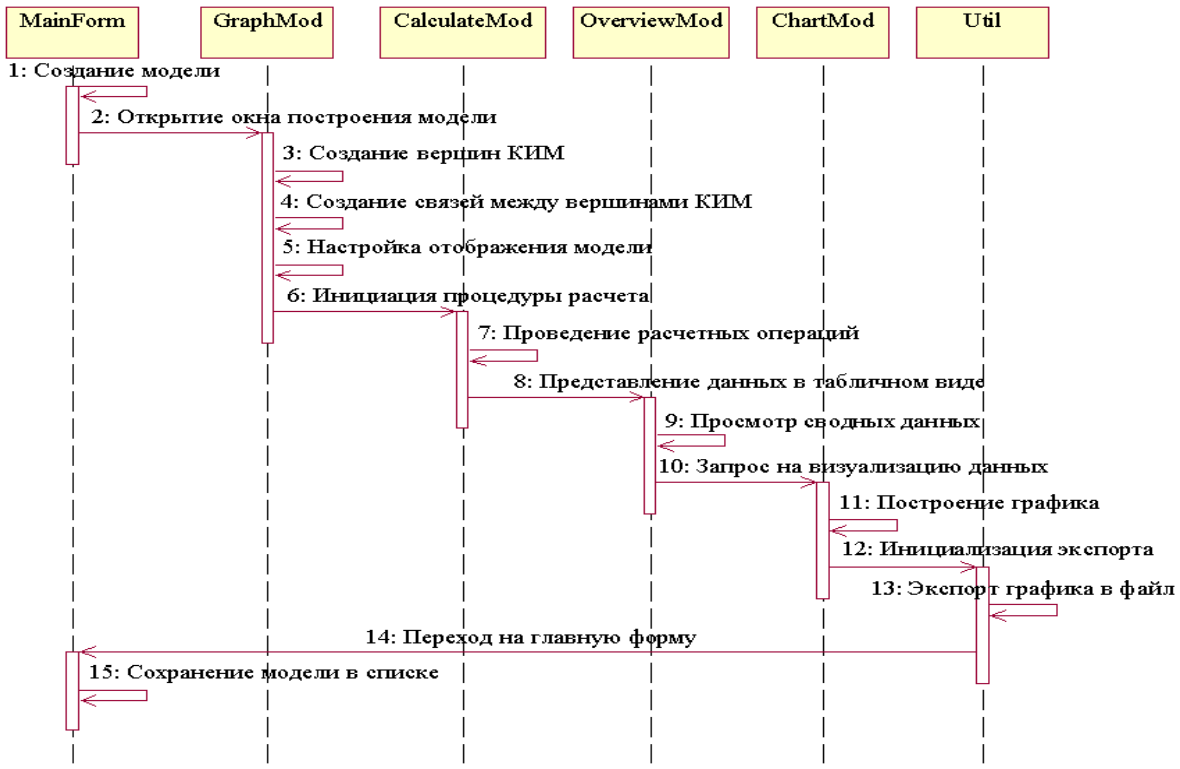


Рис. 4. Диаграмма последовательности действий программного обеспечения

Каждая из приведенных форм (кроме главной) является отдельным фрагментом, динамически загружаемым в едином пространстве главной формы в виде новой вкладки (объект TabPane). Базовой составляющей метода построения структуры графа является алгоритм Сугиямы. В его основе лежат основные этапы: распределение вершин по уровням так, чтобы ребра были одного направления и длина каждого из них была минимальной; минимизация количества фиктивных вершин, т.к. время выполнения следующих шагов зависит от суммарного числа вершин, а изгибы ребер в конечном изображении появляются только на местах фиктивных вершин и снижают наглядность изображения; минимизация количества пересечений ребер путем изменения порядка вершин на каждом уровне; выбор координат вершин на каждом уровне для минимизации количества изгибов ребер.

В целях описания программного функционала обозначим ключевые классы, реализующие бизнес-логику работы созданного программного обеспечения:

- класс проведения расчетов public partial class CalculatePage: UserControl, IContent, IComponentConnector; интерпретирует и использует полученные результаты построения модели системы в виде графа для оценки ущерба и риска отказов;
- класс построения и отображения ранжированного графика расчетных значений риска отказов public class ChartViewModel: INotifyPropertyChanged;
- класс построения КИМ в виде графа class GraphWindowViewModel: INotifyPropertyChanged;
- класс отображения полученной модели графа системы public class GraphsOverview: UserControl, IContent, IComponentConnector.

Интерфейс формы создания графа КИМ СТС разработанного программного обеспечения приведен на рисунке 5. В приведенном окне можно построить новый граф или редактировать существующий. Такая форма позволяет выбирать один из поддерживаемых алгоритмов построения и отображения графа в рамках контейнера, задать ему имя в виде строки, а также ввести его текстовое описание и сохранить созданную модель в формате *.xml.

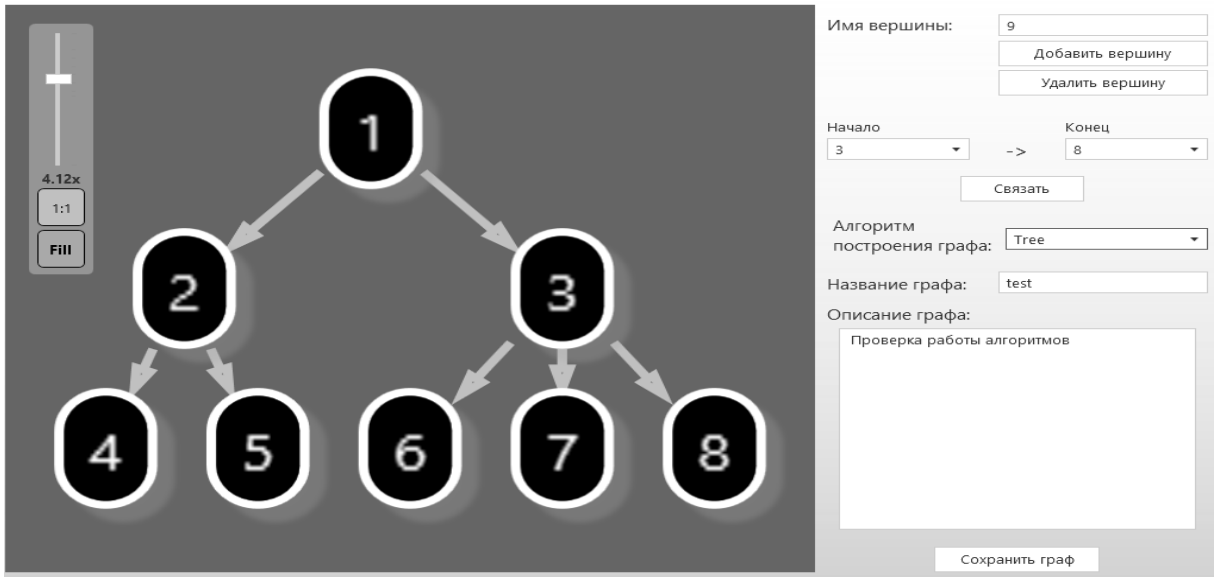


Рис. 5. Интерфейс формы создания графа КИМ СТС разработанного ПО

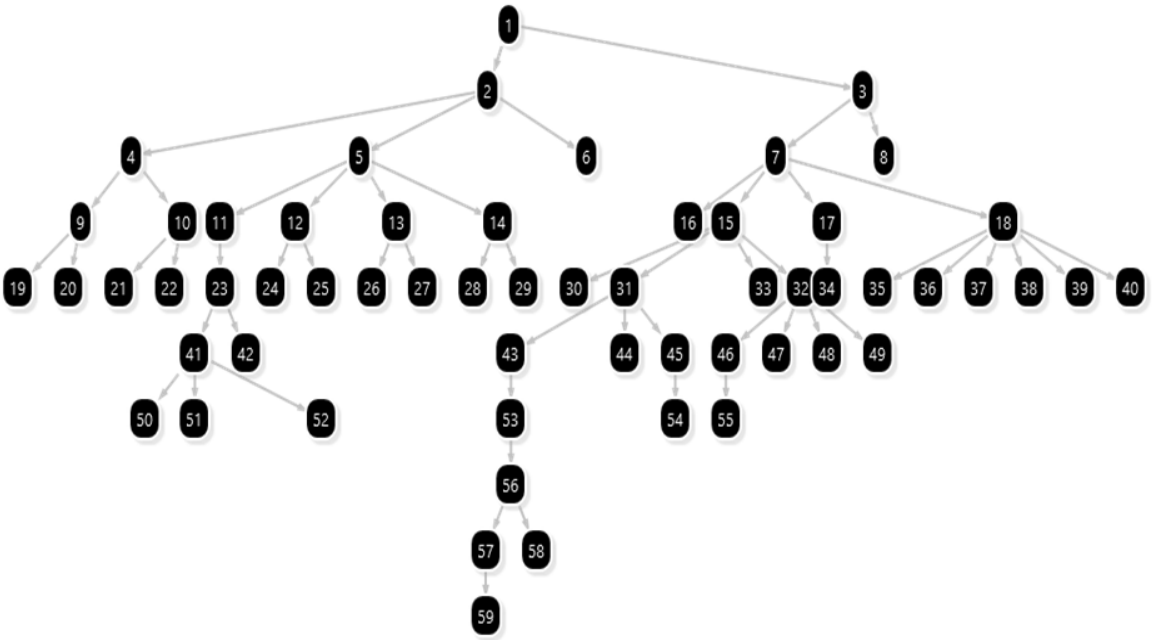


Рис. 6. КИМ СТС (1- рулевая машина, 2- сегмент червячного колеса и тормоза, 3-червь, 4- румпель, 5-редуктор, 6- рулевой штырь, 7 - рулевой сектор, 8-полуось, 9-кранштейн поддона, 10- болт, 11-болт с гайкой, 12- шайба, 13-стопорная планка, 14, 15, 16, 24, 25-шестерни, 17-водило, 18-свободный эпицикл, 19-зубчатые колеса, 20-свободное водило, 21, 22-валы, 23-тормозной эпицикл, 26-двигатель, 27-пружина, 28-баллер руля, 29-профильный руль, 30-приводное колесо, 31-гребной вал, 32, 33-валы турбин низкого и высокого давления, 34-наддувочный агрегат, 35-приводное колесо, 36-промежуточные шестерни, 37-приводное колесо коленчатого вала, 38-распределительный вал, 39-шатун, 40-поршень, 41-цилиндровая гильза, 42-камера охлаждающей воды, 43-коленчатый вал, 44-охладитель наддувочного воздуха, 45-трубопровод отработавших газов, 46,47-трубопроводы наддувочного воздуха и охлаждающей воды, 48, 49- масляный и топливный трубопроводы, 50-штанга, 51-топливный насос, 52-масляное кольцо, 53-крышка цилиндра 54, 55, 56-выпускной, впускной и топливный клапаны, 57-станина двигателя, 58-масляная ванна картера, 59-блок цилиндров

Для апробации программного приложения создан в ней КИМ СТС в виде ориентированного графа на примере векторного управления рулевой передачей с электрическим приводом морского судна (рис. 6) [19,20]. По результатам проведенных расчетов формируется соответствующая таблица, а также график (рис.7) оценки риска отказов элементов системы, на основе полученных при расчете данных. Поддерживаются функции фильтрации данных по колонкам таблицы в удобном виде. Из проведенных расчетов следует, что наиболее уязвимыми элементами системы являются рулевой сектор, червь, сегмент червячного колеса и тормоза, редуктор. Отказ их представляют наибольшую угрозу для функционирования всей системы векторного управления рулевой передачей с электрическим приводом. В этой связи необходимо осуществлять постоянный мониторинг фактического состояния и обеспечить их резервирование. Это позволит избежать потери работоспособности элементов системы, снизить риск их отказов.

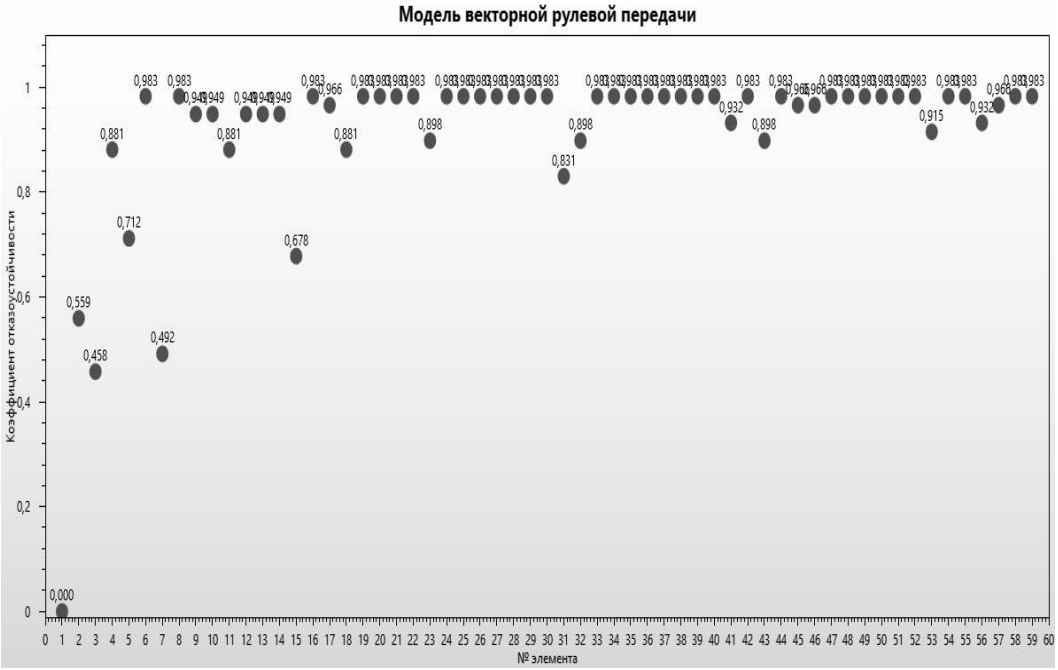


Рис. 7. График оценки рисков элементов системы

Выводы

Разработанное программное обеспечение автоматизации оценки риска отказов сложных технических систем при их диагностике систем базируется на клиент-серверной архитектуре.

Применение разработанного программного обеспечения автоматизации оценки риска отказов сложных технических систем позволяет выявить наименее работоспособные элементы и межэлементные связи, функционирование которых существенно отражается на работоспособности и надежности всей системы.

Список литературы

1. Вычужанин В.В., Рудниченко Н.Д. Методы информационных технологий в диагностике состояния сложных технических систем: монография. Одесса: Экология, 2019. 178 с.
2. Цветков В.Я. Сложные технические системы. *Образовательные ресурсы и технологии*. 2017. №3(20). С. 86-92.

3. Vychuzhanin V.V., Rudnichenko N.D. Assessment of risks structurally and functionally complex technical systems. *Eastern-European Journal of Enterprise Technologies*. 2014. V.1, №2. С. 18-22.
4. Вычужанин В.В., Рудниченко Н.Д. Технические риски сложных комплексов функционально взаимосвязанных структурных компонентов судовых энергетических установок. *Вісник Одеського національного морського університету*. 2014. Випуск 2(40). С. 68-77.
5. Вычужанин В.В., Рудниченко Н.Д. Метод управления рисками судовых сложных технических систем. *Проблеми техніки*. 2014. №2. С. 138-142.
6. Вычужанин В.В. Модель оценки живучести судовых технических систем. *Вестник Миколаївського кораблебудівного університету*. 2012. №3. С. 62-67.
7. Вычужанин В.В., Рудниченко Н.Д., Вычужанин А.В., Козлов А.Е. Информационное обеспечение системы выявления риска отказов автомобильного оборудования. *Інформатика та математичні методи в моделюванні*. 2019. Т.9,№3. С. 121-133.
8. Дорохов А.Н., Керножицкий В.А. , Миронов А.Н., Шестопалова О.Л. Обеспечение надежности сложных технических систем. СПб.: Издательство «Лань», 2011. 352 с.
9. Шеннон Р.Дж. Имитационное моделирование систем – искусство и наука. М.: Мир, 1978. 420 с.
10. Beetz M., Buss M., Wollherr D. Cognitive technical systems – what is the role of artificial intelligence. *Advances in Artificial Intelligence*. 2007. Pp. 19-42.
11. Рудниченко Н.Д., Вычужанин В.В. Информационная когнитивная модель технологической взаимозависимости сложных технических систем. *Інформатика та математичні методи в моделюванні*. 2013. Т.3, №3. С. 240-247.
12. Боев В.Д. Исследование адекватности GPSS World и AnyLogic при моделировании дискретно-событийных процессов: монография. СПб.: ВАС, 2011. 404 с.
13. Вивек Кале Внедрение SAP R/3: Руководство для менеджеров и инженеров: Пер. с англ. М.: Компания АйТи, 2006. 511 с.
14. Карпов Ю. Имитационное моделирование систем. Введение в моделирование с AnyLogic. СПб.: БХВ-Петербург, 2005. 400 с.
15. Маклаков С.В. Моделирование бизнес-процессов с AllFusion Process Modeler. М.: ДИАЛОГ МИФИ, 2003. 240 с.
16. Klein J.H., Cork R.B. An approach to technical risk assessment. *International Journal of Project Management*. 1998. Т.6,№16. Pp. 345-351.
17. Kertzner P., Watters J. Process Control System Security Technical Risk Assessment Methodology & Technical Implementation. *Research Report*. 2008. №13. 47 p.
18. O'Neill John, Nitin Thakur, Alan Duus Technical Risk Assessment: a Practitioner's Guide. Australia, 2007. 29 p.
19. Вычужанин В.В. Информационное обеспечение мониторинга и диагностирования технического состояния судовых энергоустановок. *Вісник Одеського національного морського університету, збірник наукових праць*. 2012. №35. С. 111-124.
20. Vychuzhanin V., Rudnichenko N., Boyko V., Shibaeva N., Konovalov S. Devising a method for the estimation and prediction of technical condition of ship complex systems. *Eastern-European Journal of Enterprise Technologies*. 2016. V.84, № 6/9. Pp. 4-11.

ПРОГРАМНЕ ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ АВТОМАТИЗАЦІЇ ОЦІНКИ РИЗИКУ ВІДМОВ СКЛАДНИХ ТЕХНІЧНИХ СИСТЕМ

В.В. Вичужанін, Н.Д. Рудніченко, А.В. Вичужанін, А.Е. Козлов

Одеський національний політехнічний університет
просп. Шевченка, 1, Одеса, 65044, Україна; e-mail: 126.ist.onpu@gmail.com

Надійність складних технічних систем залежить від численних факторів, що характеризують їх конструкцію, умови виробництва і експлуатації. Проведений аналіз процесів зміни технічного стану складних технічних систем показав, що процеси носять випадковий характер. Оцінка і аналіз показників надійності систем потребує використання методів теорії ймовірності. Перспективним в таких випадках є застосування когнітивного імітаційного моделювання для діагностики рівня безпеки складних технічних систем. Існуюча теоретична база і наявність широкого спектра програмного забезпечення імітаційного моделювання у вигляді таких продуктів, як Arena, AutoMod, AnyLogic, Extend, GPSS World та інших сприяє

активному застосуванню когнітивного імітаційного моделювання для оцінки ризику відмов складних технічних систем. Однак відомі програмні засоби полегшують тільки сам процес випробувань і не вирішують трудомісткі завдання, пов'язані з отриманням вихідної інформації про технічний стан систем, а саме її інтерпретацію, формалізацію і адекватне співвідношення з конкретним об'єктом. На базі раніше розробленої концепції діагностики стану складних технічних систем створена програмна реалізація забезпечення автоматизованого процесу оцінки ризику відмов, а також шкоди від відмов елементів і межелементних зв'язків складних технічних систем. Розроблене програмне забезпечення автоматизації оцінки ризику відмов складних технічних систем при діагностиці систем базується на клієнт-серверній архітектурі і дозволяє виявити найменш працездатні елементи і межелементние зв'язки, функціонування яких істотно відбивається на працездатності і надійності всієї системи.

Ключові слова: складна технічна система, ризик відмов, когнітивна імітаційна модель, програмний додаток, діаграми прецедентів, діаграми класів використання програмного забезпечення.

EVALUATION AUTOMATION SOFTWARE RISK OF FAILURES OF COMPLEX TECHNICAL SYSTEMS

V.V. Vyuzhujanin, N.D. Rudnichenko, A.V. Vyuzhujanin, A.E. Kozlov

Odessa National Polytechnic University,
Shevchenko Ave., 1, Odessa, 65044, Ukraine; e-mail: 126.ist.onpu@gmail.com

The reliability of complex technical systems depends on numerous factors characterizing their design, production and operating conditions. The analysis of the processes of changing the technical condition of complex technical systems showed that the processes are random in nature. Evaluation and analysis of reliability indicators of systems requires the use of methods of probability theory. Promising in such cases is the use of cognitive simulation to diagnose the level of security of complex technical systems. The existing theoretical base and the presence of a wide range of simulation software in the form of products such as Arena, AutoMod, AnyLogic, Extend, GPSS World and others contribute to the active use of cognitive simulation to assess the risk of failure of complex technical systems. However, well-known software tools facilitate only the testing process itself and do not solve the laborious tasks associated with obtaining initial information about the technical condition of the systems, namely its interpretation, formalization and adequate relationship with a specific object. On the basis of the previously developed concept for diagnosing the state of complex technical systems, a software implementation has been created for providing an automated process for assessing the risk of failures, as well as damage from failures of elements and inter-element connections of complex technical systems. The developed software for automating the risk assessment of failures of complex technical systems during system diagnostics is based on the client-server architecture and allows to identify the least efficient elements and interconnections, the functioning of which significantly affects the operability and reliability of the entire system.

Keywords: complex technical system, failure risk, cognitive simulation model, software application, use case diagrams, software usage class diagrams.

DOI 10.15276/imms.v9.no4.324
УДК 004.056.5

Informatics and Mathematical Methods in Simulation
Vol. 9 (2019), No. 4, pp. 324-332

СТЕГАНОГРАФІЧНИЙ МЕТОД, СТІЙКИЙ ДО ЗБУРНИХ ДІЙ

М.Є. Шелест, Т.В. Варда, І.І. Родюк

Одеський національний політехнічний університет,
просп. Шевченка, 1, Одеса, 65044, Україна; e-mail: mishel3141@gmail.com, tomavarda@gmail.com, ivan.rodiuk1999@gmail.com

До стеганографічних систем висувається ряд вимог, серед яких одною з основних є вимога стійкості стеганометодів до атак проти вбудованого повідомлення. Задача забезпечення цієї вимоги не є повністю вирішеною в цей час, залишається актуальною. Головною причиною цього є орієнтованість математичних базисів існуючих методів на конкретні атаки проти вбудованого повідомлення. У роботі розроблений новий стеганографічний метод, стійкий до збурних дій, який використовує в якості контейнера цифрове зображення. Стійкість методу теоретично обґрунтована з використанням специфіки властивостей сингулярних чисел блоків матриці оригінального зображення: всі сингулярні числа є нечутливими до збурних дій; для більшості $l \times l$-блоків, отриманих шляхом стандартної розбивки матриці, максимальне сингулярне число значно перевищує всі інші, що приводить до близькості до нуля кута між вектором сингулярних чисел, узятих у порядку спадання значень, і першим вектором стандартного базису простору відповідної вимірності. Показано, що стійкість процесу стеганоперетворення може забезпечуватися за допомогою корекції максимальних сингулярних чисел блоків контейнера, що відповідає достатній умові нечутливості стеганоповідомлення. Використовувана специфіка сингулярних чисел ніяк не пов'язана з конкретним видом атаки проти вбудованого повідомлення. Вбудова біта додаткової інформації в блок контейнера здійснюється в одну із двох симетричних матриць, які ставляться у відповідність матриці блоку зображення шляхом віртуального відбиття верхнього (нижнього) трикутника щодо головної діагоналі. Це забезпечує пропускну спроможність прихованого каналу зв'язку, що організується, $1/l \times l$ біт/піксель.

Ключові слова: стеганографічний метод, стійкість методу, атаки проти вбудованого повідомлення, сингулярні числа, симетрична матриця.

Вступ

Стеганографія сьогодні - це один з найбільш перспективних напрямків захисту інформації [1,2], яка в сучасних умовах, ефективно поєднуючись із криптографією [3,4], впевнено займає провідні позиції у використовуваних підходах забезпечення інформаційної безпеки.

У якості контейнерів у сучасній стеганографії широко використовуються цифрові контенти: зображення (ЦЗ), відео, аудіо. При цьому стеганоперетворенню саме ЦЗ присвячені численні дослідження в області захисту інформації, у тому числі дана робота.

До стеганографічних систем висувається ряд вимог, серед яких одною з основних є вимога стійкості стеганометодів до атак проти вбудованого повідомлення [1]. Робота в даному напрямку ведеться в даний момент дуже активно, при цьому для вбудови додаткової інформації (ДІ) використовуються різні області контейнера: просторова, перетворення (частотна, області різних розкладань матриці ЦЗ). Так в [5] був розроблений стеганографічний метод і реалізуючий його ефективний поліноміальний стеганоалгоритм, в якому в стеганоперетворенні задіюється просторова область ЦЗ-контейнера після попереднього розбиття його матриці на блоки, що не перетинаються. Однак недоліком методу є негарантоване збереження надійності сприйняття

формованого стеганоповідомлення в тому випадку, коли ЦЗ-контейнер має значні по розмірі фонові області. Усуненню цього недоліку присвячена робота [6], в якій запропонована модифікація методу, що досягається за рахунок зменшення стрибка функції яскравості пікселів на границі блоків матриці ЦЗ-контейнера при вбудові ДІ шляхом зміни виду матриці збурення блоку контейнера при стеганоперетворенні. В [7] пропонується стійка до збурних дій схема вбудови ДІ для забезпечення захисту авторських прав. Тут вбудова біт ДІ відбувається в синю компоненту кольорового ЦЗ (в кольоровій схемі RGB) або в компоненту яскравості (в кольоровій схемі YUV) в області дискретного вейвлет-перетворення. Для забезпечення стійкості стеганоалгоритму кожний біт ДІ вбудовується в три позиції виділеної матриці контейнера, які визначаються секретним ключем. Велика частина сучасних розроблюваних стійких стеганоалгоритмів працюють в області дискретного косинусного перетворення та перетворення Фурьє. Актуальність таких алгоритмів визначається певними областями їх застосування з передбачуваними збурними діями. Прикладом таких алгоритмів є стеганоалгоритм з [8], заснований на теоремі лишків, та багато інших. Але проблема забезпечення стійкості стеганоалгоритмів до атак проти вбудованого повідомлення не є повною мірою вирішеною, залишається актуальною, оскільки більшість з існуючих методів орієнтована на конкретні збурні дії, стаючи неспроможними в умовах атак, що відрізняються від передбачуваних. Головною причиною цього є обмеженість математичних базисів існуючих методів, їх орієнтованість на конкретні атаки проти вбудованого повідомлення.

Враховуючи те, що збурення параметрів ЦЗ, що відбуваються при вбудові ДІ в будь-якій області контейнера (просторовій, області перетворення) приведуть до певних збурень в інших областях (перетворення, просторовій), стійкість стеганоалгоритму може бути забезпечена при проведенні стеганоперетворення в будь-якій області контейнера, але формальні достатні умови забезпечення стійкості стеганоалгоритму до атак проти вбудованого повідомлення, вперше запропоновані в [9, 10], використовують область сингулярного розкладання матриці (блоків матриці) контейнера, тому саме ця область ЦЗ розглядається в роботі.

Мета статті та задачі дослідження

Метою роботи є розробка стеганографічного методу, стійкого до атак проти вбудованого повідомлення незалежно від конкретного виду збурної дії.

Для досягнення поставленої мети в роботі розв’язуються наступні *задачі*:

- обґрунтування вибору формальних параметрів цз, які задіюються при вбудові та аналізуються при декодуванні ді, та їх кількісних характеристик;
- обґрунтування стійкості до атак проти вбудованого повідомлення запропонованого стеганоперетворення.

Основна частина

Розглядається ЦЗ, формальним представленням якого, не обмежуючи спільності міркувань, є одна $n \times n$-матриця F, яка піддається стандартній розбивці [11] на $l \times l$-блоки, що не перетинаються, довільний з яких далі позначається B. Для забезпечення стійкості стеганографічного алгоритму до атак проти вбудованого повідомлення необхідно задіяти в процесі стеганоперетворення ті формальні параметри, які, будучи такими, що визначаються однозначно, є нечутливими до збурних дій.

Як відомо [9], у якості набору параметрів, які однозначно визначають ЦЗ, можна розглянути множину сингулярних чисел (СНЧ) і сингулярних векторів (СНВ) його

матриці (блоків матриці), що задовольняють певним властивостям, які можуть бути отримані шляхом її нормального сингулярного розкладання:

$$F = U\Sigma V^T, \tag{1}$$

де $U^T U = E$, $V^T V = E$ (E – одинична $n \times n$-матриця), стовпці матриці U (V) – ліві (праві) СНВ F, ліві СНВ – лексикографічно додатні [9], $\Sigma = diag(\sigma_1(F),...,\sigma_n(F))$, $\sigma_1(F) \geq ... \geq \sigma_n(F) \geq 0$ - СНЧ F.

Всі СНЧ будь-якої матриці є нечутливими до збурних дій відповідно до співвідношення [12]:

$$\max_{1 \leq i \leq n} \left| \sigma_i(F) - \sigma_i(F + \Delta F) \right| \leq \left\| \Delta F \right\|_2,$$

де ΔF - матриця збурення F, $\|\bullet\|_2$ — спектральна матрична норма, чого не можна в загальному випадку сказати про СНВ [12], у силу чого в рамках задачі, що розглядається, множина СНЧ є кращою у порівнянні з множиною СНВ для організації процесу стеганоперетворення.

В [10] були отримані формальні достатні умови стійкості стеганометоду до стиску з втратами, що враховують специфіку збурення СНЧ блоків матриці контейнера, які забезпечують у цілому стійкість до атак проти вбудованого повідомлення й використовуються в роботі при розробці стеганометоду. Суть умов полягає в наступному. Для забезпечення стійкості стеганоперетворення достатньо проводити таким чином, щоб його формальним представленням була сукупність збурень найбільших СНЧ блоків матриці контейнера, при цьому для принципової можливості декодування ДІ сукупний результат збурень при її вбудові повинен перевищувати збурення, яке буде зазнавати блок стеганоповідомлення в результаті збурної дії [10].

Нехай $\sigma_1 \geq \sigma_2 \geq ... \geq \sigma_l \geq 0$ - СНЧ блоку *B*. Для СНЧ блоків оригінального ЦЗ останнє співвідношення можна уточнити [13]:

$$\sigma_1 >> \sigma_2 \geq ... \geq \sigma_l \geq 0. \tag{2}$$

Співвідношення (2) приводить до того, що для більшості блоків оригінального ЦЗ [13]

$$\angle(\sigma, e_1) \approx 0, \tag{3}$$

де $\angle(\sigma, e_1)$ - величина кута між векторам СНЧ $\sigma = (\sigma_1, \sigma_2, ..., \sigma_l)^T$ і $e_1 = (1,0,...,0)^T \in R^l$ - першим вектором стандартного базису простору R^l. Величина $\angle(\sigma, e_1)$ стане тою характеристикою, яка буде використовуватися для організації стеганоперетворення і декодування ДІ. В якості ДІ розглядається бінарна $\left[\frac{n}{l}\right] \times \left[\frac{m}{l}\right]$-матриця, що сформована випадковим чином (де $[\cdot]$ - ціла частина аргументу). В кожний $l \times l$-блок відбувається вбудова 1 біта ДІ, для чого необхідно передбачити два варіанти відповідного перетворення блоку. Враховуючи це, кожному блоку *B* з елементами b_{ij}, $i, j = 1,...,l$, поставимо в відповідність дві симетричні $l \times l$-матриці B_V і B_N за наступним правилом [9]:

$$B=\begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} & \dots & b_{1l} \\ b_{21} & b_{22} & \dots & b_{2l} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ b_{l1} & b_{l2} & \dots & b_{ll} \end{pmatrix} \rightarrow B_V=\begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} & \dots & b_{1l} \\ b_{12} & b_{22} & \dots & b_{2l} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ b_{1l} & b_{2l} & \dots & b_{ll} \end{pmatrix}, \quad B_N=\begin{pmatrix} b_{11} & b_{21} & \dots & b_{l1} \\ b_{21} & b_{22} & \dots & b_{l2} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ b_{l1} & b_{l2} & \dots & b_{ll} \end{pmatrix}, \qquad (4)$$

відображаючи верхній (для B_V), нижній (для B_N) трикутник B відносно головної діагоналі. Кожна з отриманих матриць буде використовуватися для вбудови конкретного значення біта ДІ.

Основні кроки методу, що пропонується, наступні.

Вбудова ДІ.

Крок 1. Матрицю F ЦЗ-контейнера розбити стандартним чином на $l \times l$-блоки, що не перетинаються.

Крок 2 *(вбудова ДІ).* Для кожного $l \times l$-блоку B матриці контейнера, що бере участь у стеганоперетворенні (порядок використання блоків є частиною секретного ключа) для вбудови p_{ij} - чергового біта ДІ, робити:

2.1. Сформувати матриці B_V і B_N відповідно до (4).

2.2. Для B_V і B_N визначити вектори СНЧ: $\sigma(B_V)=(\sigma_1(B_V),...,\sigma_l(B_V))^T$ і $\sigma(B_N)=(\sigma_1(B_N),...,\sigma_l(B_N))^T$ відповідно шляхом нормальних сингулярних розкладань (1):

$$B_V=U_V\Sigma_V V_V{}^T, \quad B_N=U_N\Sigma_N V_N{}^T.$$

При вбудові біта ДІ зміни будуть вноситися в одну з матриць B_V, B_N.

2.3. *Якщо*

$$p_{ij}=0,$$

то

2.3.1. Забезпечити умову:

$$\angle(\sigma(B_N),e_1)>\angle(\sigma(B_V),e_1), \qquad (5)$$

збурюючи СНЧ B_N. Результат: збурена матриця СНЧ $\overline{\Sigma}_N$.

2.3.2. Сформувати збурену матрицю $\overline{B}_N$ з елементами $\overline{b}_{ij}{}^{(N)}, i,j=\overline{1,l}$:

$$\overline{B}_N=U_N\overline{\Sigma}_N V_N{}^T.$$

2.3.3. Сформувати блок $\overline{B}$ стеганоповідомлення, який відповідає блоку B контейнера, в вигляді:

$$\overline{B}=\begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} & \dots & b_{1l} \\ \overline{b}_{21}{}^{(N)} & b_{22} & \dots & b_{2l} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \overline{b}_{l1}{}^{(N)} & \overline{b}_{l2}{}^{(N)} & \dots & b_{ll} \end{pmatrix} \qquad (6)$$

інакше

2.3.1. Забезпечити умову:

$$\angle(\sigma(B_N),e_1) < \angle(\sigma(B_V),e_1), \tag{7}$$

збурюючи СНЧ B_V. Результат: збурена матриця СНЧ $\overline{\Sigma}_V$.

2.3.2. Сформувати збурену матрицю $\overline{B}_V$ з елементами $\overline{b}_{ij}^{(V)}, i, j = \overline{1,l}$:

$$\overline{B}_V = U_V \overline{\Sigma}_V V_V^{\ T}.$$

2.3.3. Сформувати блок $\overline{B}$ стеганоповідомлення, який відповідає блоку *B* контейнера, в вигляді:

$$\overline{B} = \begin{pmatrix} b_{11} & \overline{b}_{12}^{(V)} & \dots & \overline{b}_{1l}^{(V)} \\ b_{21} & b_{22} & \dots & \overline{b}_{2l}^{(V)} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ b_{l1} & b_{l2} & \dots & b_{ll} \end{pmatrix}. \tag{8}$$

Крок 3. З урахуванням змінених у результаті стеганоперетворення блоків матриці ЦЗ сформувати матрицю $\overline{F}$ стеганоповідомлення. Процес вбудови ДІ завершено.

У результаті атак проти вбудованого повідомлення в ході пересилання або зберігання стеганоповідомлення його матриця може зазнати зміни й тому далі при декодуванні позначається $\overline{\overline{F}}$.

Декодування ДІ.

Крок 1. Матрицю $\overline{\overline{F}}$ ЦЗ-стеганоповідомлення розбити стандартним чином на $l \times l$-блоки, що не перетинаються.

Крок 2 *(декодування ДІ).* Для кожного $l \times l$-блоку $\overline{\overline{B}}$ матриці стеганоповідомлення, який брав участь в стеганоперетворенні (порядок блоків є частиною секретного ключа), робити:

2.1. Для блока $\overline{\overline{B}}$ сформувати матриці $\overline{\overline{B}}_V$ і $\overline{\overline{B}}_N$ відповідно до (4).

2.2. Для $\overline{\overline{B}}_V$ і $\overline{\overline{B}}_N$ визначити вектори СНЧ: $\overline{\overline{\sigma}}(B_V) = \left(\overline{\overline{\sigma}}_1(B_V),...,\overline{\overline{\sigma}}_l(B_V)\right)^T$ і $\overline{\overline{\sigma}}(B_N) = \left(\overline{\overline{\sigma}}_1(B_N),...,\overline{\overline{\sigma}}_l(B_N)\right)^T$. Нехай $\overline{\overline{p}}_{ij}$ - черговий біт ДІ, що декодується з чергового блоку $\overline{\overline{B}}$ стеганоповідомлення.

2.3. Визначити значення кутів $\angle\left(\overline{\overline{\sigma}}(B_N),e_1\right)$, $\angle\left(\overline{\overline{\sigma}}(B_V),e_1\right)$.

2.4. *Якщо*

$$\angle\left(\overline{\overline{\sigma}}(B_N),e_1\right) < \angle\left(\overline{\overline{\sigma}}(B_V),e_1\right),$$

то

$$\overline{\overline{p}}_{ij} = 1,$$

інакше

$$\overline{\overline{p}}_{ij} = 0.$$

Основним питанням у ході розробки алгоритмічної реалізації методу є питання забезпечення умови (5) (або (7)) при вбудові ДІ (крок 2.3.1). Одна з можливостей ґрунтується на врахуванні співвідношення (2) наступним чином. Очевидно, що для СНЧ блоків ЦЗ величина кута $\angle(\sigma,e_1)$ буде залежати від того, наскільки відрізняються одне від іншого перше й друге СНЧ, оскільки всі наступні СНЧ будуть незначно (значно менше) відрізнятися друг від друга, залишаючись невід'ємними. Виходячи з цього, керувати величиною кута $\angle(\sigma,e_1)$ можна дуже «недорого» в обчислювальному сенсі, коректуючи значення лише другого й першого СНЧ блоку, зменшуючи відстань між ними, забезпечуючи при цьому виконання достатньої умови стійкості до атак проти вбудованого повідомлення [10]. Таким чином, крок 2.3.1 при вбудові ДІ можна уточнити, наприклад, у такий спосіб:

2.3.1. Забезпечити умову:

$$\angle(\sigma(B_N),e_1) > \angle(\sigma(B_V),e_1)\ldots(\angle(\sigma(B_N),e_1) < \angle(\sigma(B_V),e_1)),$$

збурюючи СНЧ B_N (B_V):

$$\sigma_1(B_N)=\sigma_1(B_V)-T,\ \sigma_2(B_N)=\sigma_2(B_V)+T \quad (\sigma_1(B_V)=\sigma_1(B_N)-T,\ \sigma_2(B_V)=\sigma_2(B_N)+T),$$

де $T>0$ - параметр, установлюваний експериментально. Результат: збурена матриця СНЧ $\overline{\Sigma}_N$ ($\overline{\Sigma}_V$).

При визначенні значення параметра T необхідно враховувати дві взаємовиключні вимоги: для забезпечення стійкості відповідного алгоритму до атак проти вбудованого повідомлення Т бажано зробити якнайбільше, оскільки для принципової можливості декодування ДІ сукупний результат збурень при вбудові ДІ повинен перевищувати збурення, яке буде зазнавати блок стеганоповідомлення в результаті збурної дії [10], але для забезпечення надійності сприйняття формованого стеганоповідомлення Т повинне мати як можна менше значення. Необхідно відзначити, що говорячи про стійкість стеганографічних алгоритмів до атак проти вбудованого повідомлення, найчастіше маються на увазі атаки, формальним представленням яких є незначні збурення матриці стеганоповідомлення, оскільки інакше атака може привести до появи видимих артефактів на ЦЗ - втраті надійності сприйняття, у чому атакуюча сторона очевидно не зацікавлена. Компромісне значення буде встановлено експериментально в ході розробки алгоритмічної реалізації методу.

Зауваження. При формуванні блоку $\overline{B}$ стеганоповідомлення згідно з (6) і (8) важливо, що головна діагональ матриці $\overline{B}$ відповідає блоку B контейнера: така діагональ залишається оригінальною для тієї з матриць B_V, B_N, яку вбудова біта ДІ не торкнулася, залишаючи кут у ній між нормованим вектором СНЧ і першим вектором стандартного базису відповідного простору близьким до нуля (тобто в оригінальному виді (3)), і ця ж діагональ є додатковим збуренням для матриці, шляхом зміни якої проводилося стеганоперетворення, додатково збурюючи кут $\angle(\sigma,e_1)$, що позитивно відбивається на ході декодування ДІ.

Одним з основних питань при розробці алгоритмічної реалізації методу є питання вибору розміру блоків, на які матриця ЦЗ розбивається в процесі стеганоперетворення й декодування ДІ. Цей вибір буде проводитися таким чином, щоб співвідношення (3) виконувалося для як можна більшої кількості отримуваних при розбивці $l\times l$-блоків матриці контейнера.

Пропускна спроможність формованого за допомогою розробленого стеганометоду прихованого каналу зв'язку в незалежності від його алгоритмічної реалізації буде

визначатися як $1/l^2$ біт/піксель. Обчислювальна складність визначається кількістю блоків, на які розбивається матриця ЦЗ в ході роботи методу, і для $n \times n$-ЦЗ складе $\underline{O}(n^2)$ операцій.

Висновки

У роботі розроблений новий стеганографічний метод, стійкий до атак проти вбудованого повідомлення, що теоретично обґрунтовано з використанням специфіки властивостей сингулярних чисел блоків матриці ЦЗ: усі сингулярні числа є нечутливими до збурних дій; для більшості блоків оригінального ЦЗ, отриманих шляхом стандартної розбивки його матриці, максимальне СНЧ значно перевищує всі інші, що приводить до близькості до нуля кута між вектором СНЧ і першим вектором стандартного базису простору відповідної вимірності.

Запропонований метод може бути використаний як для ЦЗ в градаціях сірого, так і для кольорових. При цьому для кольорового зображення, збереженого відповідно до колірної схеми RGB, у стеганоперетворенні може бути задіяна кожна (декілька) з матриць R, G, B. Для колірної схеми YUV передбачається задіяти матрицю яскравості.

Результати розробки алгоритмічної реалізації представленого методу, що підтверджують на практиці його ефективність, у даний момент готуються до публікації.

Література

1. Стеганография, цифровые водяные знаки и стеганоанализ / А.В. Аграновский и др. М.: Вузовская книга, 2009. 220 с.
2. Hindi A.Y., Dwairi M.O., AlQadi Z.A. A novel technique for data steganography.*Engineering, Technology & Applied Science Research*. 2019. 9(6). P. 4942-4945.
3. Combination of steganography and cryptography: A short survey / M.S. Taha et al. *IOP Conference Series: Materials Science and Engineering*. 2019. 518. 052003.
4. Almuhammadi S., Al-Shaaby A. A survey on recent approaches combining cryptography and steganography. *Comput. Sci. Inf. Technol*. 2017. 7(3). P. 63-74.
5. Кобозева А.А., Лебедева Е.Ю., Костырка О.В. Стеганопреобразование пространственной области изображения-контейнера, устойчивоек атакам против встроенного сообщения. *ProblemeleEnergeticiiRegionale*. 2014. 1(24). URL: http://journal.ie.asm.md/ru/contents/elektronnyij-zhurnal-n-124-2014 (дата звернення: 20.02.2019).
6. Костирка О.В. Модифікація стійкого до збурних дій стеганоперетворення просторової області зображення-контейнера. *Інформатика та математичні методи в моделюванні*. 2016. 6(1). С. 85–93.
7. Nasir I.A., Abdurrman A. A robust color image watermarking scheme based on image normalization. *Proceedings of the World Congress on Engineering (WCE 2013)*. London, 2013. Vol. III.
8. Patra J.C., Kishore A.K.,Bornand C. Improved CRT-based DCT domain watermarking technique with robustness against JPEG compression for digital media authentication. *Proceedings of 2011 IEEE International Conference on Systems, Man, and Cybernetics.* Anchorage, 2011. P. 2940-2945.
9. Кобозева А.А., Хорошко В.А. Анализ информационной безопасности: монография. К.: ГУИКТ, 2009. 251 с.
10. Кобозева А.А., Мельник М.А. Формальные условия обеспечения устойчивости стеганометода к сжатию. *Сучасна спеціальна техніка*. 2012. 4(31). С. 60–69.
11. Гонсалес Р., Вудс Р. Цифровая обработка изображений. М.: Техносфера, 2006. 1070 с.
12. Деммель Д. Вычислительная линейная алгебра: теория и приложения. М.: Мир, 2001. 430 с.
13. Кобозева А.А. Основы общего подхода к разработке универсальных стеганоаналитических методов для цифровых изображений. *Праці Одеського політехнічного університету*. 2014. 2. С. 136–146.

СТЕГАНОГРАФИЧЕСКИЙ МЕТОД, УСТОЙЧИВЫЙ К ВОЗМУЩАЮЩИМ ВОЗДЕЙСТВИЯМ

М.Е. Шелест, Т.В. Варда, И.И. Родюк

Одесский национальный политехнический университет,
просп. Шевченко, 1, Одесса, 65044, Украина; e-mail: mishel3141@gmail.com,
tomavarda@gmail.com, ivan.rodiuk1999@gmail.com

К стеганографическим системам выдвигается ряд требований, среди которых одним из основных является требование устойчивости стеганометодов к атакам против встроенного сообщения. Задача обеспечения этого требования не является полностью решенной в настоящее время, остается актуальной. Главной причиной этого является ориентированность математических базисов существующих методов на конкретные атаки против встроенного сообщения. В работе разработан новый метод, устойчивый к возмущающим воздействиям, использующий в качестве контейнера цифровое изображение. Устойчивость метода теоретически обоснована с использованием специфики свойств сингулярных чисел блоков матрицы оригинального изображения: все сингулярные числа являются нечувствительными к возмущающим воздействиям; для большинства $l \times l$-блоков, полученных путем стандартного разбиения матрицы, максимальное сингулярное число значительно превосходит все остальные, что приводит к близости к нулю угла между вектором сингулярных чисел, взятых в порядке убывания значений, и первым вектором стандартного базиса пространства соответствующей размерности. Показано, что устойчивость процесса стеганопреобразования может обеспечиваться при помощи коррекции максимальных сингулярных чисел блоков контейнера, что отвечает достаточному условию нечувствительности стеганосообщения. Используемая специфика сингулярных чисел никак не связана с конкретным видом атаки против встроенного сообщения. Погружение бита дополнительной информации в блок контейнера осуществляется в одну из двух симметричных матриц, которые ставятся в соответствие матрице блока путем виртуального отражения верхнего (нижнего) треугольника относительно главной диагонали. Это обеспечивает пропускную способность организуемого скрытого канала связи $1/l \times l$ бит/пиксель.

Ключевые слова: стеганографический метод, устойчивость метода, атаки против встроенного сообщения, сингулярные числа, симметричная матрица.

STEGANOGRAPHIC METHOD RESISTANT TO DISTURBING INFLUENCES

M.E. Shelest, T.V. Varda, I.I. Rodiuk

Odessa National Polytechnic University,
Shevchenko Ave., 1, Odessa, 65044, Ukraine; e-mail: mishel3141@gmail.com,
tomavarda@gmail.com, ivan.rodiuk1999@gmail.com

A number of requirements are being put forward for steganographic systems. One of the main requirements is the stability of steganomethods against attacks against embedded messages. The task of ensuring this requirement is not completely solved at this time. This task remains relevant. The main reason is the orientation of the mathematical bases of existing methods to specific attacks against the embedded message. Therefore, most of the existing steganographic methods are effective only for specific small attacks. A new method has been developed that is resistant to disturbing influences. This method uses a digital image as a container. The stability of the method is justified theoretically. This justification is based on the specific properties of matrix blocks singular numbers of the original image. All singular numbers are insensitive to disturbing influences, well conditioned. The maximum singular number significantly exceeds all other singular numbers in most $l \times l$-blocks of the image matrix. Blocks obtained as a result of the standard partition of the matrix. Therefore, the angle between the vector of singular numbers and the first vector of the standard basis of the corresponding space is close to zero. In a vector of singular numbers, they are taken in descending order of their values. It is shown that the stability of the stegano process can be ensured by correcting the maximum singular numbers of container blocks. Such a process corresponds to a sufficient condition for the steganomessage to be insensitive to disturbing influences. The specificity of the singular numbers that is used does not depend on the specific type of attack against the embedded message. Embedding a bit of additional information in the container block is carried out in one of two symmetric matrices. These matrices are mapped to the block matrix by virtual reflection of the upper (lower) triangle relative to the main diagonal. This provides the hidden communication channel capacity $1/l \times l$ bit/pixel.

Keywords: steganographic method, method stability, attacks against embedded messages, singular numbers, symmetric matrix.