

*Taras Shevchenko National University of Kyiv
(Faculty of Cybernetics)
International Institute for Applied Systems Analysis (Austria)
Glushkov Institute of Cybernetics of NAS of Ukraine
Ivan Franko National University of L'viv
Lviv Polytechnic National University
System Analysis Committee of Presidium National Academy of
Sciences of Ukraine
Academy of Sciences "Vysha Skola" of Ukraine*

***XV International Conference
PROBLEMS OF DECISION MAKING
UNDER UNCERTAINTIES
(PDMU-2010)***



ABSTRACTS

***May 17-21, 2010
Lviv, Ukraine***

*Taras Shevchenko National University of Kyiv
(Faculty of Cybernetics)
International Institute for Applied Systems Analysis (Austria)
Glushkov Institute of Cybernetics of NAS of Ukraine
Ivan Franko National University of L'viv
Lviv Polytechnic National University
System Analysis Committee of Presidium National Academy of
Sciences of Ukraine
Academy of Sciences "Vysha Skola" of Ukraine*

***XV International Conference
PROBLEMS OF DECISION MAKING
UNDER UNCERTAINTIES
(PDMU-2010)***

May 17-21, 2010

ABSTRACTS

INTERNATIONAL PROGRAM COMMITTEE

A.Nakonechny (Ukraine) – Chairman,
F.Chernousko (Russia), A.Chekriy (Ukraine), J.-F.Emmenegger
(Switzerland), Yu.Ermoliev (Austria), I.Gaishun (Belarus), J.Kaluski
(Poland), V.Korolyuk (Ukraine), A.Kurzhanskii (Russia), A.Lindquist
(Sweden), M.Makowski (Austria), J.Michalek (Czech Republic),
I.Sergienko (Ukraine), Ya.Savula (Ukraine), K.Troitzsch (Germany),
R.Viertl (Austria), O.Zakusylo (Ukraine)

NATIONAL ORGANIZING COMMITTEE

A.Anisimov – Chairman, Ya.Yeleiko – Vice-Chairman,
Ya.Chabanuk – Vice-Chairman,
V.Akimenko, M.Bartish, I.Beyko, M.Bratiichuk, O.Chernyak,
V.Donchenko, O.Iksanov, P.Knopov, E.Lebedev, I.Lyashenko,
V.Marcenyuk, F.Sopronyuk, A.Vlasyuk, V.Zaslavsky, V.Zhyrba

LOCAL ORGANIZING COMMITTEE

P.Zinko - Chairman
I.Kharchenko, V.Shevchenko, O.Lukovych, O.Kucherenko,
O.Kapustyan, S.Voloschik, M.Loseva, T.Korobko, I.Usar,
S.Shahno, S.Semenyuk, U.Himka, O.Pavluchenko

CONTENT*

ЗМІСТ

Aliyev R., Khaniyev T., Bekar N. Asymptotic expansions for first four moments of the ergodic distribution of a Renewal-Reward process with gamma distributed interference of Chance	15
Bakhrushin V.E. Statistical analysis of World University Indexes	18
Birjukov D.S. Distributed decision support system architecture for reliability and safety design.....	19
Chechelnitski A., Demchenko I. Joint diffusion approximation of multichannel queues at the network models with the parallel structure and common flow	20
Dziekański P. Strategic analysis of individuals of territorial council on need undertaking in context of improvement of competitiveness the decision.....	21
Emelichev V.A., Karelkina O.V. On stability of a lexicographic optimum of a combinatorial minimax center location problem	23
Gonchar N. S. Non arbitrage economic dynamics	25
Khmelevsky Yu., Voytenko V., Zagorodniy Yu. Cloud computing infrastructure prototype for university education and research	26
Menzatov L., Lebedev E.A. On income optimization in Erlang's networks	27
Muzychuk A.A. Decision making under incomplete probabilistic information	29
Novotný J., Michálek J., Nakonechniy O.G. A comparison of two methods of Cancer Prevalence Trend Modelling...	30

* *The abstracts are publishing in authors edition*
Тези друкуються в авторській редакції

Rozora I., Lukovych O.	
About an expansion of a class of stochastic processes in series	31
Shchestyuk N.	
Problems of kriging under uncertainties	32
Usar I.	
Steady state distribution for retrieval queues with hysteresis strategies.....	33
Yatsenko V.	
Integrated space-based technologies for analysis of climate change: monitoring, prediction, and risk analysis.....	34
Zaslavska O.V.	
Decision support system for middleman on whole-sale trade markets.....	35
Gnatyshyn O.P.	
On some Gauss-Newton like methods for solving nonlinear least squares problems in reliability.....	36
Аджубей Л.Т., Левко К.І.	
Задача оптимального керування розвитком інноваційних технологій	37
Баев А.В.	
О стабилизационном управлении накопительным фондом с функциями страховой компании.....	38
Бартіш М.Я., Ковальчук О.В., Николайчук Л.В.	
Про один рекурсивний метод розв'язування систем нелінійних рівнянь	39
Бейко І.В.	
Розвиток методів оптимального моделювання для оптимізації реальних процесів в умовах неповних даних	40
Бейко І.В., Демчук С.В.	
Методи моделювання і оптимізації в побудові інформаційних систем підтримки управлінських рішень	41
Бідюк П.І., Гасанов А.С., Омельченко О.С.	
Особенности разповсюдження інформації у мережі Байєса	43
Богаенко В.А., Ляшко Н.И., Кудин В.И.	
Принятие решений при анализе методом базисных матриц плохообусловленных СЛАУ	44
Божанова Т.	
Про задачі векторної оптимізації на транспортних мережах	45

Бондарев Б.В., Кравченко А.В.	
Об оценке неизвестных параметров в процессе Орнштейна-Уленбека со скачками. Стационарный случай.....	46
Бондарев Б.В., Козырь С.М.	
О накрытии интервалом неизвестного параметра при коэффициенте сноса уравнения, возмущённого «физическим» белым шумом.....	47
Бондарев Б.В., Рагуліна О.Ю.	
Про ймовірність банкрутства страхової компанії в узагальненнях моделі Крамера-Лундберга.....	48
Бондарчук Ю. В.	
Щодо виявлення ботів в корпоративній мережі учбового закладу	49
Братійчук М.С.	
Системи обслуговування з повторними вимогами.....	50
Бровченко С.О.	
Слабкі коаліційно-цільові рівноваги	51
Вакуленко Д.В., Сугоняк І. І.	
Експертна система діагностики із використанням підходів традиційної китайської медицини	52
Виклюк Я.І.	
Використання самоафінних фракталів для моделювання внутрішньої структури урбанізованих систем.....	55
Виклюк Я.І., Артеменко О.І.	
Визначення рекреаційної привабливості території адміністративно-територіальних одиниць з використанням нечіткої логіки	56
Власюк А.П., Мартинюк П.М.	
Про одну математичну модель фільтраційної консолідації ґрунту з урахуванням контактного розмиву на основі однофазної задачі стефана.....	57
Гасанов А.С., Бидюк П.И., Федоров А.В.	
Применение интегрированной технологии для анализа временных рядов	59
Геращенко А.П., Харченко І.І.	
Чисельно-аналітичні розв’язки задачі Коші матрично-диференціальних рівнянь та їх застосування	60

Глебена М.І., Цегелик Г.Г.	
Нові чисельні методи нульового порядку для відшукування абсолютного екстремуму негладких і розривних функцій.....	61
Головенко А. Д., Голубев С.О., Черній Д. І.	
Технології виявлення оптимальних режимів функціонування енергогегнеруючих систем, прогнозування небезпечних наслідків техногенних впливів та техногенних катастроф	62
Гольденгорін Б.І., Атаманюк А.В.	
Про задачу маршрутизації	63
Горбатенко М.Ю.	
Мінімаксні оцінки від розв’язків за зашумленими спостереженнями невідомих даних лінійних еліптичних рівнянь, що допускають змішане варіаційне формулювання.....	64
Горбачук В.М., Гаркуша Н.І.	
Загальна рівновага на основі функцій попиту	65
Горун П.П., Кійковська О.І., Кукурба В.Р., Хімка У.Т.	
Стійкість стохастичної оптимізації з Марковськими переключеннями	66
Григоров А.В., Дідковська Б.В., Навродський В.О.	
Моделювання типових зовнішньоторговельних зв’язків України з ЄС за допомогою економетричного інструментарію	67
Гришук Р.Т.	
Взаємодія Гаусових та негаусових складових економічних систем.....	69
Губеладзе А.К.	
Про порядок складності стаціонарних двійкових ланцюгів Маркова.	70
Джалладова І.А.	
Застосування другого методу Ляпунова для дослідження стійкості лінійних стохастичних диференціальних рівнянь.....	72
Добуляк Л. П.	
Використання регресійного аналізу для дослідження сфер впливу на мале підприємництво України	72
Доленко Г.О.	
Багатокритеріальна оцінка рівня ефективності ринку фінансового капіталу	73

Донченко В.С.	
Псевдообернення та лінійні структури в задачах групування інформації	75
Емеличев В. А., Коротков В. В.	
О радиусе устойчивости парето-оптимального инвестиционного портфеля в векторной булевой задаче с критериями риска Сэвиджа .	76
Євгійенко В.В.	
Оптимізація структури системи захисту об'єктів з метою підвищення безпеки їх функціонування	78
Єлейко Я.І., Звізло М.Р.	
Системний аналіз процесів ризику за умов відновлювальних потоків надходжень і виплат	80
Єлейко Я.І., Базилевич І.Б., Тимків Г.Б.	
Гранична теорема для гіллястого процесу з довільним числом типів	81
Жмыхова Т.	
Оценка вероятности разорения страховой компании для различных моделей риска	82
Заславський В.А., Мова С.О.	
Використання ГІС-технологій для науково-технічного супроводження об'єктів критичної інфраструктури	82
Зінько П.М., Чабан А.В.	
Числовий алгоритм для математичної моделі лінійного вузла електричного навантаження	84
Зінько Т.П.	
Обработка мовних сигналів: алгебраїчна фільтрація векторів ознак.....	86
Искендеров А.Д., Ягубов Г.Я., Ибрагимов Н.С.	
Об одной задаче идентификации для стационарного нелинейного уравнения квазиоптики	87
Іксанов О.М., Негадайлов П.А.	
Граничні результати для деяких характеристик моделі ґраток Бернуллі	90
Іксанов О.М., Полоцький С.В.	
Швидкість збіжності в мартингалу пов'язаного з гіллястим випадковим блуканням	91

Калузький Ян	
Применение теории игр в планировании и контроле ресурсов в горнодобывающем предприятии	92
Капустян О.А., Ясинський В.В.	
Задача приближенного синтеза для эволюционного включения субдифференциального типа	92
Касьянюк В.С.	
Про один підхід до оцінювання детермінованих полів на фоні випадкових за даними від n рецепторів	93
Квик М.Я., Цегелик Г.Г.	
Використання методу динамічного програмування для розв'язування задачі визначення найкоротших відстаней в транспортній мережі	94
Кічка Т.О.	
Система прийняття рішень при страхуванні нещасного випадку на виробництві	95
Коркуна Н.М.	
Математичне моделювання динаміки прямих і непрямих податкових надходжень до бюджету України	97
Кудін Г.І.	
Фільтрація підмножин для множини точок в скінченномірному просторі	98
Кузьмінов Є.В.	
Експертна модель прийняття рішень щодо банківського кредитування галузей економіки	99
Кулян В.Р., Юнькова О.О., Рутіцька В.В.	
Процедура оптимізації множини параметрів математичної моделі ..	101
Лимаренко И.В.	
Математическая модель и метод решения задачи оптимального размещения прямоугольников в кольце	102
Лукашів Т.О., Ясинський В.К	
Про асимптотичну стохастичну стійкість в цілому імпульсних стохастичних динамічних систем випадкової структури зі скінченною післядією	103
Ляшенко І.М., Ляшенко О.І., Онищенко А.М.	
Економічні гіпотези та магістральні траєкторії двоїстої динамічної моделі Леонтьєва «витрати-випуск»	105

Макушенко І.А., Філіпенков А.О. Двокритеріальна оптимізаційна задача для багатоканальної стохастичної мережі	107
Малишко С.О., Сапко О.В. Математичні моделі та програмні засоби розв'язання проблеми оптимізації управління проектами	108
Маринич О.В. Асимптотична поведінка часу поглинання спадних ланцюгів Маркова	110
Марценюк В.П., Семенець А.В. Аналіз складності алгоритму автоматизованого проектування тест- білетів в інформаційній системі перевірки знань в медичній освіті..	111
Марценюк В.П., Вакуленко Д.В., Сверстюк А.С., Кучвара О.М. Математичні методи системного аналізу медико-біологічних процесів	112
Махорт А.П. Про вплив стратегій поведінки споживачів на рівновагу у відкритій економічній системі	114
Мащенко С.О., Чуба Л. В. Рівноваги в умовах несиметричної інформованості гравців	115
Меньшиков Ю.Л. Критерій функціональної відтворюваності входу динамічної системи	116
Мироненко Д.М., Мановицька Д.О. Експериментальне дослідження задачі оптимізації доходу власника підприємства	117
Назарага І.М. Рівноважний підхід у математичному моделюванні економіки України	118
Наконечний О.Г., Репецький С.П., Стащук Б.В. Оцінювання функціоналів від розв'язків матричних рівнянь Сільвестра в умовах невизначеності.....	119
Наконечний О.Г., Стащук Б.В. Моделювання температурних та концентраційних залежностей електропровідності складних металевих систем	120

Нікітін А.В.	
Існування і єдиність розв'язків загальних стохастичних диференціальних рівнянь Іто-Скорохода у Гільбертовому просторі.....	121
Нікітченко М.С., Шкільняк С.С.	
Композиційно-номінативні логіки над даними із складними іменами	122
Ночвай В.І.	
Прийняття рішень в системах управління якістю повітря	123
Огородник Н.П.	
Про одну модифікацію рекурсивного методу Ньютона мінімізації функцій.....	124
Павличко В.В., Ключин Д.А.	
Керування процесом нагрівання біологічних тканин ультразвуком .	126
Павлюченко О. Г.	
Використання обмежень та деяких припущень для задач в умовах ризику	127
Пароля Н.Р., Єлейко Я.І.	
Обривні керовані Марковські процеси на скінченному інтервалі часу для злічених моделей	127
Пашко А.О.	
Розподіл супремуму субгауссових кратних рядів	128
Пономарьов В.Д.	
Апроксимація характеристик системи з повторними викликами.....	129
Притула Н.М., Пянило Я.Д., Притула М.Г.	
Управління транспортом газу в умовах невизначеності.....	130
Притула Н.М., Пянило Я.Д., Притула М.Г.	
Управління режимами роботи підземних газосховищ в умовах невизначеності	132
Притула М.Г., Шпакович Р.Р.	
Адаптивне оптимальне ведення поїзду в умовах невизначеності	134
Прищепа О.В.	
Про систему з повторними викликами, керовану гістерезисною стратегією	135
Прядко О.Я., Цегелик Г.Г.	
Оптимізація розподілу інвестиційних коштів банку для фінансування проектів за допомогою методу динамічного програмування.....	137

Рабик Л.В., Єлейко Я.І. Використання розподілів відмінних від нормального для знаходження дохідності та ризику інвестиційного портфеля	138
Родіонова О.А. Програма розв’язування багатокритеріальних задач на полікомбіна-торних множинах.....	139
Романчук Я., Дем’янчук С. Програмна реалізація методу динамічного програмування	140
Романчук К.Г., Стефанишин Д.В. Особливості оптимізації структурної надійності системи з автоматичним перемиканням на резерв	141
Романюк В. В. Обчислювальний метод реалізації оптимальної змішаної стратегії у матричних іграх	142
Рудик В.О. Розробка і аналіз алгоритмів прогнозування третинної структури протеїну у просторі.....	144
Рутицька В. В., Степанов О. В. Моделювання залежностей методами Монте-Карло та нечіткої логіки	146
Рутицька В.В., Тютюнник Т.І. Модель Квазі-Шарп та її застосування при оптимізації інвестиційних операцій	147
Сахно Н.В., Каденко І.М. Обґрунтування та прийняття рішення при визначенні оптимальних обсягів контролю теплообмінних труб парогенераторів АЕС в умовах невизначеності стану об’єкту контролю	148
Сахно Н.В., Каденко І.М. Неруйнівний контроль як інструмент для прийняття рішень щодо зниження ризику експлуатації АЕС.....	149
Семенов В.В. Статистичні моделі дослідження суспільної поляризації в Україні: 1999-2007	150
Семенова Н. В., Долгополов И.Н. Многокритериальная оптимизация процессов медицинской диагностики в компьютерных сетях	152

Семенюк С.А.	
Асимптотична стійкість еволюційних систем з імпульсними Марковськими збуреннями.....	153
Сіренко І.П., Сіренко С.І.	
Про критерії нечіткої кластеризації фітоценозів	154
Слабоспицький О.С., Слабоспицький О.О.	
Оцінювання параметрів лінійних систем в умовах невизначеності з врахуванням додаткової інформації	155
Сосюрка О.С.	
Особливості моделювання і стратегія розв'язку задачі покриття компактної багатогранної множини мінімальною кількістю конгруентних прямих паралелепіпедів	156
Стеля І.О.	
Моделирование речевого аппарата человека в задачах компьютерного синтеза	157
Стеля О.Б.	
Оптимізація дренажу при захисті населених пунктів від підтоплення	158
Стефанишин Д.В., Романчук К.Г.	
Про оцінку ймовірності аварії на Саяно-Шушенській ГЕС	159
Стефанишина Ю.Д., Стефанишин Д.В.	
Прогнозування ймовірних збитків від паводків в басейні ріки Тиса на основі нечіткого моделювання з використанням екстраполяцій	160
Сушко О.М., Загородній Ю.В.	
Порівняльний аналіз параметрів моделі росту популяцій з врахуванням вірусної інфекції	162
Терент'єва Л.С.	
Оцінка ризику дефолту фірми для n-стрижкової моделі внутрішньої доходності	163
Тимофієва Н.К.	
Задачі комбінаторної оптимізації та гібридні алгоритми	164
Урманчева Л.Б., Урманчев В.І.	
Нові критерії вибору проекту	165
Харченко І.І., Куценко І.А., Лях М.А.	
Багатовимірні сплайн-функції на хаотичній сітці та їх використання для оптимізації параметрів технічних систем.....	166

Хімка У.Т., Чабанюк Я.М., Будз І.С.	
Генератор процедури стохастичної оптимізації з дифузійним збуренням	167
Хомич С.В., Кінаш О.М.	
Модель Леонтьєва-Страута як гравітаційна модель.	168
Чечельницький О.А., Кучеренко О.В.	
Асимптотичні властивості лінійної мережевої моделі систем обслуговування з повторними зверненнями	169
Чухрай В.Є.	
Оптимізація технологій розбирання та складання машин	171
Чухрай Л.В.	
Мінімаксе оцінювання параметрів для параболічної задачі в умовах невизначеності	172
Шарапов М.М.	
Про зменшення розмірностей перколяційних матриць	174
Шатирко А.В.	
Якісний аналіз нелінійних систем регулювання нейтрального типу в умовах невизначеності	176
Шахно С.М., Ярмола Г.П.	
Застосування методів типу хорд до нелінійних задач теплопровідності.....	176
Шахно С.М.	
Ітераційно-різницькі методи розв'язування нелінійних операторних рівнянь	177
Шкільняк О.С.	
Композиційно-номінативні темпоральні логіки функціонально-екваційного рівня.....	178
Ємець О.О., Ємець Ол-ра О.	
Формалізація розміщення нечітких прямокутників	179
Гребеннік І.В.	
Опис, генерація та перелічення класів комбінаторних множин, що мають спеціальні властивості.....	181
Бомба А. Я., Теребус А. В.	
Системний підхід і метод квазіконформних відображень моделювання одного класу малопросторових ідеальних полів за умов керування	183

Сеньо П.С., Анісімова Н.О.	
Ефективний інтервальний ітераційний метод високого порядку збіжності для розв’язування систем трансцендентних рівнянь	184
Івохін Є.В., Бабанін С.О.,	
Про один алгоритм прийняття рішень в ситуації з нечіткими даними	185
Касьянов А.А.	
Асимптотичні властивості узагальненої багатоканальної мережі з двовимірним пуассонівським вхідним потоком вимог	186
Савула Я.Г., Щербата Г.М., Щербатий М.В.	
Моделювання і оптимізація рівня накопичення полютантів у рослинах	188
Перекуда А.	
Проблема диверсифікації портфелю цінних паперів та метод обчислення його дисперсії	189
Гребеннік І.В., Камак Г.В., Шеховцов С.Б.	
Задача трансляційного багатокутного включення зі змінними метричними характеристиками	190
Ковальчук П.І., Демчук О.С.	
Прийняття рішень в інформаційно-аналітичній системі оцінки екологічного стану басейну малої ріки	192
Власюк А.П., Грабоус І.В.	
Математичне моделювання міграційних процесів народонаселення в одновимірному випадку	194
Власюк А. П., Багнюк О.М.	
Локалізація місцеположення джерела забруднення в одновимірній стаціонарній задачі масопереносу	196
Філатова І.А.	
Чисельне дослідження впливу масопереносу на напружено-деформований стан ґрунтового масиву при наявності рухомої вільної поверхні ґрунтових вод	198

**ASYMPTOTIC EXPANSIONS FOR FIRST FOUR MOMENTS OF
THE ERGODIC DISTRIBUTION OF A RENEWAL-REWARD
PROCESS WITH GAMMA DISTRIBUTED INTERFERENCE OF
CHANCE**

Rovshan Aliyev^{a,b}, Tahir Khaniyev^{c,d}, Nurgul Okur Bekar^e

^a Karadeniz Technical University, Department of Statistics and Computer
Sciences, 61080, Trabzon, Turkey

^b Baku State University, Department of Probability Theory and
Mathematical Statistics, Baku, Azerbaijan

^c TOBB University of Economics and Technology, Department of
Industrial Engineering, Ankara, Turkey

^d Institute of Cybernetics of Azerbaijan National Academy of Sciences,
Baku, Azerbaijan

^e Karadeniz Technical University, Department of Mathematics, 61080,
Trabzon, Turkey

Let $\{\xi_n\}$ and $\{\eta_n\}$, $n \geq 1$ be two independent sequences of random variables defined on any probability space $(\Omega, \mathfrak{F}, P)$, such that variables in each sequence are independent and identically distributed. Introduce also, sequence of random variables $\{\zeta_n\}$, $n \geq 1$ which describes a discrete interference of chance and forms an ergodic Markov chain with gamma stationary distribution with parameters (α, λ) , $\alpha > 0$, $\lambda > 0$. Suppose that ξ_i 's and η_i 's take on positive values and their distribution functions are denoted by $\Phi(t)$ and $F(x)$ respectively.

Using the initial sequences of the random variables $\{\xi_n\}$ and $\{\eta_n\}$, define the following renewal sequences $\{T_n\}$, $\{S_n\}$:

$$T_n = \sum_{i=1}^n \xi_i, \quad S_n = \sum_{i=1}^n \eta_i, \quad T_0 = S_0 = 0, \quad n \geq 1.$$

Moreover, define the sequence of integer-valued random variables $\{N_n\}$, $n \geq 0$, as follows:

$$N_0 = 0, \quad N_1 = N(v) = \inf \{k \geq 1 : S_k > v\}, \quad v > 0;$$

$$N_{n+1} \equiv N_{n+1}(\zeta_n) = \inf \{k \geq N_n + 1 : S_k - S_{N_n} > \zeta_n\}, \quad n \geq 1,$$

where $\inf(\emptyset) = +\infty$ is stipulated.

$$\text{Put } \tau_0 = 0; \quad \tau_1 = T_{N_1} = \sum_{i=1}^{N(v)} \xi_i; \quad \tau_{n+1} \equiv \tau_{n+1}(\zeta_n) = T_{N_{n+1}} = \sum_{i=1}^{N_{n+1}} \xi_i,$$

$n \geq 1$, and define $\nu(t)$ as: $\nu(t) = \max \{n \geq 0 : T_n \leq t\}$, $t > 0$.

We can now construct desired stochastic process $X(t)$ as follows:

$$X(t) = \zeta_n - S_{\nu(t)} + S_{N_n}, \text{ if } \tau_n \leq t < \tau_{n+1}, \quad n \geq 0, \text{ where } \zeta_0 = v \text{ and } S_{\nu(\tau_n+0)} = S_{N_n}.$$

We call the process $X(t)$ as “renewal-reward process with a gamma distributed interference of chance”.

Denote

$$A_k = \frac{r_{k+1}(\alpha)}{k+1}; \quad B_k = \frac{m_2 (\alpha-1)k}{2m_1 \alpha(k+1)} r_k(\alpha);$$

$$C_k = \left(\frac{m_2^2(1-k)}{4m_1^2 \alpha} - \frac{m_3}{6m_1} \right) r_{k-1}(\alpha); \quad m_k = E(\eta_1^k);$$

$$r_k(\alpha) = \frac{\Gamma(\alpha+k)}{\alpha \Gamma(\alpha)}, \quad k = \overline{1, 4}; \quad \Gamma(\alpha) = \int_0^\infty x^{\alpha-1} e^{-x} dx \text{ is Euler's gamma}$$

function.

Theorem 1. *Let the initial sequences of the random variables $\{\xi_n\}$, $\{\eta_n\}$ be satisfied the following supplementary conditions:*

1) $E\xi_1 < \infty$; 2) η_1 is non-arithmetic random variable; 3)

$$m_3 \equiv E(\eta_1^3) < +\infty.$$

Then, the following three-term asymptotic expansion for the first four ergodic moments of the process $X(t)$ can be written, for every $\alpha > 0$, as $\lambda \rightarrow 0$:

$$E(X^k) = \frac{A_k}{\lambda^k} + \frac{B_k}{\lambda^{k-1}} + \frac{C_k}{\lambda^{k-2}} + o\left(\frac{1}{\lambda^{k-2}}\right),$$

where $E(X^k) = \lim_{t \rightarrow \infty} E(X^k(t))$, $k=1,2,3,4$.

Corollary 1. *Under the conditions of the Theorem 1, the following asymptotic expansion can be written for the variance ($\text{Var}(X)$) of the ergodic distribution of the process $X(t)$, as $\lambda \rightarrow 0$:*

$$\text{Var}(X) = \frac{A_2 - A_1^2}{\lambda^2} + \frac{B_2}{\lambda} + C_2 - 2A_1B_1 + o(1).$$

Corollary 2. *Let the conditions of the Theorem 1 be satisfied. Then the following asymptotic equivalences can be written for the skewness (γ_3) and kurtosis (γ_4) of the ergodic distribution of the process $X(t)$, as $\lambda \rightarrow 0$:*

$$\gamma_3 \sim \frac{A_3 - 3A_1A_2 + 2A_1^3}{\sqrt{A_2^3 - 3A_1^2A_2^2 + 3A_1^4A_2 - A_1^6}},$$

$$\gamma_4 \sim \frac{A_4 + 12A_1^2A_2 - 6A_1^4 - 3A_2^2}{A_2^2 - 2A_1^2A_2 + A_1^4}.$$

References

1. R.Aliyev, T.Khaniyev, N.Okur Bekar. Weak convergence theorem for the ergodic distribution of the renewal- reward process with a gamma distributed interference of chance, Theory of Stochastic Processes, vol.15(31), 2009, issue 2, pp.42-53.
2. M.Brown, H.Solomon. A second-order approximation for the variance of a renewal reward process, Stochastic Processes and Applications, 3 (1975), 301-314.
3. A.Csenki. Asymptotics for renewal-reward processes with retrospective reward structure, Operation Research and Letters, 26 (2000), 201-209.
4. I.I.Gihman, A.V.Skorohod. Theory of Stochastic Processes II, Springer, Berlin, 1975.
5. T.A.Khaniyev, T. Kesemen, R.T.Aliyev, A.Kokangul. Asymptotic expansions for the moments of a semi-Markovian random walk with an exponential distributed interference of chance, Statistics and Probability Letters, 78 (6) (2008), 785-793.

STATISTICAL ANALYSIS OF WORLD UNIVERSITY INDEXES

Bakhrushin V.E.

Vladimir.Bakhrushin@zhu.edu.ua

Different university indexes are widely used for decision making at higher education. These indexes may be common or specialized, depending of their application area.

In these report the results of statistical analysis are presented for such indexes: R1 – Top 500 world universities (ARWU or Shanghai ranking)-2008; R2 – The Times Good university guide 2008 (Great Britain universities ranking) and R3 – Ukrainian Top-200 universities ranking (Dzerkalo Tyzhnya). Two types of parameters were studied – empirical distribution functions and correlation between ranking components.

It is shown, that R1 and R2 distribution functions may be represented by the model of two normal components sum and R3 – by homogeneous lognormal distribution function (fig 1). For R1 and R2 the main reason of inhomogeneity is the presence of universities with low score at research components of total rank. Thus for R1 among the first 100 universities there are 23 ones with zero result for one component and 3 with zero results for two of six rank components.

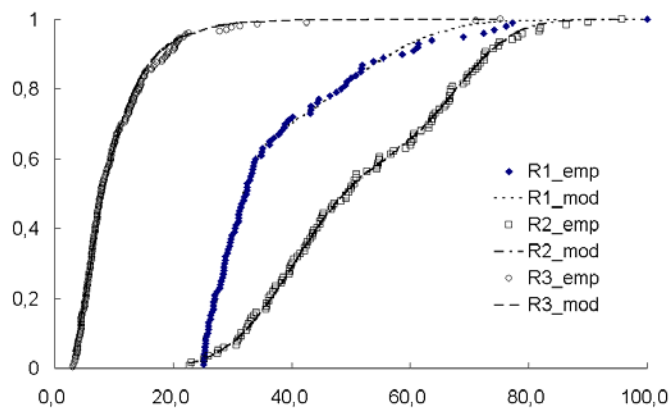


Fig. 1. Distribution functions of university rankings (R2 ranks are normalized as $R2^*/10$)

DISTRIBUTED DECISION SUPPORT SYSTEM ARCHITECTURE FOR RELIABILITY AND SAFETY DESIGN

D.S. Birjukov

National Taras Shevchenko University of Kyiv, Ukraine

birjukov@unicyb.kiev.ua

Reliability and safety are basic requirements for modern large-scale technical systems contained in critical infrastructure (NPP, energy-supply networks, water reservoirs, gas-transportation stations and pipelines). Therefore, accurate analysis based on mathematical methods [1] has to be performed using specialized software to manage technical and organizational measures and provide systems' reliability and safety. Typically, reliability design software is a separate application, which works on user's computer (like SAPHIRE that used for the NPP safety analysis [2]), it is very expensive, and requires staff training. Moreover, reliability and safety analyses are performed on existing paradigm that causes: (a) the analysis is an isolated kind of work within systems' design, using RBD, FTA, Event Trees methodology; (b) binary models are used, when only two marginal states of systems' components (failure and perfect functioning) are considered; (c) active redundancy is described as a parallel connection in RBD, but in practice it is necessary to consider more difficult technical mechanisms (cold redundancy using multi-visional components).

In this report architecture of distributed DSS for reliability and safety design is considered. DSS composed of server and client parts. The server part contains computational (algorithmic), database support, information security and administration modules. Client part provides visualization for reliability and safety design based on multi-state model (allows consider of several failure modes and different performance quality levels). DSS architecture allows extending an existing CAD software due including server request completing module. All data interchange between client's application and server part is encoded to provide high level of information security.

References

1. *Ushakov I.* Handbook of Reliability Engineering. – N.-Y.: Wiley, 1994. – 354 p.
2. *Smith C.L., Knudsen J.K., Kvarfordt K., Wood S.T.* Key Attributes of the SAPHIRE Risk and Reliability Analysis Software for Risk-Informed Probabilistic Applications // *Reliab. Eng-ng Sys. Safety.*-93.-2008.- P.1151–1164.

**JOINT DIFFUSION APPROXIMATION OF MULTICHANNEL
QUEUES AT THE NETWORK MODELS WITH THE PARALLEL
STRUCTURE AND COMMON FLOW**

Chechelnitzki A., Demchenko I.

Taras Shevchenko National University of Kyiv
che@unicyb.kiev.ua

We will consider a model of the parallel structure with the r multichannel systems $[M / M / \infty]$ and with the common input flow of customers. We suppose also that customers arrive simultaneously from outside and give a service individually at the each station. After completing server in only one station they depart the model. We assume that sequences of interarrival times and service times form mutually independent sequences of identically distributed random variables. The interarrival times I_j have the exponential distribution with parameter λ and service times at the i th station ($i=1, r$) have the exponential distribution with parameter μ_i .

Theorem. The sequence of stochastic processes $\xi_n^i(t) = n^{-1/2} (Q_i(nt) - n\alpha_i)$, where $Q_i(t)$ is a number of customers at the i -th station ($t \geq 0$), $\alpha_i = \lambda / \mu_i$, ($i=1, r$) converges for any segment $[0, T]$ in uniform metric to diffusion process $\xi(t)$ satisfying the following equation

$$d\xi(t) = a(\xi(t))dt + BdW(t), \quad \text{where}$$

$$a(\xi(t)) = (-\mu_1 \xi_1(t), \dots, -\mu_r \xi_r(t)) \quad \text{and} \quad \text{diffusion matrix}$$

$$B^2 = \begin{pmatrix} 2\lambda & \lambda & \dots & \lambda \\ \lambda & 2\lambda & \lambda & \lambda \\ \vdots & \lambda & \ddots & \lambda \\ \lambda & \dots & \lambda & 2\lambda \end{pmatrix}$$

References

1. Chechelnitzki A.A., (1999) Asymptotical properties of Erlang Queueing systems with dependent Poisson input flow. Top, v.7, 221-229.

**STRATEGIC ANALYSIS OF INDIVIDUALS OF TERRITORIAL
COUNCIL ON NEED UNDERTAKING IN CONTEXT OF
IMPROVEMENT OF COMPETITIVENESS THE DECISION**

**dr Paweł Dziekański
iekon@pu.kielce.pl**

Entering in era of economy leaning on knowledge, we pass me the matter not always, that such her naming the state considerable simplifying. This is not the knowledge it is the new basis of economy, but rather the bundle of immaterial. More and more more essential these aspects of economic life become and business, which they are secret, difficult to singling out and analysing. Growth of meaning of fields such is proofs of such approach, as the management the knowledge, immaterial economy, or the measurement of intellectual capital. Immaterial supplies the most often be identified with supplies of knowledge and treated interchangeably.

The efficiency of administering in today's times with measure of competitive ability turns out often information. Only thanks effective computer system possible delivering immediate information is, which will permit on undertaking proper decisions. Therefore then informative system is determinant of her competitiveness today and market position. To system fulfilled placed in him hopes, tj. delivered complex information about all aspects of working. It has therefore to integrate with all sections information.

The analysis is the method of meeting of objects and he mislaid on elements the folded by them phenomena the straight lines and examining of connections between these elements, particularly the cause - effect dependences. It was one should was underline, that the analysis should permit from one side on settlement, or the hitherto exists activity gave the intentional effects (the analysis the ex the fast), from second meanwhile on qualification of directions and the ways of improvement of more far activity (the analysis the ex the ante).

The economic analysis is the method the scientific conduct, which depends on investigation of phenomena and the economic processes and division their on component elements, detecting between these elements the causal relationships, on of causes of changes setting in studied object as the whole identifications as well as on removal the generalizing conclusions, which they result with conducted opinions.

Using information come from with analysis strategic planning, it is one of basic conditions effective management commune at present or

administrative district. Practically situated and realized process strategic planning:

- it on foreseeing in future problems as well as it prepares powers and local community to advice me with them;
- it steers working and it helps to solve in proper time problems;
- it on articulating the businesses of local community as well as dialogue facilitates political among occupants and powers populaces / administrative district;
- local capital activates as well as it mobilizes to activity all on thing development populaces / administrative district.

It is the main effect of process of strategic planning the current strategy the local development, which usually:

- state basis to management commune / administrative district as well as to leadership the transparent local policy, in this the policy of spatial commune (as point the exit to preparing of study of conditioning and the directions of the farm implements spatial commune);
- it informs about conditions of activity at commune or you will say;
- it contains for investors marketing offer or state basis to her preparing;
- credibility raises in the face partners and external investors;
- the state formal the and practical basis to the preparation of conclusions about funding from external sources (national and foreign).

This characterizes first of all knowledge this, that in economy:

- it was can't enterprise treat as executive individual exclusively; one should to treat it as independent subject, realizing one's aims and possessing wide the range of function;
- enterprise does not be set on survival exclusively;
- majority enterprises be set on development;
- it was can't treat as closed system enterprise, but as object the investigations in categories of open system, related with surroundings closely.

The basic stages of procedure of economic analysis:

1. Defining the object of investigations.
2. Choice of criterion of opinion.
3. Choice of adequate measure.
4. Settlement of pattern of reference.
5. Qualification of deviations.
6. Putting preliminary hypothesis, formulating model and execution causal analysis.

7. Putting diagnosis.
8. Settlement of workings rationalizing.

Creation of such team of cognitive methods is the thing of economic analysis and the investigative centres which would make possible quick and simultaneously concrete the and well-founded study of conclusions can to be the basis of proper efficient decisions.

Economic analysis aims to settlement czy and in what degree economic activity stays in agreement with principle rational working; it concerns then the reached state how and the projects of future working.

Literature.

1. J. Kisielnicki, Systemy informacyjne biznesu, Warszawa 1999.
2. J. Adair, Podejmowanie decyzji, Warszawa 1998.
3. M. Sierpińska, T. Jachna, Ocena przedsiębiorstwa według standardów światowych, PWN, Warszawa 2006.
4. L. Bednarski, Analiza finansowa w przedsiębiorstwie, PWE, Warszawa 2006.
5. Brownlie D., Analiza otoczenia [w:] Podręcznik marketingu, red. M.J. Thomas, Warszawa 1998.
6. Diffenbach J., Corporate Environmental Analysis in Large US Corporations, „Long Range Planning” 1983, nr 16 (3).
7. Gierszewka G., Romanowska M., Analiza strategiczna przedsiębiorstwa, PWE, Warszawa 1998.
8. J. Penc, Decyzje w zarządzaniu, Kraków 1997.

ON STABILITY OF A LEXICOGRAPHIC OPTIMUM OF A COMBINATORIAL MINIMAX CENTER LOCATION PROBLEM

V.A. Emelichev, O.V. Karelkina

Belarusian State University

emelichev@bsu.by, olga.karelkina@gmail.com

Problems of finding the «best» location of several facilities abound in practical situations. For instance, in the problems which involve the location of emergency facilities it is required to minimize the largest travel distance to any consumer from its nearest facility (center). If there are several types of costs which have to be minimized, the vector variant of the center location problem arises. Let us consider this problem in the following formulation.

Let $N_m = \{1, 2, \dots, m\}$ be the set of possible points (centers) of suppliers

(equipment, storehouses, facility and etc.) location, N_n be consumers (clients) location, a_{ijk} be the cost connected with delivery of required quantity of products from point $i \in N_m$ to $j \in N_n$ with criterion $k \in N_s$. A is a three-index matrix of size $m \times n \times s$ with elements a_{ijk} from $\mathbf{R}$.

Let on the set $T \subseteq 2^{N_m}$ the vector function $f(t, A) = (f_1(t, A), f_2(t, A), \dots, f_s(t, A))$ is defined with «bottle neck» criteria:

$$\text{MINMAX} \quad f_k(t, A) = \max_{j \in N_n} \min_{i \in t} a_{ijk} \rightarrow \min, \quad k \in N_s.$$

Under the lexicographic (s - criteria) problem

$$Z^s(A) : \text{lex min} \{ f(t, A) : t \in T \}$$

we understand the problem of finding the set of lexicographic optima $L^s(A)$, which satisfies the following sequence of inclusions (see, e. g., [1]):

$$T \supseteq L_1^s(A) \supseteq L_2^s(A) \supseteq \dots \supseteq L_s^s(A) = L^s(A),$$

where $L_k^s(A) = \text{Arg min} \{ f_k(t, A) : t \in L_{k-1}^s(A) \}$, $k \in N_s$, $L_0^s(A) = T$.

If $s = 1$ and for any trajectory $t \in T$ the equality $|t| = p$ holds, where p is an integer which satisfies the inequalities $1 \leq p \leq m - 1$, then the considered problem turns to the well-known p - center problem (see, e. g., [2 - 4]).

A lexicographic optimum $t \in L^s(A)$ of the problem $Z^s(A)$ is called stable if the following formula holds $\exists \varepsilon > 0 \quad \forall A' \in \Omega(\varepsilon) \quad (t \in L^s(A + A'))$,

where $\Omega(\varepsilon) = \{ A' \in \mathbf{R}^{m \times n \times s} : \|A'\| < \varepsilon \}$, $\|A'\|$ is a certain matrix norm associated with A' .

$$\text{Set} \quad g_{jk}(t, A) = \min_{i \in t} a_{ijk},$$

$$J_k(t, A) = \{ j \in N_n : f_k(t, A) = g_{jk}(t, A) \},$$

$$N_{jk}(t, A) = \{ r \in t : f_k(t, A) = g_{jk}(t, A) = a_{rjk} \}.$$

Theorem. A trajectory $t \in L^s(A)$, $s \geq 1$, is stable if and only if the following formula holds

$$\forall k \in N_s \quad \forall j \in J_k(t, A) \quad \forall t' \in L_k^s(A) \quad (N_{jk}(t, A) \supseteq N_{jk}(t', A) \neq \emptyset).$$

References

1. Ehrgott M. Multicriteria Optimization (2nd edn). Berlin-Heidelberg: Springer, 2005. - 323 pp.
2. Discrete location theory. Ed. By Mirchandani P., Francis R. New York: John Wiley and Sons, 1990. - 555 pp.
3. Christofides N. Graph theory. An algorithmic approach. New York: Academic Press, 1975. - 415 pp.
4. Daskin M. S. Network and discrete location: models, algorithms and applications. New York: John Wiley and Sons, 1995. - 520 pp.

NON ARBITRAGE ECONOMIC DYNAMICS

Gonchar N. S.

Bogoliubov Institute for Theoretical Physics, Kiev,
mhonchar@i.ua, mgonchar@bitp.kiev.ua

Theorem. Let technological maps $F_i^t(x)$, $x \in X_1^{i,t}$, $i = \overline{1, m}$, describing the economy system production be convex down, belong to the CTM class and let a productive economic process $Q^t(p, z)$, a family of income pre-function $K_i^{0,l}(p, z)$, $i = \overline{1, l}$, and property vector $b_i^t(p, z)$, $i = \overline{1, l}$, be continuous maps of variables $(p, z) \in K_+^n \times \Gamma_t^m$, and also let there exist a constant $d_i^t > 0$ does not depending on (p, ω_0^t) such that

$$D_i^t(p) = K_i^t(p, \xi_0^i(p, \omega_0^t)) > d_i^t > 0, \quad p \in P^t \cap K_+^n,$$

then for every continuous demand matrix and realization of random field of decision making by firms, i.e. with probability 1, there exists an equilibrium strictly positive price vector $p^t \in C_{\delta^t}$, $t = \overline{1, N}$, satisfying the set of equations

$$\sum_{i=1}^l \gamma_{ik}^t(p^t) D_i^t(p^t)$$

$$= p_k^t \left[\sum_{i=1}^m [y_{ki}^t(p^t) - x_{ki}^t(p^t)] + \sum_{i=1}^l b_{ki}^t(p^t, z^t(p^t)) \right], \quad k = \overline{1, n}, \quad t = \overline{1, N}.$$

The economy dynamics is non arbitrage one with the set of functions $f^t(x) = \tau x$, $t = \overline{1, N}$, $1 \geq \tau > 0$, if the following inequalities

$$A^{t+1} \leq r_0^{t+1} A^t L_0^t (1 + \bar{\alpha} L_1^{t+1} A^{t+1}), \quad t = \overline{1, N-1}.$$

hold.

References

1. Gonchar N.S. Mathematical foundations of information economics. - Kiev: Bogoliubov Institute for Theoretical Physics, 2007. - 464 pp.

CLOUD COMPUTING INFRASTRUCTURE PROTOTYPE FOR UNIVERSITY EDUCATION AND RESEARCH

Yu. Khmelevsky, V. Voytenko, Yu. Zagorodniy
Khmelevsky@acm.org, volodymyr.voytenko@kingsu.ca,
yuzagor@ukr.net

According to the National Institute of Standards and Technology, cloud computing is defined as “a model for enabling convenient, on-demand network access to a shared pool of configurable computing resources (e.g. networks, servers, storage, applications, and services) that can be rapidly provisioned and released with minimal management effort or service provider interaction” [1].

In this paper we provide an overview of the cloud computing paradigm and discuss its application in the form of a prototype for collaboration between academic institutions. “Cloud computing” is increasing in popularity nowadays, but many organizations understand cloud computing in different ways. Although almost everyone acknowledges the importance of more efficient resource utilization and the new paradigm of computing as a shift from desktop and main frame applications to the client-server, distributed, multi-processing, n-tier, grid and, finally, to the cloud computing paradigm. We briefly analyze the cloud computing approach of computation and describe our current and accomplished educational and research projects, related to the discussed topic and our experience with educational infrastructure design. Then we evaluate the successful implementations of cloud computing models at educational institutions and the different ways to implement cloud computing.

As the results we present our research and education prototype for education infrastructures which is ready for experiment. In the conclusion, we summarize the results and provide a description for taking cloud computing infrastructure implementation and development to the next step.

Reference

- [1] Mell P., and Grance T. 2009. Effectively and Securely Using the Cloud Computing Paradigm, National Institute of Standards and Technology, Information Technology Laboratory.

ON INCOME OPTIMIZATION IN ERLANG'S NETWORKS

Menzatov L., Lebedev E.A.

National Taras Shevchenko University of Kyiv, Ukraine

leb@unicyb.kiev.ua

The optimal control problem of total flow often arises in operation of cellular mobile communications networks. The total flow of calls is produced by subscribers who are accessible, say, for “r” basic stations in neighbouring service cells of network.

To originate the mathematical foundation for the practice situation we use a stochastic star-shaped network consisting of “r” Erlang's systems with losses ([1], p. 49). An input flow at the i-th node is decomposed in sum of two flows. The first flow is generated by subscribers who can be served exceptionally in the i-th node. The second flow is a portion of total one determined by control parameters $q_i \geq 0$, $\sum_{i=1}^r q_i = 1$. It is suggested that the call arising at the network input is directed to the i-th node with probability q_i .

Let $Q'(t) = (Q_1(t), \dots, Q_r(t))$ be a service process of the network, where $Q_i(t)$ is the number of occupied servers in the i-th node at the instant of time t. Under a total hypothesis which is satisfied, as a rule, in practice for $Q(t)$, $t \geq 0$, there exists a stationary regime. Via Q_i we will denote the number of occupied servers in the i-th node in the stationary regime.

Let C_i be an income due to the service process of a call in the i-th node. Then $\sum_{i=1}^r C_i E Q_i$ is the mean income in stationary regime caused by

functioning of the network as a whole. From here we deal with the following problem of income maximization in the network:

$$E(q_1, \dots, q_r) = \sum_{i=1}^r C_i E Q_i \rightarrow \max, \quad (1)$$

$$q_i \geq 0; \quad i = 1, 2, \dots, r; \quad \sum_{i=1}^r q_i = 1. \quad (2)$$

Much as a risk is evaluated in financial analysis ([2], p. 140-171) we will suggest that the risk of the income expected in stationary regime is given by the variation $V(q_1, \dots, q_r) = \text{Var} \sum_{i=1}^r C_i Q_i$. Thus, we obtain the following optimization problem:

$$V(q_1, \dots, q_r) \rightarrow \min, \quad (3)$$

$$E(q_1, \dots, q_r) = E_0, \quad (4)$$

$$q_i \geq 0; \quad i = 1, 2, \dots, r; \quad \sum_{i=1}^r q_i = 1. \quad (5)$$

The optimization problems (1) - (5) are similar to the corresponding problems of linear and quadratic programming for the multi-channel networks considered in the work [3]. However, now the functionals $E(q_1, \dots, q_r)$ and $V(q_1, \dots, q_r)$ are significantly complicated. In the present work for the Markov case we have proposed an effective algorithm to seek the optimal parameters controlled the network input.

References

1. Gnedenko B.V., Kovalenko I.N. Introduction to queuing theory. - Moscow: ComBook, 2005. - 400 pp.
2. Vitlinskiy V.V., Verchenko P.I. Analysis, simulation and control of economic risk. - Kiev: KNEU, 2000. - 292 pp.
3. Lebedev E.A., Makushenko I.A. Risk optimization for multi-channel stochastic networks. - Kiev: NLUV, 2007. - 65 pp.

DECISION MAKING UNDER INCOMPLETE PROBABILISTIC INFORMATION

Muzychuk A.A.

Ivan Franko Lviv national university

emit@ukr.net

Decision making under uncertainty is the task that appears in many types of human activity. Decision situation is usually set with a triple (A, F, S) , where A is a finite set of alternatives, F - payoff matrix and S - is set of states of environment. To choose the best alternative decision maker (DM) selects proper criteria. This selection is based on available prior information and his experience and attitude towards risk. As the additional information is not always reliable and/or complete the most interesting case is when the decision is made under partial prior information. Accordingly to the problem the DM can apply well known criteria Hurvitz, Hodge-Leman or [1, 2].

In general such criteria can be presented as follows:
 $a^* \in \arg \max_{a_i \in A} \{\lambda E_R + (1-\lambda)E_I\}$, where λ is measure of reliability of additional information, $\lambda \in [0,1]$, E_R and E_I - estimation function under risk and ignorance of uncertainty respectively.

Based on this idea we have proposed a new criterion which takes the DM's risk attitude into account. We assume that DM will continue to use his experience even when fully rely on prior information. It is proved that developed estimation agreed with the classical one's for optimistic, pessimistic and neutral towards risk DM in case of singular distribution that is the decision is made under certainty. We also show that when the probability of some state of nature is equal to 0, the value of payoff in this state will not influence the estimation in general.

References

1. Трухаев Р.И. Модели принятия решений в условиях неопределенности. – М. : Наука, 1981. – 258 с.
2. Волошин О.Ф., Машенко С.О. Теорія прийняття рішень : навч. посіб. – К. : ВПЦ “Київський університет”, 2006. – 304 с.

A COMPARISON OF TWO METHODS OF CANCER PREVALENCE TREND MODELLING

J. Novotný¹, J. Michálek¹, O.G. Nakonechniy²

¹Department of Statistics and Optimization, Institute of Mathematics, Faculty of Mechanical Engineering, Brno University of Technology, Technická 2896/2, 616 00 Brno, Czech Republic

²Department of System Analysis and Decision Making, Faculty of Cybernetics, Taras Shevchenko National University of Kyiv, Kyiv 2, Academician Glushkov Avenue, Building 6, Ukraine

`nakonechniy@unicyb.kiev.ua`

The aim of the article is to compare two methods of prevalence and mortality trends modeling. The topic is discussed in many biomedical journals, see [3] together with the list of references for the example.

The first method of trend determination is based on population dynamics and the mortality and prevalence trends are described by the system of differential equations. Their numerical solution is found by means of the optimization techniques. The second method is classical modeling by means of polynomial regression.

The stated diagnoses of malignant neoplasms of colon for males in Czech Republic were used for the demonstration. The data of mortality and prevalence was obtained from the Czech Cancer Registry for the period 1989 – 2005 and are described in [2].

The both approaches gave very similar results for the short time forecast horizon. These similar results are further supported by the fact that the variability of the data was incredibly low. But on the other hand the regression methods is unacceptable for the far away time horizon and in this case the methods based on the differential equations approach should be preferred.

References

- 1 M. A. Abramson, C. Audet, G. Couture, J. E. Dennis, Jr., and S. Le Digabel.: The nomad project. Software available at www.gerad.ca/nomad. August 2009
- 2 Konečný M. et al.: Cancer Prevalence in the Czech Republic, Masaryk University, Brno, 2008
- 3 Stracci F. et al: cancer mortality trends in Umbria region of Italy 1978-2004: a joint regression analysis. BioMed Central, pp. 1 – 9, 2007.
- 4 K. Radhakrishnan and A. C. Hindmarsh, Description and use of Isode, the livermore solver for ordinary differential equations, Tech. Rep., 1993. Online Available: <http://gltrs.grc.nasa.gov/cgi-bin/GLTRS/browse.pl?2003/RP-1327.html>. October 2009.

ABOUT AN EXPANSION OF A CLASS OF STOCHASTIC PROCESSES IN SERIES

Rozora I., Lukovych O.

Kyiv National Taras Shevchenko University

irozora@bigmir.net

We consider a stochastic process $X=\{X(t), t \in T\}$ which correlation function $R(t,s)$ can be represented as

$$R(t,s) = EX(t)\overline{X(s)} = \sum_{i=1}^n \int_{\Lambda} f_i(t, \lambda) \overline{f_i(s, \lambda)} d\mu(\lambda), \quad (1)$$

where $f_i(t, \cdot) \in L_2(\Lambda, \mu)$ for $t \in T$

Following result holds true.

Theorem. Let $X=\{X(t), t \in T\}$ be a centered second-order stochastic process with correlation function $R(t,s)$ which admits representation (1), $g_k(\lambda)$, $k \in Z$, be an orthonormal basis in $L_2(\Lambda, \mu)$. Then the process $X(t)$ can be represented as a mean square convergent series

$$X(t) = \sum_{i=1}^n \sum_{k \in Z} \xi_{ik} a_{ik}(t), \quad (2)$$

where

$$a_{ik}(t) = \int_{\Lambda} f_i(t, \lambda) \overline{g_k(\lambda)} d\mu(\lambda),$$

$$E\xi_{ik} = 0, \quad E\xi_{ik} \overline{\xi_{jl}} = \delta_{ij} \cdot \delta_{kl}.$$

This result is a generalization of theorem proved before in [2].

We have obtained some theorems concerning conditions of uniform convergence of series (2).

These results can be used for model construction of stochastic processes in such way that the model approximates the process with given reliability and accuracy in some Banach space.

References

1. Buldygin, V. V. and Kozachenko, Yu. V. *Metric Characterization of Random Variables and Random Processes*. American Mathematical Society, Providence, RI, 2000.
2. Kozachenko Yu.V, Rozora I.V. and Turchyn Ye.V. On an expansion of random processes in series// *Random operators and Stochastic Equations*, Vol.15, 2007, p. 15-33.

PROBLEMS OF KRIGING UNDER UNCERTAINTIES

Shchestyuk N.

National University "Kyiv-Mohyla Academy"

Natalyshch@gmail.com

Kriging means optimal prediction the unobserved values of the random field $z(u, v)$ of the form linear geostatistical model $z(u, v) = \sum_{j=0}^p \beta_j m_j(u, v) + \xi(u, v) + \eta(u, v), (u, v) \in D \subseteq R^2$.

The method of kriging is well-known (see, for example, [1]). Traditional methods of kriging require knowing the covariance structure of the random fields. When the covariance structure is unknown then is to estimate usually this covariance structure using the same data that will be used for the prediction. Then traditional estimation method is applied provided that the estimated or selected the covariance structure are the true one. Unfortunately the properties of estimations based on estimated or selected the covariance structure are not well understood and it is common practice to ignore the effect of the uncertainty in the covariance structure. Michael L. Stein in his monograph [2] has developed the mathematical tools that are necessary to provide a satisfactory theory of prediction when the covariance structure is at least partially unknown. In the work as a tool to handle this problem we propose to use the minimax method of estimation of the lineal functional on the unknown values of a random field $z(k, j), (k, j) \in S \not\subset D$ from observations of the field $z(u, v)$ for $(u, v) \in D \subseteq R^2$. Formulas for calculation the mean square errors and spectral characteristics of the optimal linear estimate are proposed. The least favourable spectral densities and the minimax-robust spectral characteristics of the optimal linear estimates of the linear functional $A_s z$ are found for various classes of random fields.

References

1. Krige D.G. A statistical approach to some basic mine valuations problems on the Witwatersrand. Journal of the Chemical, Metallurgical and Mining Society of South Africa, 52:119-139, 1951.
2. Stein M.L. Interpolation of spatial data: some theory for kriging. – New York: Technosphere, 1999. – 230 pp.

STEADY STATE DISTRIBUTION FOR RETRIAL QUEUES WITH HYSTERESIS STRATEGIES

Iryna Usar

Taras Shevchenko National University of Kyiv

usar@unicyb.kiev.ua

We deal with a retrial queues of the type $M/M/m$, $m=1,2$ in which a rate of primary calls depends on the number of customers in the orbit [1]. The rates of repeated calls and of the service process are supposed to be constant. Variable character of the input flow rate allows to consider the system under different strategies. In the report we consider the hysteresis strategies which means that there are two different levels, say h_1 and h_2 , $0 < h_1 \leq h_2$ and two regimes for the input flow. The first regime means that the input flow has a rate $\lambda_1(j)$ while the second one means that a rate is equal to $\lambda_2(j)$. The system operates in the following way. Let $\xi(t)$ be the number of customers in the orbit at the time t and $0 \leq \xi(0) < h_2$. If $t < \tau(h_2) = \inf\{t : \xi(t) = h_2\}$ the system follows the first regime. At the time $\tau(h_2)$ the input flow starts to follow the second regime. That regime remains till the number of customers in the orbit reaches the level h_1 at which time a rate of the input flow becomes $\lambda_1(j)$ again. The explicit formulae for steady state distribution of the customers in the system are obtained which enables to propose an effective solving algorithm for optimization problems consisting in finding optimal positions for the levels h_1, h_2 to maximize some objective function. As such a function we took the following one (all characteristics below are considered in steady state regime)

$$W(h_1, h_2) = C_1 S_1(h_1, h_2) - C_2 S_2(h_1, h_2) - C_3 S_3(h_1, h_2),$$

where $S_1(h_1, h_2)$ - the number of calls have being served; $S_2(h_1, h_2)$ - the number of calls that become repeated calls; $S_3(h_1, h_2)$ - the number of switching of the input flow; C_1 - profit associated with service of a call; C_2 - penalty for refusal to serve; C_3 - penalty for switching of the input flow rate.

References

1. Artalejo J.R., Gomes-Corral A. Retrial Queueing Systems. Computational Approach. Springer -Verlag, 2008.

**INTEGRATED SPACE-BASED TECHNOLOGIES FOR ANALYSIS
OF CLIMATE CHANGE: MONITORING, PREDICTION, AND
RISK ANALYSIS**

Vitaliy Yatsenko

Space Research Institute of NASU and NSAU

vyatsenko@gmail.com

This report focuses on the following problems:

- analyzing of predictability and Lyapunov exponents
- analyzing the variation of Lyapunov exponents of solar and geomagnetic activity indices during coronal mass ejections
- predicting the evolution of geomagnetic indexes in solar wind flows.
- estimation of limits of predictability and Lyapunov exponents
- analyzing the variation of Lyapunov exponents of solar and geomagnetic activity indices during coronal mass ejections
- development of commercial forecasting services

Discrete recursive (nonlinear autoregressive moving average model with exogenous inputs) models are considered. This is a so-called ‘black box’ or ‘input-output’ model, which seeks only to reproduce the behaviour of the system’s output in response to changes in its setpoint or inputs.

The following models and algorithms have been proposed:

- (a) solar wind influences on devices;
- (b) forecasting of ionizing radiation;
- (c) risk assessment in safety analysis;
- (d) three novel algorithms of the identification of discrete input-output models have been developed;
- (e) the main result is the numeric proof of existing the minimal complexity model that gives most accurate prediction;
- (f) we also analyzed the variation of Lyapunov exponents (LE) for three solar and geomagnetic activity indices during CMEs: the sunspot number, disturbance storm time, and proton temperature.

DECISION SUPPORT SYSTEM FOR MIDDLEMAN ON WHOLE-SALE TRADE MARKETS

O.V. Zaslavska

National Taras Shevchenko University of Kyiv, Ukraine

zasla@unicyb.kiev.ua

Middlemen's activity on the commodity market positively effects on development of economic relations and market competition ability. It is noted [1] that middlemen stimulate demand for the goods and services. To survive on the market middleman have to develop specialized tools based on modern information technologies as a part of its business intelligent. Smart strategy of decision making make middleman's business activity efficient and strait specialization on an activity gives an advantage for middleman comparatively with distribution divisions of manufacturers.

In this report the architecture of DSS for the middleman on the wholesale-trade market is considered. DSS functions as a distributed (on the basis of client-server technologies) software system. Basic server components allow middleman to make business dealing decisions online throw convenient interface. Components of server part are the following: optimization module (algorithms described in [2] were implemented); database support; statistical processing, simulation and forecast; and administration services. Client part allows authorized customers to send requests for obtaining goods. To gain benefits middleman have to find optimal (most profitable) order package (to decide which request orders should be accepted and what amount of goods should be ordered from wholesale manufactures).

DSS can work in the mode of online requests processing and in the simulation mode as well. The increase of number of request orders increases computational time exponentially, but raises profitableness. Therefore, selection of the terms to start solving optimization tasks is on the focus, and different strategies for middleman's decision making based on order package accumulation time and amount/cost characteristics are considered.

References

1. *Kotler P.* Marketing Essentials. Prentice-Hall, 1984. – 556 p.
2. *Zaslavska O.V.* Decomposition algorithm of middleman profit optimization // Bulletin of Kyiv University. Series: Phys.-Math. Sciences. – 2005. – Vol. 4.-P.163-169.

ON SOME GAUSS-NEWTON LIKE METHODS FOR SOLVING NONLINEAR LEAST SQUARES PROBLEMS IN RELIABILITY

Gnatyshyn O.P.

Lviv National University of Ivan Franko

gnatlesya@franko.lviv.ua

Mathematical modeling of time-to-failure and reliability data often requires the estimation of the unknown parameters of probability distribution functions, based on the empirical data. The problem that we consider in this abstract may be described as follows. Suppose that a random sample $x_1, x_2, \dots, x_n$ on a parent random variable x with distribution function $F(x; \alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_s)$, depended on s parameters, is at hand. Function $F(x; \alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_s)$ has a complex structure. It is mixture distributions and we have to fit them. One of the applications is sampling a mixture of good and defective items for reliability. We have not the analytical presentation (maximum likelihood or moments) of the estimates of $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_s$ and it is required to evaluate them numerically.

Let us denote the empirical distribution function in the points of sample as $F_n(x_i), i = 1, \dots, n$. Then the estimates of the unknown parameters $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_s$ we can receive as a solution of the nonlinear least squares problem

$$\min_{\alpha \in R^s} T_n(\alpha_1, \dots, \alpha_s) = \sum_{i=1}^n (F_n(x_i) - F(x_i; \alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_s))^2. \quad (1)$$

For solving problem (1) we have applied the Gauss-Newton method and some modifications of this method, presented in [2]. The results of the numerical experiments on model and real reliability problems have proved the efficiency of the investigated methods.

References

1. F.Beihelt, P.Franken,. *Zuverlässigkeit und Instanthalung. Mathematische Methoden*, VEB Verlag Technik, Berlin (1983).
2. Shakhno S.M., Gnatyshyn O.P. On an iterative algorithm of order 1.839... for solving the nonlinear least squares problems// *Applied Mathematics and Computation*. 161 (2005) 253-264

ЗАДАЧА ОПТИМАЛЬНОГО КЕРУВАННЯ РОЗВИТКОМ ІННОВАЦІЙНИХ ТЕХНОЛОГІЙ

Лариса Т. Аджубей, к.ф.-м.н., Левко К.І., студ.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка,
факультет кібернетики
adzhubey@stab.univ.kiev.ua

Радикальні технологічні зміни економічної системи пов'язані з процесами зміни технологічних укладів. В інноваційні технологічні уклади здійснюються реальні інвестиції з довільних технологічних укладів [1].

Розглядається випадок, коли в економіці, що знаходиться у стаціонарному стані, починають функціонувати декілька інноваційних технологічних укладів з виробничими функціями $X_r = b_r K_r$, де K_r - вартість основних виробничих фондів (капітал), b_r - деякий коефіцієнт.

В роботі пропонується розглянути модель зміни капіталу, що має вигляд

$$dK_r / dt = \sum_s \eta_{sr} \rho_{sr} X_s + \rho_r X_r - \mu_r K_r, \quad (1)$$

де $\eta_{sr} \in [0,1]$ - константа, що характеризує втрати при виробництві обладнання технологічного укладу r з використанням технології укладу s , ρ_{sr} - норма інвестування з укладу r в уклад s , ρ_r - норма інвестування укладу r в себе, μ_r - норма вибуття капіталу.

Сформульована задача знаходження оптимального керування інвестиціями у технології інноваційного технологічного укладу з урахуванням втрат на виробництво нової техніки у вигляді максимізації функціонала

$$Q_r(c) = \int_0^{\tau_r} [X_r - w_r L_r - \sum_s (1 - \eta_{sr}) \rho_{sr} X_s] dt \rightarrow \max, \quad (2)$$

де w_r - ставка заробітної плати, L_r - чисельність робочої сили. Запропоновано її чисельний розв'язок.

Література

1. Бережной А.Е. Эволюция многоукладной экономической системы// Экономика и математические методы, 2008, т.44. №2. С.83-99.

О СТАБИЛИЗАЦИОННОМ УПРАВЛЕНИИ НАКОПИТЕЛЬНЫМ ФОНДОМ С ФУНКЦИЯМИ СТРАХОВОЙ КОМПАНИИ

Баев А.В.

Донецкий Национальный университет

finactuary@rambler.ru

В случайные моменты времени к компании может быть предъявлен “иск”, величина которого случайна и определяется следующим образом: если управляющая величиной “иска” неотрицательная случайная величина η принимает значение x , $0 < x \leq \beta < 1$, а капитал компании на данный момент времени $\xi(t)$, то компания выплачивает по “иску” сумму $x\xi(t)$; если случайная величина η принимает значение x , $\beta \leq x$, то компания выплачивает по “иску” сумму $\beta\xi(t)$, управление средствами осуществляется со скоростью $u_1(t, x)$. Расчёт портфеля инвестора (т.е. доли $0 \leq u \leq 1$) изначально производится «в среднем», при нулевых стабилизационных условиях (скорость внешних стабилизационных вливаний капитала в фонд $u_1(t, x) \equiv 0$), в качестве критерия качества сначала берётся максимальное в каждый момент времени значение капитала фонда. Выписаны в явном виде оптимальные управления $\bar{u}_1(t, x)$ и цена управления.

Література

1. Бондарев Б.В., Баев А.В. Управление накопительно-потребительским фондом с функциями страховой компании.// Украинский математический вестник. – 2006.-Т.3, №2.- С. 166-186.

ПРО ОДИН РЕКУРСИВНИЙ МЕТОД РОЗВ'ЯЗУВАННЯ СИСТЕМ НЕЛІНІЙНИХ РІВНЯНЬ

М.Я.Бартіш, О.В.Ковальчук, Л.В.Николайчук

Львівський національний університет імені Івана Франка

OlyaK2005@gmail.com, ktop@franko.lviv.ua

Розглянемо задачу розв'язування системи нелінійних алгебричних рівнянь

$$P(x) = 0. \quad (1)$$

Пропонується рекурсивний метод

$$z_k^{(i+1)} = z_k^{(i)} - P'(x_k)^{-1} P(z_k^{(i)}), \quad (2)$$

$$i = 0, \dots, p-1, \quad z_k^0 = x_k, \quad x_{k+1} = z_k^p, \quad k = 0, 1, \dots$$

У статтях [1] та [2], досліджуються часткові випадки методу (2), а саме з глибиною рекурсії $p = 2$ та $p = 3$ відповідно, і встановлюють лише порядок збіжності даних методів. Нами досліджується загальний випадок методу (2), і встановлюємо порядок збіжності і оцінку похибки методу, для будь-якої глибини рекурсії.

Теорема. Нехай виконується умови

1) $\forall x \in X \quad \|P'(x)^{-1}\| \leq B$,

2) $\forall x, y \in X \quad \|P'(x) - P'(y)\| \leq M\|x - y\|$,

3) початкове наближення вибирається так, щоб виконувалась умова

$$\mu = 2B^2 M \|P(x_0)\| < \sqrt[p]{2}.$$

Тоді послідовність $\{x_k\}$, яка побудована за (2) збігається та має місце оцінка

$$\|x_k - x^*\| \leq \left(\frac{1}{\sqrt[p]{2}} \mu \right)^{(p+1)^k - 1} B \|P(x_0)\|.$$

Формулюється рекомендація для визначення оптимальної глибини рекурсії

Література

1. M.T.Darvishi, A. Barati A third-order Newton-type methods to solve systems of nonlinear equations. Appl.Math and Comp. 187 (2007) 630-635.
2. J.H. Yun A note on three-step iterative method for nonlinear equations. Appl Math. and Comp. 202 (2008) 401-105.

РОЗВИТОК МЕТОДІВ ОПТИМАЛЬНОГО МОДЕЛЮВАННЯ ДЛЯ ОПТИМІЗАЦІЇ РЕАЛЬНИХ ПРОЦЕСІВ В УМОВАХ НЕПОВНИХ ДАНИХ

Бейко І.В.

Національний технічний університет України
«Київський політехнічний інститут»

Сучасні математично комп'ютерні методи моделювання і оптимізації суттєво прискорюють практичні впровадження досягнень світової науки. Побудовано практично ефективні математичні і комп'ютерні засоби оптимального моделювання та оптимального керування складними реальними процесами і системами з використанням уніфікованих методів та засобів відшукування нових знань із різномірних розкиданих у світовій мережі джерел інформації, що поступово структуруються у інтернетівських чарунках агрегованих баз наукових даних і баз знань. Починаючи з перших етапів оптимізації наукових досліджень у окремих напрямках, сучасний уніфікований математично-комп'ютерний інструментарій відкриває широкі можливості розвитку і впровадження методів оптимізованого коригування окремих локалізованих цілей з метою підвищення ефективності наукових досліджень на етапах: (1) виявлення нових явищ і залежностей (за даними спостережень); (2) виявлення нових причинно-наслідкових закономірностей; (3) удосконалення наукового інструментарію для відшукування нових закономірностей; (4) об'єднання розрізнених наукових напрямів на етапах подальшої агрегації та уніфікації наукових досліджень.

Оптимізація наукових досліджень на стиках різних наукових напрямів включає уніфіковане представлення знань про причинно-наслідкові залежності між досліджуваними причинними та наслідковими факторами, а також і автоматизоване відшукування та уточнення нових знань за допомогою методів оптимального моделювання та багатокритеральної оптимізації реальних багатовимірних та багатоекстремальних систем і процесів. Уніфіковані методи досліджень пов'язані із відшукуванням невідомих причинно-наслідкових залежностей $(u, q) \rightarrow w$ між причинними факторами («керуваннями» u та системними внутрішніми і зовнішніми «збуреннями» q) і їх наслідками w , що кількісно оцінюються значеннями $w = B(x, u, q)$ адекватно вибраних цільових (векторних) функцій $(x, u, q) \rightarrow B(x, u, q)$ на фазових траєкторіях параметризованої робочої математично-комп'ютерної p -моделі

$A(x,u,p,q)=b(u,p,q)$ з векторними (або функціональними) параметрами p . До двох найважливіших критеріїв оптимальності робочої моделі належить точність прогнозування та обсяг обчислювальної роботи необхідної для прогнозування за допомогою p -моделі можливих наслідків w від вибору того чи іншого допустимого керування u . У даній роботі розглядаються методи оптимізації робочих моделей за допомогою декомпозиції складних систем на простіші підсистеми граф-операторних моделей. У загальному випадку вершинами граф-операторної моделі є робочі моделі підсистем

$$A_k(x^k, u^k, z^k, p^k, q^k) = \theta, \quad z^k = Z^k(x^{j(k)}, u^{j(k)}, p, q^k), \quad k \in \{1, \dots, n\},$$

де $x^k \in X^k$ – траєкторія k -ої підсистеми, $u^k \in U^k$ – керування k -ою підсистемою, $z^k = Z^k(x^{j(k)}, u^{j(k)}, p, q^k)$ – функція взаємодії k -ої підсистеми із навколишнім середовищем та з іншими підсистемами, p^k – параметри k -ої підсистеми, q^k – параметри зовнішніх та внутрішніх збурень, що діють на k -ту підсистему. Розглядаються узагальнені методи оптимізації робочих моделей підсистем та багатокритеріальної оптимізації всієї граф-операторної моделі в умовах неповних даних.

МЕТОДИ МОДЕЛЮВАННЯ І ОПТИМІЗАЦІЇ В ПОБУДОВІ ІНФОРМАЦІЙНИХ СИСТЕМ ПІДТРИМКИ УПРАВЛІНСЬКИХ РІШЕНЬ

Бейко І.В., Демчук С.В.

Національний технічний університет України
«Київський політехнічний інститут»

Задача оптимізації портфеля акцій пов'язана із максимізацією його прибутковості за допомогою оптимізації стратегій інвестування, оснований на визначенні оптимальних моментів та обсягів купівлі-продажу різних акцій. Математичною моделлю для прогнозування прибутковості портфеля акцій може служити стохастична модель виду

$$\begin{bmatrix} dx_t^{(1)} \\ \dots \\ dx_t^{(n)} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} m^{(1)} \\ \dots \\ m^{(n)} \end{bmatrix} dt + e^{\sum_{i=1}^n x_t^{(i)}} \begin{bmatrix} B^{(11)} & \dots & B^{(1m)} \\ \dots & \dots & \dots \\ B^{(n1)} & \dots & B^{(nm)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} df_t^{(1)} \\ \dots \\ df_t^{(m)} \end{bmatrix},$$

де $x_t^{(i)}$ – прибутковість i -того цінного паперу, $m^{(i)}$ – середній рівень його прибутковості, $\|B^{(ij)}\|_{i,j=1}^{n,m}$ – числова матриця, $f_t^{(i)} (i = 1, \dots, m)$ –

незалежні стандартні вінеревські процеси. Така модель належить до стохастичних диференціальних рівнянь Іто

$$d\mathbf{x}_t = \mathbf{a}(\mathbf{x}_t, t)dt + \Sigma(\mathbf{x}_t, t)d\mathbf{f}_t; \mathbf{x}_0 = \mathbf{x}(0, \omega),$$

які можуть бути представлені в інтегральній формі

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{x}_0 + \int_0^t \mathbf{a}(\mathbf{x}_\tau, \tau)d\tau + \int_0^t \Sigma(\mathbf{x}_\tau, \tau)d\mathbf{f}_\tau; \mathbf{x}_0 = \mathbf{x}(0, \omega),$$

де другий інтеграл є інтегралом Іто. Відомо, що для вимірних при всіх $(\mathbf{x}, t)$ ліпшицевих функцій $\mathbf{a}(\mathbf{x}, t)$ та $\Sigma_k(\mathbf{x}, t)$, за умов $M\{|\mathbf{x}_0|^2\} < \infty$ існує єдиний в сенсі стохастичної еквівалентності і неперервний з ймовірністю 1 розв'язок стохастичного рівняння Іто. Для прогнозування траєкторій $\mathbf{x}_t^{(i)}$ побудовано наступний чисельний алгоритм з використанням методу Мільштейна,

$$y_{p+1} = y_p + \sum_{i_1=1}^m \Sigma_{i_1}^{(i_1)} I_{0\tau_{p+1}, \tau_p}^{(i_1)} + \Delta a + \sum_{i_1, i_2=1}^m G_0^{(i_2)} \Sigma_{i_1}^{(i_2)} I_{00\tau_{p+1}, \tau_p}^{(i_2 i_1)},$$

$$a \triangleq a(y_p, \tau_p), y_{\tau_p} \triangleq y_p,$$

де

$$I_{0\tau_{p+1}, \tau_p}^{(i_1)} = \sqrt{\Delta} \zeta_0^{(i_1)}, I_{00\tau_{p+1}, \tau_p}^{(i_2 i_1)} = \sum_{j_1, j_2=0}^q C_{j_2 j_1}^{00} \zeta_{j_1}^{(i_1)} \zeta_{j_2}^{(i_2)} - \frac{1}{2} \mathbf{1}_{\{i_1=i_2\}} \Delta,$$

$$C_{j_2 j_1}^{00} = \int_{\tau_p}^{\tau_{p+1}} \int_{\tau_p}^{\tau_{p+1}} K_{00}(t_1, t_2) \phi_{j_2}(t_2) \phi_{j_1}(t_1) dt_1 dt_2, K_{00}(t_1, t_2) = \mathbf{1}_{\{t_1 < t_2\}},$$

$$\int_{\tau_p}^{\tau_{p+1}} \phi_j(s) dw_s^{(i)} \stackrel{def}{=} \zeta_j^{(i)}, t_1, t_2 \in [\tau_p, \tau_{p+1}],$$

$\{\phi_j(\tau)\}_{j=0}^\infty$ - повна ортонормована система неперервно диференційовних функцій у просторі $L_2([\tau_p, \tau_{p+1}])$, а випадкові

гаусівські величин $\zeta_j^{(i)}$ генеруються незалежними від їх значень на попередніх кроках інтегрування. За допомогою чисельного алгоритму прогнозування прибутковості задачу оптимізації портфеля акцій зведено до задач стохастичного програмування, для яких побудовані чисельні методи оптимізації.

ОСОБЛИВОСТІ РОЗПОВСЮДЖЕННЯ ІНФОРМАЦІЇ У МЕРЕЖІ БАЙЄСА

Бідюк П.І., Гасанов А.С., Омельченко О.С.

pbidyuke@gmail.com, ayding44@rambler.ru

Формально мережа Байєса (МБ) - це компактне представлення спільного розподілу множини випадкових змінних, які відповідають вузлам мережі, а також станам деякого процесу, що моделюється мережею. МБ можна також визначити як графічну модель досліджуваного процесу у вигляді спрямованого ациклічного графа, вузли якого відповідають елементам вектора стану цього процесу. Взаємодія між змінними стану процесу (тобто причинні зв'язки) відображається за допомогою спрямованих дуг графа, які зв'язують вузли. Алгоритм розповсюдження інформації між вузлами мережі повинен забезпечувати обчислення відповідних умовних ймовірностей станів за умови отримання спостережень (вимірів) випадкових змінних. Фактично, мережа дає можливість обчислити умовні ймовірності взаємозалежних подій, надаючи, таким чином, можливість прогнозування подій на основі наявної інформації про процес. Зміна стану одного або декількох вузлів впливає на стани інших, зв'язаних з ними вузлів, що приводить до зміни ймовірностей прийняття вузлами того чи іншого значення. При цьому кожен стану розглядають як подію, яка має ймовірність виникнення. МБ представляє собою математичний інструмент для визначення впливу нових подій, що надходять в результаті функціонування досліджуваного процесу, на інші вузли мережі. Це означає, що прогнозування стану деякого вузла ґрунтується на оцінках прогнозів сусідніх, зв'язаних з ним вузлів. Обчислення ймовірностей станів виконується за допомогою таблиць умовних ймовірностей (ТУЙ), поставлених у відповідність кожному вузлу мережі. Кожна така таблиця містить розподіл ймовірностей можливих станів вузла. Механізм обчислення умовних ймовірностей (формування висновку на основі мережі) досить простий, але має такі особливості. По-перше, БМ дає можливість обробляти невимірювані (неспостережувані) змінні, що, як правило, підвищує якість моделі будь-якого типу. У МБ така можливість реалізується завдяки ТУЙ, тобто при формуванні ймовірнісного висновку можна користуватись безпосередньо значеннями з ТУЙ, не очікуючи надходження нових повідомлень (свідectв). По-друге, МБ дають можливість вводити дані спостережень (іноді їх називають правдоподібностями) безпосередньо

у вузли, що спрощує подальше обчислення ймовірності стану, який нас цікавить. По-третє, МБ дають можливість формувати ймовірнісний висновок у зворотному напрямі - від дитячих вузлів до батьківських. Тобто, маючи спостереження стосовно станів дитячих вузлів, можна обчислити (обновити) ймовірності станів батьківських вузлів.

ПРИНЯТИЕ РЕШЕНИЙ ПРИ АНАЛИЗЕ МЕТОДОМ БАЗИСНЫХ МАТРИЦ ПЛОХООБУСЛОВЛЕННЫХ СЛАУ

Богаенко В.А., Ляшко Н.И.

Институт кибернетики им.В.М.Глушкова НАНУ

sevab@ukr.net

Кудин В.И.

Киевский национальный университет имени Тараса

Шевченка

v_i_kudin@mail.ru

Использование типов данных разной разрядности при исследовании плохообусловленных систем линейных алгебраических уравнений (СЛАУ) существенно влияет на основные критерии оценки эффективности: быстродействие, точность и объемы вычислений. Было исследовано влияние использования разных вариантов организации вычислений на эффективность алгоритмов метода базисных матриц (МБМ) и предложена концепция построения системы поддержки принятия решения по организации вычислений на линейных моделях для достижения заданных значений параметров по критериям точности и быстродействия.

Возможность применения разных типов данных при различных модификациях алгоритмов МБМ позволяет построить систему поддержки принятия решений, которая на основе заданных пользователем ограничений на такие параметры алгоритмов, как быстродействие и точность, позволит выбрать наилучший по этим критериям алгоритм. Выбор базируется на эвристических зависимостях параметров алгоритма и значений критериев от параметров матрицы ограничений СЛАУ: размерности и числа обусловленности. Эти зависимости были построены на основании данных вычислительных экспериментов при проведении которых в качестве типов данных использовались числа с плавающей запятой двойной точности, 128-битные и 256-битные числа, а также процедура МБМ: без, с одно- и с двухстадийным уточнением решения.

Вычислительный эксперимент установил близкие к линейным зависимости точности решения и обращения матрицы от числа обусловленности, а также точности решения от типа данных при фиксированном числе обусловленности и алгоритме; близкие к полиномиальным зависимости времени работы алгоритмов от размерности задачи при фиксированных типах данных, числе обусловленности и размерности модели.

ПРО ЗАДАЧИ ВЕКТОРНОЙ ОПТИМИЗАЦІЇ НА ТРАНСПОРТНИХ МЕРЕЖАХ

Божанова Т.

Дніпропетровський національний університет ім. Олеся Гончара
tamara_bozhanova@ukr.net

На сьогодні проблема керування транспортними потоками на мережах, особливо у великих містах, стає все більш актуальною. Тому дослідженню та аналізу таких задач присвячена досить широка література. Зокрема, більшість існуючих результатів, котрі торкаються оптимізаційних задач на транспортних мережах, стосуються знаходження необхідних умов оптимальності та методів побудови оптимальних законів регулювання транспортних потоків зі скалярними показниками вартості (див., напр., [1, 2, 4]).

Основним об'єктом дослідження у даній роботі виступає макроскопічна модель транспортного потоку на мережі. При цьому вважається, що мережа складається зі скінченної сукупності доріг, які з'єднані між собою певними вузлами (точками сполучення). На кожній окремо взятій дорозі припускається, що рух транспортних засобів підкоряється так званому гідродинамічному закону збереження, який призводить до розгляду системи нелінійних диференціальних рівнянь у частинних похідних першого порядку

$$\partial_t \rho_i(t, x) + \partial_x f_i(\rho_i(t, x)) = 0, \quad \forall x \in (a_i, b_i), \forall t \in (0, T]$$

з початковими умовами

$$\rho_i(0, x) = \bar{\rho}_i(x) \quad \forall x \in [a_i, b_i],$$

де $\rho_i = \rho_i(t, x) \in [0, \rho_{\max, i}]$, $(t, x) \in R_+ \times R$ – щільність машин,
 $f_i(\rho_i) = \rho_i v(\rho_i)$ – транспортний потік та $v(\rho_i)$ – середня швидкість
на дорозі $I_i = [a_i, b_i]$, $i \in \{1, \dots, n\}$; $\rho_{\max, i}$ – максимально можлива

щільність на дорозі $I_i = [a_i, b_i]$, $i \in \{1, \dots, n\}$, яка відповідає появі затору на даній ділянці мережі. Вважається, що транспортний потік у вузлах мережі є керованим процесом. При цьому факторами керування виступають параметри, які регулюють транспортний потік у вузлах мережі.

На відміну від нині існуючих результатів (див., напр., [3]), будемо вважати, що якість керування транспортними потоками на мережі визначається нескаларним відображенням у простір $L^2(\Omega)$, який є упорядкованим за конусом Λ додатних елементів, і є слабо напівнеперервним на області визначення. За цих припущень доведено, що поставлена задача векторної оптимізації транспортних потоків на мережі допускає існування так званих ефективних розв'язків.

Література

1. Bardos C., Leroux A.Y., Nedels J.C. First-order quasilinear equations with boundary conditions // Communications in Partial Differential Equations, 1979, — N. 4. — P. 1017-1034.
2. Caascone A., D'Apice C., Rarita L. Circulation of car traffic in congested urban areas // Preprint DIIMA — Università degli Studi di Salerno, 2006. — N. 22. — P. 1-31.
3. Gugat M., Herty M., Klar A., Leugering G. Optimal control for traffic flow networks // Journal of optimization theory and applications, 2005. — Vol. 126. — P. 589-616.
4. Lebecque J., Khoshyaran M. First-order macroscopic traffic models for network in the context of dynamic assignment // In Transportation Planning-State of the Art., M. Patriksson and K.A.P. Labbe, eds, 2002.

ОБ ОЦЕНКЕ НЕИЗВЕСТНЫХ ПАРАМЕТРОВ В ПРОЦЕССЕ ОРНШТЕЙНА-УЛЕНБЕКА СО СКАЧКАМИ. СТАЦИОНАРНЫЙ СЛУЧАЙ

Бондарев Б.В., Кравченко А.В.

Донецкий Национальный университет

bondarev.mart@gmail.com

Предположим, что наблюдается траектория процесса $X^T = \{X(t) : 0 \leq t \leq T\}$, где $X(t)$ - стационарное решение стохастического дифференциального уравнения

$$dX(t) = -\mu X(t)dt + dZ(t) + \sigma dW(t), \quad (1)$$

здесь $W(t)$ – стандартный винеровский процесс, $Z(t) = \sum_{k=1}^{\nu(t)} \eta_k$ – сложный процесс Пуассона: $\eta_1, \eta_2, \dots$ – последовательность положительных, независимых, одинаково распределенных случайных величин с функцией распределения $P\{\eta_k < x\} = F(x)$, $\nu(t)$ – однородный пуассоновский процесс ($M\nu(t) = \lambda t, \lambda > 0$), величины $\eta_k, W(t), \nu(t)$ – взаимно независимые. Уравнения вида (1) возникают в связи с разными приложениями: в [1] исследуется, например, одноканальная система массового обслуживания, в [2] ставится задача математического моделирования функционирования линейного детектора. В данной работе рассмотрены наблюдения в стационарном режиме, по наблюдениям за процессом $X(t)$ на промежутке времени длиной T оценены неизвестные параметры μ, λ и построены для них доверительные интервалы.

Література

1. Закусило О.К., Лисак Н.П. Про одну систему массового обслуживания з послідовним обслуговуванням. // Теорія ймовірностей та математична статистика. Вип.72, с.24-29.
2. Вентцель Е.С., Овчаров Л.А. Прикладные задачи теории вероятностей.-М.: Радио и связь, 1983 г.- 416с.

О НАКРЫТИИ ИНТЕРВАЛОМ НЕИЗВЕСТНОГО ПАРАМЕТРА ПРИ КОЭФФИЦИЕНТЕ СНОСА УРАВНЕНИЯ, ВОЗМУЩЁННОГО «ФИЗИЧЕСКИМ» БЕЛЫМ ШУМОМ

Бондарев Б.В., Козырь С.М.

Донецкий Национальный университет
bondarev.mart@gmail.com

Рассмотрим $X_t^\varepsilon, \varepsilon > 0, 0 \leq t \leq T$ – решений дифференциального уравнения

$$\dot{X}_{\theta_0}^\varepsilon(t) = \theta_0 a(X_{\theta_0}^\varepsilon(t)) dt + b(X_{\theta_0}^\varepsilon(t)) \frac{1}{\sqrt{\varepsilon}} \xi\left(\frac{s}{\varepsilon}\right), \quad X_{\theta_0}^\varepsilon(0) = X_0,$$

где коэффициенты сноса и диффузии периодические с периодом 1, $\varepsilon > 0$ – малый параметр, в качестве процесса $\xi(t), t \geq 0$ будет

рассмотрен стационарный в узком смысле случайный процесс, определённый с помощью стохастического интеграла

$$\xi(t) = \int_{-\infty}^t a(t-s) d\tilde{Z}_s \text{ от измеримой неслучайной функции } a(t)$$

- здесь $Z_t, t \geq 0$ - пуассоновский процесс, $MZ_t = \lambda t$, $\tilde{Z}_t = Z_t - \lambda t$, $t \geq 0$, $\lambda > 0$ - центрированный пуассоновский процесс.

Неизвестный параметр $\theta_0 \in Q$, где Q - некоторое параметрическое ограниченное множество. Установлено неравенство вида:

$$P\left\{\left|\theta_{T(\varepsilon)} - \theta_0\right| > \delta(\varepsilon)\right\} \leq \gamma(\varepsilon),$$

где $T(\varepsilon) \rightarrow +\infty$, $\varepsilon \rightarrow 0$ причём $\delta(\varepsilon) \rightarrow 0$, $\gamma(\varepsilon) \rightarrow 0$, $\varepsilon \rightarrow 0$ выписаны в явном виде. Таким образом, с надёжностью $1 - \gamma(\varepsilon)$ имеем покрытие $\theta_{T(\varepsilon)} - \delta(\varepsilon) \leq \theta_0 \leq \delta(\varepsilon) + \theta_{T(\varepsilon)}$.

Література

1. Литцер Р.Ш., Ширяев А.Н. Мартингалы и предельные теоремы для случайных процессов. // Итоги науки и техники. Современные проблемы математики. Фундаментальные направления. ВИНТИ.- Том 45. - 1989.- С.159-251.

ПРО ЙМОВІРНІСТЬ БАНКРУТСТВА СТРАХОВОЇ КОМПАНІЇ В УЗАГАЛЬНЕННЯХ МОДЕЛІ КРАМЕРА-ЛУНДБЕРГА

Бондарев Б.В., Рагуліна О.Ю.

Донецький національний університет

lena_ragulina@mail.ru

У сучасній літературі з актуарної математики розглядаються різні узагальнення класичної моделі ризику Крамера-Лундберга і досліджується ймовірність банкрутства (небанкрутства) страхової компанії як функція початкового капіталу. Проте у цих дослідженнях майже не приділяється уваги питанням щодо диференційованості цієї функції. Були розглянуті узагальнення класичної моделі ризику на скінченному і нескінченному інтервалах часу, коли сумарні виплати за позовами, проведені страховою компанією, утворюють складний пуассонів процес, швидкість надходження премій є сталою або сумарні премії, що надійшли до страхової компанії, утворюють

складний пуассонів процес, а також за умов, коли страхова компанія має можливість інвестувати кошти у безризиковий актив. Для всіх цих моделей була доведена диференційованість функції, що виражає залежність ймовірності небанкрутства страхової компанії від початкового капіталу (а на скінченному інтервалі часу ще й від часу) і отримані рівняння (інтегральні, інтегро-диференціальні, з частинними похідними в залежності від моделі), які задовольняє ця функція.

Була розглянута модель діяльності страхової компанії, яка працює на фінансовому (B, S) -ринку, що складається з двох активів, причому відсотки на безризиковий актив нараховуються неперервно зі сталою відсотковою ставкою, а ціна ризикового активу описується моделлю Самуельсона. У припущенні, що сумарні виплати за позовами утворюють складний пуассонів процес, для випадків, коли швидкість надходження премій є сталою і сумарні премії, що надійшли до страхової компанії, утворюють складний пуассонів процес, отримані інтегро-диференціальні рівняння з частинними похідними, які задовольняє ймовірність банкрутства страхової компанії на скінченному інтервалі часу як функція від початкового капіталу і часу в припущенні, що вона є достатню кількістю разів диференційованою. Зокрема, якщо розміри премій і позовів мають експоненційні розподіли, отримані відповідні диференціальні рівняння з частинними похідними.

**ЩОДО ВИЯВЛЕННЯ БОТІВ
В КОРПОРАТИВНІЙ МЕРЕЖІ УЧБОВОГО ЗАКЛАДУ
Юрій В. Бондарчук, к.ф.-м.н.**

Київський національний університет імені Тараса Шевченка,
факультет кібернетики.
byv@univ.kiev.ua

Політику інформаційної безпеки корпоративної мережі в плані аналізу та розпізнавання загроз можна розділити на зовнішні зловмисні дії [1] та дії в самій інтранет. Останні можуть бути з боку хостів-ботів певної ботнет.

В інтранет мережах учбових закладів практично неможливо розділити всі сеанси на безпечні та небезпечні, як того вимагає теорія політики безпеки, – всі сеанси варто вважати небезпечними, що ускладнює моніторинг безпеки (формалізацію сценарію поведінки) – практично з відмовою від нього.

Пропонується методика моніторингу інтранет для виявлення ботів, які маскуються під браузері, клієнти е-пошти, працюючи з портами 25, 80 та 110. На етапі настройки монітору безпеки будується шаблон активності типової "чистої" робочої станції: використовувані порти, їх активність, внутрішній/зовнішній трафік тощо. Монітор безпеки (в ідеалі на шлюзах) прослуховує всі пакети, крім браузерів та поштових клієнтів (можливо ще Skype та інтернет-пейджери), зокрема, відслідковуючи факт раптової активної розсилки дейтаграм на певну зовнішню адресу (підозра включення бота в атаку).

Поліморфні боти важко виявити в ОП за їх сигнатурою. Пропонується це робити виявленням сигнатури їх сеансів, наприклад, зберігаючи початковий фрагмент сеансу (інформування "центру", що бот активний і має вихід у Інтернет). Після досить тривалого накопичення фрагментів сеансу розв'язується задача пошуку прихованих закономірностей в великому масиві даних. Виявлені закономірності беремо за сигнатуру бота. Результати моніторингу потребують експертного аналізу для поповнення бази сигнатур ботів та модифікації шаблонів поведінки хостів інтранет.

Література

1. Бондарчук Ю.В. Процедура прийняття рішення щодо живучості інфраструктури IP-мережі //International conference "Problems of decision making under uncertainties" (PDMU-2009). 22-25.9.2009, Крим, с. 60.

СИСТЕМИ ОБСЛУГОВУВАННЯ З ПОВТОРНИМИ ВИМОГАМИ

Братійчук М.С.

Шльонський Технічний Університет, Глівіце, Польща

Mykola.Bratiichuk@polsl.pl

В традиційних системах обслуговування вимога, яка надходить до системи, має лише дві можливості: бути обслуженою (можливо по певному часі, який вона проведе в черзі чекаючи на обслуговування), або залишити систему назавше (якщо час чекання на обслуговування занадто великий або кількість місць для чекання є обмеженою). Математична теорія таких систем розвивається вже понад століття. Але вже давно зауважено, що в практиці часто маємо іншу ситуацію. Клієнт, який з певних причин не може бути обслужений відразу, залишає систему але не назавше. По деякім часі він повертається до системи і знову робить спробу отримати

обслуговування. Таких спроб може бути багато. Типовими прикладами таких систем є: телефонна станція, аеропорт, комп'ютерні мережі та багато інших. Системи такого типу називаються „Системи з повторними вимогами” (Retrial Queues). Наведемо ще цитату з монографії [1], яка підкреслює важливість таких систем: "кожен результат, який не враховує ефекту повторних вимог виглядає підозріло".

Перші праці для систем з повторними вимогами були опубліковані в 50-тих роках минулого століття. На сьогоднішній день література, в якій вивчаються системи з повторними вимогами дуже велика. Досить повну бібліографію для таких систем можна знайти в [2].

Доповідь буде присвячена оглядові головних результатів теорії систем з повторними вимогами, новим результатам а також деяким нерозв'язаним задачам.

Література

1. L.Kosten, Stochastic Theory of Service Systems, Pergamon press, Oxford, 1973
2. Artalejo J.R., Gomes-Corral A. Retrial Queueing Systems. Computational Approach. Springer -Verlag 2008. 317 p.

СЛАБКІ КОАЛІЦІЙНО-ЦІЛЬОВІ РІВНОВАГИ

Бровченко С.О.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

serguz@ukr.net

У доповіді розглядається гра G у нормальній формі $(X_i, u_i; i \in N)$, де $N = \{1, 2, \dots, n\}$ - множина з n гравців; X_i - множина стратегій гравця $i \in N$; $u_i : X \rightarrow E^1$ - функція виграшу гравця $i \in N$, яка визначена на множині ситуацій гри $X = \prod_{i \in N} X_i$.

Нехай усі гравці обирають свої стратегії некооперативно, але за своїми цілями об'єднані у $|L| < n$ коаліцій $\{S_l\}_{l \in L}$, де $L = \{1, \dots, |L|\}$ - множина коаліцій; $S_l \subseteq N, \forall l \in L$; $\bigcup_{l \in L} S_l = N$. Зокрема, коаліції можуть перетинатися. Кожна коаліція гравців $S_l, l \in L$, має свою ціль, яка полягає у максимізації функцій $u_j(x)$, $j \in P_l$, де $P_l \subseteq N$. Множина цілей $P_l \subseteq N$ коаліції гравців $l \in L$ може містити у собі не обов'язково функції виграшу гравців, які є членами цієї коаліції. Множини цілей

$P_l \subseteq N$ коаліцій гравців $l \in L$ можуть перетинатися і покривають усю множину гравців $\bigcup_{l \in L} P_l = N$.

Слабкою коаліційно-цільовою рівновагою гри G називається ситуація x^* для якої $\forall i \in N \ \exists x_i \in X_i : u_j(x_i, x_{N \setminus i}^*) > u_j(x^*), \ \forall j \in \bigcup_{l \in L(i)} P_l$,

де $L(i) = \{l \in L \mid i \in S_l\}$ - множина коаліцій, до складу яких входить гравець $i \in N$.

Спираючись на концепцію рівноваги за набором цілей гравців [1] у доповіді розглядаються властивості, умови існування слабких коаліційно-цільових рівноваг та їх взаємозв'язок з узагальненими рівновагами за Бержем.

Література

1. Мащенко С.О., Бровченко С.О. Рівновага за набором цілей гравців // Вісник Київського університету. Серія: фіз.-мат. науки. - 2010. - №1. - С. 56-61.

ЕКСПЕРТНА СИСТЕМА ДІАГНОСТИКИ ІЗ ВИКОРИСТАННЯМ ПІДХОДІВ ТРАДИЦІЙНОЇ КИТАЙСЬКОЇ МЕДИЦИНИ

Д.В.Вакуленко

кафедра медичної інформатики з фізикою
Тернопільський державний медичний університет
ім.І.Я. Горбачевського
м. Тернопіль, Україна
dmitro_v@ukr.net

Сугоняк І. І.

кафедра автоматизованих системи управління
Житомирського військового інституту ім. С.П. Корольова,
Національного авіаційного університету
м. Житомир, Україна
isygon@mail.ru

Для забезпечення точної діагностики за теорією „У-СІН” в сучасних умовах доцільною є побудова експертної системи діагностування та визначення методів лікування (надалі ЕСДВМ) за відповідною методикою. Метою даного дослідження є визначення теоретичних засад та розробка проекту блоку діагностики для даної системи із використанням системного підходу, теорії нечітких множин та методів багатокритеріального аналізу.

Нехай стан j -го пацієнта визначається масивом наявних симптомів $E_j^c = \{e_i^j\}$. В свою чергу k -те порушення балансу стихії (поняття є аналогією поняття „захворювання” в традиційній медицині) визначається на множині з n стану різних складових організму людини, що згруповані у m груп за етапами діагностики, і утворюють ієрархічну множину. Кожному порушенню балансу стихій відповідає нечітка множина симптомів, що визначається наступним чином: $E_i = \{\mu_{ik} / e_{ik}\}$, де μ_{ik} - визначає ймовірність (можливо нечітку) прояву даного симптому у хворих, e_{ik} .

Інтегральна оцінка порушення балансу стихії визначається за методом Сааті:

$$F_i^k = ME_i, \quad (1)$$

де $M\{\pi(AC_j), \mu_{ik}(C_j e_k)\}$ - вектор вагових коефіцієнтів дуг останнього рівня. Інтегральна оцінка наявних у пацієнта симптомів визначається аналогічним чином $F_i^c = M^* E^c$, де M^* - розширений вектор вагових оцінок дуг останнього рівня ієрархії симптомів порушення, в якій за умови наявності в пацієнта симптомів, що не належать даній стихії приймаються нульові значення для коефіцієнтів.

Для розрахунку допустимого значення ε - від множини еталонних захворювань необхідним є розрахунок граничних інтегральних оцінок захворювання у випадку наявності для кожного захворювання однієї множини симптомів або мінімальної та максимальної інтегральної оцінки у випадку наявності альтернативних множин симптомів.

Граничними інтегральними оцінками порушення балансу стихії у випадку наявності для кожного порушення однієї множини симптомів вважається оцінка співвідношення (1), та оцінка (1), що розраховується лише для підмножини симптомів $\mu_{ik}(C_j e_k) \geq \mu^*$ (для достатньої достовірності приймається $\mu^* = 25\%$). В обох випадках ε визначається як $\varepsilon = (F_{\max} + F_{\min}) / 2$.

На етапі діагностування система може отримати наступні результати:

1) пацієнт має одне порушення балансу стихії у випадку якщо, нечітка множина симптомів відповідає нечіткій множині ознак хвороби, $E^c = E_i$, або $E^c \in E_i$. Для порівняння множині симптомів E_j^c присвоюються значення μ_{ik} що розраховані для хвороби; або

інтегральна оцінка множини симптомів має відхилення у відповідності до співвідношення $|F_i^c - F_i^{ek}| \leq \varepsilon$;

2) пацієнт має декілька порушень балансу стихій у випадку якщо нечітка множина симптомів перетинається з нечіткою множиною ознак порушення балансу стихії, $E^c \cap E$, тоді проводиться пошук сукупності з k хвороб що задовольняють умові: $E^c \in \bigcup_{i=1}^k E_i$; або для кожної хвороби розраховується інтегральна оцінка підмножини симптомів E_k^c , і відхилення від еталонної множини симптомів, відповідає співвідношенню $|F_i^c - F_i^{ek}| \leq \varepsilon$, для всіх хвороб;

3) пацієнт потребує додаткове обстеження у випадках, якщо $E^c \notin E_i$, або $E^c \subseteq \sum_{i=1}^k E_i$ та немає можливості змінити масив симптомів, виключивши незначні з його точки зору, додавши інші. Обстеження визначається у напрямку, що відповідає масиву порушень балансу стихій $\inf\{E^c - E_i\}$; або $E^c = E_i$, або $E^c = \sum_{i=1}^k E_i$, але $|F_i^c - F_i^{ek}| > \varepsilon$. в такому випадку крім обстеження можна призначити лікування, так як відхилення може бути обумовлене індивідуальною реакцією пацієнта на порушення балансу стихії;

4) знайдено декілька взаємовиключних порушень балансу, або декілька можливих сукупностей порушень, тоді найбільш ймовірним є захворювання з найменшим ε , за необхідності лікар може направити пацієнта на додаткове обстеження вже для визначеного переліку захворювань.

В роботі розглянуті загальні аспекти проектування експертної системи діагностики захворювань, формалізовані підходи до діагностування пацієнтів за наявними симптомами та вибір множини ймовірних діагнозів. Впровадження такої системи дозволить скоротити час визначення діагнозу, використати досвід накопичений в традиційній китайській медицині, щодо діагностики захворювань та їх лікування, підвищити рівень обґрунтованості та якість прийняття рішень щодо діагностування захворювань.

Література

1. Самосюк И. З. Интегративная медицина — медицина будущего / Самосюк И. З., Чухраев Н. В. //Научно-практический журнал "Медицинский Вестник". — 2002. №№1-2.

2. Белоусов П. В. Теоретические основы китайской медицины. / П. В. Белоусов. — Алматы, 2004. — 160 с. — (Серия «Китайская чженцю-терапия»).
3. Саати Т. Принятие решений метод анализа иерархий / Т. Саати; [пер. з с англійської Р. Г. Вачнадзе]. — Москва : «Радио и связь», 1993. — 278 с.
4. Самохвалов Ю. Я. Экспертное оценивание. Методический аспект / Ю. Я. Самохвалов, Е. М. Науменко — К.: ДУКІТ, 2007. — 262 с.
5. Заде Л. А. Понятие лингвистической переменной и его применение к принятию решений / Заде Л. А. — М.: Мир, 1976. — 165с.

ВИКОРИСТАННЯ САМОАФІННИХ ФРАКТАЛІВ ДЛЯ МОДЕЛЮВАННЯ ВНУТРІШНЬОЇ СТРУКТУРИ УРБАНІЗОВАНИХ СИСТЕМ

Виклюк Ярослав Ігорович
vyklyuk@ukr.net

В роботі наведено огляд можливих підходів до моделювання форм населених пунктів за допомогою самоафінних фракталів. Обґрунтовано математичні підходи до моделювання даних об'єктів. Представлено математичний вигляд афінних перетворень в комплексній формі[1]. Наведено особливості розвитку та внутрішньої структури невеликих туристичних поселень.

Структурно представлено алгоритм моделювання фрактального росту поселень в нечіткому імовірнісному полі.

Обґрунтовано та наведено алгоритм розрахунку вхідних параметрів моделі. Представлено алгоритм побудови нечіткої бази знань та поля імовірності на основі нечіткого виводу Сугено. Запропоновано метод врахування імовірності забудови при рості самоафінного фракталу. Запропоновано метод врахування зони впливу декількох ініціаторів при моделюванні фрактального росту.

Розроблена методика моделювання фрактального росту населених пунктів представлена у вигляді покрокового алгоритму та структурної схеми.

Апробація алгоритму проводилась на туристичному курорті Українських Карпат – м.Ворохта. Отриманий фрактал за формою, розмірністю та ступеню схожості показав достатній рівень точності. Це підтверджує адекватність моделі.

До переваг такого підходу можна віднести можливість моделювання як форми так і внутрішньої структури містечка за короткий проміжок часу. В той самий час, недоліком даного підходу є

неможливість без додаткових наближень змодельовати динаміку зростання населеного пункту в часі.

Література

1. M. Batty, P. Longley Fractal cities, Academic Press, London and San Diego, 1996, 394p.

ВИЗНАЧЕННЯ РЕКРЕАЦІЙНОЇ ПРИВАБЛИВОСТІ ТЕРИТОРІЇ АДМІНІСТРАТИВНО-ТЕРИТОРІАЛЬНИХ ОДИНИЦЬ З ВИКОРИСТАННЯМ НЕЧІТКОЇ ЛОГІКИ

¹Виклюк Я.І., ²Артеменко О.І.

¹ Національний університет «Львівська політехніка»

vyklyuk@ukr.net

² Буковинський університет

o_hapon@yahoo.com

В роботі запропонована програмно-алгоритмічна модель розрахунку сезонного комплексного показника рекреаційної привабливості [1] для адміністративно-територіальних одиниць. Апробація моделі виконувалась для областей Карпатського регіону (Івано-Франківська, Закарпатська, Львівська та Чернівецька). Створений програмно-алгоритмічний комплекс дозволяє визначити найбільш перспективні для розвитку туристичного бізнесу райони (рис. 1), а також спрогнозувати величину фінансових надходжень від туристичних підприємств протягом року.

Практична цінність дослідження полягає в наданні рекомендацій інвесторам та органам місцевої влади щодо перспективності територіальних одиниць (наприклад, областей, їх районів) для розвитку туризму. Отримані результати можуть слугувати науковою

базою для стратегії економічного розвитку регіону.

Запропонований алгоритм може використовуватись для визначення рекреаційної привабливості довільних територій: районів, областей, економічних зон тощо. Застосований у розрахунках математичний апарат легко інтегрується з різними

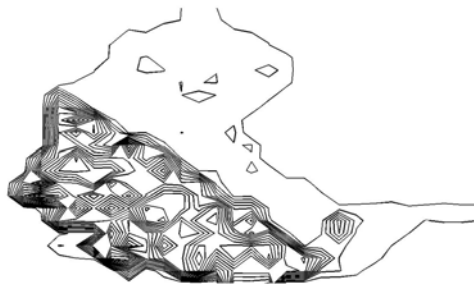


Рис. 1. Рекреаційна привабливість
Карпатського регіону в січні.

інформаційними та GIS системами.

Література.

1. Виклюк Я.І., Артеменко О.І. Методи побудови густини потенціального поля рекреаційної привабливості території // Штучний інтелект, 2009, №2, с. 151-160

ПРО ОДНУ МАТЕМАТИЧНУ МОДЕЛЬ ФІЛЬТРАЦІЙНОЇ КОНСОЛІДАЦІЇ ҐРУНТУ З УРАХУВАННЯМ КОНТАКТНОГО РОЗМИВУ НА ОСНОВІ ОДНОФАЗНОЇ ЗАДАЧІ СТЕФАНА

Власюк А.П., Мартинюк П.М.

Національний університет водного господарства та
природокористування

A.P.Vlasyuk.rv@gmail.com, Martinjuk74@gmail.com

Розглядається двовимірна задача ущільнення масиву ґрунту під плоским флютбетом з урахуванням можливості контактного розмиву ґрунту фільтраційним потоком (рис. 1).

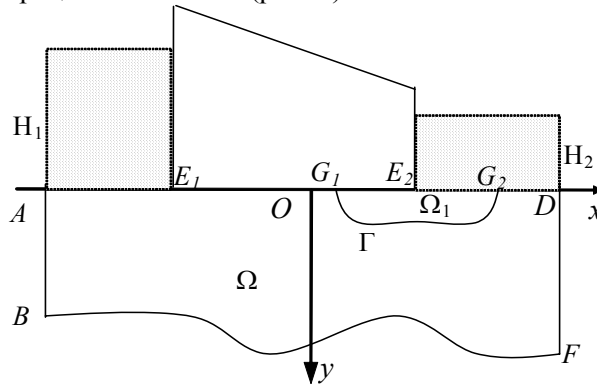


Рис.1. Фільтраційна консолідація та контактний розмив ґрунту

Нехай в області Ω міститься ґрунт, який під впливом прикладеного зовнішнього навантаження y вигляді плоского флютбету знаходиться в процесі фільтраційної консолідації (див. рис.1). Область Ω_1 утворюється в результаті контактної розмиву ґрунту вздовж бетонної основи E_1E_2 флютбету в області Ω і її займає порова рідина. В загальноприйнятих позначеннях математична модель двовимірної задачі фільтраційної консолідації з урахуванням контактної розмиву в умовах тепло-масопереносу буде описуватись наступною крайовою задачею:

$$\frac{(1+e)(1+\xi)}{2\gamma a} \nabla \cdot [\mathbf{K}_h(c, T) \nabla h - \mathbf{K}_c(c) \nabla c - \mathbf{K}_T \nabla T] = \frac{\partial h}{\partial t}, \quad \mathbf{X} \in \Omega, \quad (1)$$

$$\nabla \cdot (\mathbf{D} \nabla c) + \nabla \cdot (\mathbf{D}_T \nabla T) - \mathbf{u} \nabla c + \gamma_1 (C_m - c) = n \frac{\partial c}{\partial t}, \quad \mathbf{X} \in \Omega, \quad (2)$$

$$\nabla \cdot (\lambda \nabla T) - \rho c_\rho \mathbf{u} \nabla T = c_T \frac{\partial T}{\partial t}, \quad \mathbf{X} \in \Omega, \quad (3)$$

$$\mathbf{v} = \mathbf{F}(\mathbf{X}, t, \mathbf{u}), \quad c_v(\mathbf{X}, t) \left((\mathbf{v}, \mathbf{n}) + |(\mathbf{v}, \mathbf{d})| \right) = -m \rho_T \frac{d\Gamma}{dt}, \quad \mathbf{X} \in \Gamma, \quad (4)$$

$$\mathbf{u} = e\mathbf{v} - \mathbf{K}_h(c, T) \nabla h + \mathbf{K}_c(c) \nabla c + \mathbf{K}_T \nabla T, \quad \mathbf{X} \in \Omega, \quad (5)$$

$$h(\mathbf{X}, t)|_\Gamma = H_2(t), \quad c(\mathbf{X}, t)|_\Gamma = C_2(t), \quad T(\mathbf{X}, t)|_\Gamma = T_2(t), \quad \mathbf{X} \in \Gamma, \quad (6)$$

$$l_1 h(\mathbf{X}, t)|_{\Gamma_0} = H_1(\mathbf{X}, t), \quad l_2 c(\mathbf{X}, t)|_{\Gamma_0} = C_1(\mathbf{X}, t), \quad l_3 T(\mathbf{X}, t)|_{\Gamma_0} = T_1(\mathbf{X}, t), \quad (\mathbf{X}, t) \in \Gamma_0, \quad (7)$$

$$h(\mathbf{X}, 0) = h_0(\mathbf{X}), \quad c(\mathbf{X}, 0) = c_0(\mathbf{X}), \quad T(\mathbf{X}, 0) = T_0(\mathbf{X}), \quad \mathbf{X} \in \Omega, \quad (8)$$

де $\mathbf{X} = (x, y)$, $t \in (0; t_0]$; l_1 , l_2 , l_3 - оператори, що задають граничні умови для напору, концентрації солей та температури на бічній поверхні Γ_0 циліндра $\mathcal{Q}_{t_0} = \Omega \times (0; t_0]$.

Особливістю математичної моделі (1)-(8) є те, що на відміну від робіт [1, 2], в області контактного розмиву Ω_1 фільтраційні процеси не досліджуються, а осереднюються (аналог однофазної задачі Стефана). Це значно спрощує відшукування наближеного розв'язку крайової задачі (1)-(8), який був знайдений безсітковим методом радіальних базисних функцій.

Аналіз результатів проведених чисельних експериментів дозволив зробити наступні висновки: зона контактного розмиву у випадку математичної моделі (1)-(8) отримується більшою, ніж у випадку математичної моделі, побудованої згідно двохфазної задачі Стефана [2]. Тобто, математичну модель (1)-(8) можна використовувати для попередніх прогнозів можливості і величини контактного розмиву ґрунтів.

Література

1. Власюк А.П. Математичне моделювання фільтраційної консолідації масиву ґрунту в умовах тепло-масопереносу з урахуванням контактного розмиву / А.П.Власюк, П.М.Мартинюк // Вісник Київського ун-ту. Серія фіз.-матем. науки. – 2009. – Вип.1.- С. 92-97.
2. Власюк А.П. Математичне моделювання процесів фільтраційної консолідації ґрунтів в умовах тепло-солепереносу та руху суспензії в області

ПРИМЕНЕНИЕ ИНТЕГРИРОВАННОЙ ТЕХНОЛОГИИ ДЛЯ АНАЛИЗА ВРЕМЕННЫХ РЯДОВ

Гасанов А.С., Бидюк П.И., Федоров А.В.

Международный научно-учебный центр ИТС НАН и МОН Украины
ayding44@rambler.ru, pbidyuke@gmail.com

Важным этапом при решении финансово-экономических, технологических, технических и других задач, представленных временными рядами, является получение необходимых знаний об анализируемом процессе с целью дальнейшего построения моделирующей и прогнозирующей системы для принятия решения. В такой постановке без процедуры интеграции и использования интерфейсных средств эффективно решить перечисленные выше задачи невозможно. В связи с этим предлагаются методы модификации и интеграции программных средств при выборе и использовании методов моделирования и анализе качества прогнозов.

Известны общие системные подходы к конструированию технологии анализа нестационарных временных рядов. К ним относятся, в частности, различные методики, а также пакеты прикладных программ, такие как Statistics, StatGraf plus for Windows, EvIEWS, Matlab и др. Дальнейшим развитием системного подхода является их комплексное использование, т.е. построение интегрированной системы на основе нескольких взаимодействующих пакетов программ.

Описывается функциональная схема комплекса, включающая основные элементы интегрированной системы и их взаимосвязь. Приводятся примеры взаимодействия программной среды Матлаб с программированием в среде С++ при исследовании нестационарных временных рядов, а также пример взаимодействия Матлаб с EvIEWS при анализе статистических данных для моделирования, прогнозирования и принятия решения. Этот подход позволяет автоматизировать процедуру анализа исследуемого процесса, ускорить сроки изучения основных параметров процессов различной природы, обеспечивая при этом высокую точность полученных результатов и комфортность. Главное отличие предлагаемой интегрированной системы заключается в том, чтобы для вновь исследуемой задачи экспериментатору для принятия решения дать

ответ - какой метод окажется наиболее эффективным для анализа конкретной задачи.

ЧИСЕЛЬНО-АНАЛІТИЧНІ РОЗВ'ЯЗКИ ЗАДАЧІ КОШІ МАТРИЧНО-ДИФЕРЕНЦІАЛЬНИХ РІВНЯНЬ ТА ЇХ ЗАСТОСУВАННЯ

Геращенко А.П., Харченко І.І.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

ihar@unicyb.kiev.ua

У багатьох прикладних задачах виникає необхідність враховувати елементи невизначеності характеристик об'єкту дослідження. Одним з підходів до розв'язування таких задач полягає в тому, що при відсутності точної інформації про початковий стан системи слід розглядати певну множину, з якої можуть вибиратися початкові значення. Тоді динаміка такої системи може бути описана множиною початкових станів. У задачах оптимізації зазначених систем функціонал якості може бути заданий як функція максимуму за початковими даними.

У роботі пропонується використовувати розв'язки матричного диференціального рівняння

$$\frac{dX}{dt} = A(t)X + XA^T(t)$$
$$X(t_0) = X^{(0)}$$

з початковими умовами

Необхідно зауважити, що отримані результати можуть бути використані при формулюванні ефективних критеріїв для аналізу задач практичної стійкості [1]. Раніше такий підхід використовувався в задачах керування пучками траєкторій. Подальші дослідження виявили можливість застосування чисельно-аналітичного методу розв'язування матричних диференціальних рівнянь при моделюванні, аналізі і оцінці ситуацій в економіці та екології. Зокрема, при дослідженні моделей типу Леонтьєва-Форда [2].

Створене програмне забезпечення може бути корисним для дослідження динаміки пучків траєкторій в задачах, які мають широкий економічний зміст.

Література

1. Башняков О.М., Геращенко Ф.Г., Пічкур В.В. Практична стійкість, оцінка та оптимізація. – К.: ВПЦ «Київський університет», 2008. – 383 с.

2. Ляшенко І.М. Економіко-математичні методи та моделі сталого розвитку. – К.: «Вища школа», 1999. – 236 с.

**НОВІ ЧИСЕЛЬНІ МЕТОДИ НУЛЬОВОГО ПОРЯДКУ ДЛЯ
ВІДШУКАННЯ АБСОЛЮТНОГО ЕКСТРЕМУМУ НЕГЛАДКИХ
І РОЗРИВНИХ ФУНКЦІЙ**

Глебена М.І., Цегелик Г.Г.

Львівський національний університет імені Івана Франка

kafmmsep@franko.lviv.ua

При розв'язуванні різних класів прикладних задач і задач в самій математиці нерідко доводиться мати справу з відшукуванням екстремуму негладких і розривних функцій [1,2]. Такі ситуації зустрічаються, наприклад, в теорії апроксимації, при розв'язуванні окремих задач дослідження операцій, в застосуванні теорії керування рухом динамічних систем тощо. Тому великий інтерес становить розробка чисельних методів, за допомогою яких можна було б знаходити абсолютний екстремум як неперервно диференційованих, так і довільних негладких і розривних функцій.

В доповіді розглядається побудова чисельних методів нульового порядку відшукування абсолютного екстремуму окремо для довільних логарифмічно вгнутих та довільних неперервних і розривних функцій однієї, двох і багатьох змінних, в основі яких лежить використання апарату неklasичних мажорант і діаграм Ньютона функцій однієї і двох дійсних змінних, заданих таблично [3,4]. Досліджується ефективність методу та його порівняльний аналіз з методом нульового порядку Хука-Дживса. Головною перевагою розроблених методів є те, що їх збіжність не залежить від вибору початкового наближення.

Література

1. Батухтин В.Д., Майборода Л.А. Оптимизация разрывных функций. – М.: Наука, 1984. – 208 с.
2. Шар Н.З. Методы минимизации недифференцируемых функций и их приложения. – К.: Наук. Думка, 1979. – 199 с.
3. Цегелик Г.Г. Теория мажорант и диаграмм Ньютона функций, заданных таблично, и ее приложение // Укр. мат. журн. – 1989. –Т. 41. – №9. – С. 1273-1276.
4. Цегелик Г.Г. Апарат неklasичних мажорант і діаграм Ньютона функцій двох дійсних змінних, заданих таблично / Г.Г.Цегелик, Н.В.Федчишин // Вісн. Львів. ун-ту. Сер. мех.-мат. – 1998. – Вип. 50. – С. 209-211.

ТЕХНОЛОГІЇ ВИЯВЛЕННЯ ОПТИМАЛЬНИХ РЕЖИМІВ ФУНКЦІОНУВАННЯ ЕНЕРГОГЕНЕРУЮЧИХ СИСТЕМ, ПРОГНОЗУВАННЯ НЕБЕЗПЕЧНИХ НАСЛІДКІВ ТЕХНОГЕННИХ ВПЛИВІВ ТА ТЕХНОГЕНИХ КАТАСТРОФ

Головенко А. Д., Голубев С.О., Черній Д. І.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка,
D_Cherniy@ukr.net

Представлено технологію створення віддаленого сервісу (Internet технології B2B, Рис.1.) для виявлення оптимальних режимів функціонування енергогенеруючих систем (Рис.2.), для забезпечення прогнозування наслідків небезпечних процесів в акваторіях (Рис.3.) та для забезпечення прогнозування наслідків небезпечних процесів в масивах міської забудови та промислових зонах (Рис.4.).

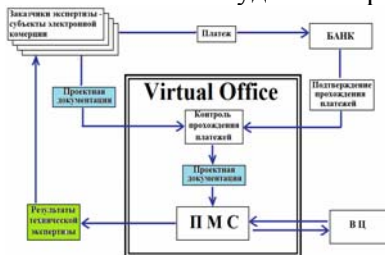


Рис.1

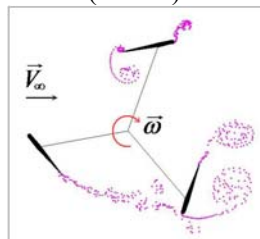
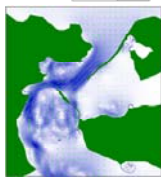


Рис.2.

Адвекційна модель розповсюдження
забруднення в акваторії з
перешкодою



Фото зі супутника (TerraSAR-X, 16.11.2007)



Модельний прогноз розповсюдження нафтового
забруднення у портах 100 днів після катастрофи

Рис.3.

Аеродинамічна інтерференція
висотної та малоповерхової
споруд

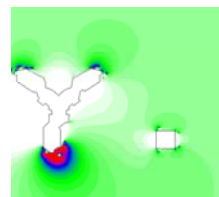
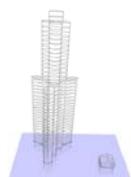


Рис.4.

Література

1. Головенко А.Д., Довгий С.О., Клименкова І.О. Черній Д.І.
Виявлення небезпечних наслідків прийняття необґрунтованих рішень
при розробці містобудівельних проєктів та проєктів промислових зон/
// International Workshop “PROBLEMS OF DECISION MAKING
UNDER UNCERTAINTIES” (PDMU-2009), Abstracts, April 27-30,
2009, Skhidnytsia,-с.193-194.

ПРО ЗАДАЧУ МАРШРУТИЗАЦІЇ
Гольденгорін Б.І., Атаманюк А.В.
Хмельницький національний університет
credema2008@gmail.com

Багато практично важливих задач планування, розподілення ресурсів, маршрутизації перевезень, побудови зводяться до задач дискретної оптимізації, розв'язання яких викликає значні труднощі.

Задачі маршрутизації транспортного засобу – це задачі комбінаторної оптимізації, в яких для парку транспортних засобів, що розташовані в одному або декількох депо, повинен бути визначений набір маршрутів до декількох віддалених точок-споживачів. Задача маршрутизації транспортного засобу – добре відома задача цілочислового програмування, що належить до класу NP – складних задач [1] (тобто обчислювальна складність задачі залежить від розміру вхідних даних експоненціально), яка розв'язується за допомогою евристичних алгоритмів [2]. Одним з видів задачі маршрутизації є задача маршрутизації з часовими вікнами.

На площині задана деяка кількість клієнтів з їхніми потребами, заданий час обслуговування та час від отримання замовлення до поставки, а також депо з однаковими транспортними засобами і з відомими обмеженнями на ємність транспортного засобу. Потрібно знайти множину шляхів початку та закінчення на головну станцію (склад), таку що кожен клієнт обслуговується тільки одним транспортним засобом. Очевидно, що деякий маршрут не повинен порушувати обмеження ємності транспортного засобу. Крім того кожен клієнт повинен обслуговуватися в своєму так званому часовому вікні. Часове вікно точно визначає ранній та самий пізній час, за який доставка має початися. Якщо транспортний засіб прибуває до клієнта до відкриття часового вікна, то повинен очікувати. Прибуття після кінця часового вікна не дозволяється.

У роботі проведено порівняльний аналіз таких методів розв'язання поставленої задачі як груповий генетичний алгоритм та евристика адаптивного пошуку відкритої області, алгоритмів пошуку околу змінної та забороненого пошуку, сформульовано і вибрано можливі релаксації для задачі маршрутизації пересування транспортного засобу з часовими вікнами, обмеженнями на максимально використаний ресурс; розроблено алгоритми обчислення і перерахунку верхніх і нижніх допусків для релаксацій задачі маршрутизації; проведено статистичний аналіз значень верхніх

допусків відносно витрат при прогнозі дуг в оптимальних рішеннях початкової задачі маршрутизації.

Література.

1. Гери М., Джонсон Д. Вычислительные машины и труднорешаемые задачи. – М.: Мир, 1982. – 416 с.
2. Michael Polacek, Richard F. Hartl and Karl Doerner. A Variable Neighborhood Search for the Multi Depot Vehicle Routing Problem with Time Windows // Journal of Heuristics, 10, 2004. – pp. 613–627.
3. Boris Goldengorin. Quantitative Logistics (20 lectures in Combinatorial Optimization). – Department of Econometrics and Operations Research, University of Groningen, 2000.

**МІНІМАКСНІ ОЦІНКИ ВІД РОЗВ'ЯЗКІВ ЗА
ЗАШУМЛЕНИМИ СПОСТЕРЕЖЕННЯМИ НЕВІДОМИХ
ДАНИХ ЛІНІЙНИХ ЕЛІПТИЧНИХ РІВНЯНЬ, ЩО
ДОПУСКАЮТЬ ЗМІШАНЕ ВАРІАЦІЙНЕ ФОРМУЛЮВАННЯ
Горбатенко М.Ю.**

Чернівецький національний університет імені Юрія Федьковича
Mikola.Gorbatenko@gmail.com

Нехай стан системи характеризується функцією $\varphi(x)$, яка визначається як узагальнений розв'язок задачі Діріхле:

$$\begin{aligned} -\operatorname{div}(A \operatorname{grad} \varphi) &= f \text{ в } D, \\ \varphi &= 0 \text{ на } \Gamma, \end{aligned}$$

яку увівши змінну $j = -A \operatorname{grad} \varphi$, можна записати у вигляді еквівалентної системи першого порядку:

$$\begin{aligned} A^{-1} j &= \operatorname{grad} \varphi \text{ в } D, \\ \operatorname{div} j &= f \text{ в } D, \varphi = 0 \text{ на } \Gamma, \end{aligned}$$

де $A = A(x) = (a_{ij}(x))$ симетрична $n \times n$ матриця з елементами $a_{ij} \in L^\infty(D)$, для якої існують такі додатні числа μ_1 і μ_2 , що виконується нерівність

$$\mu_1 \sum_{i=1}^n \xi_i^2 \leq \sum_{i,j=1}^n a_{ij}(x) \xi_i \xi_j \leq \mu_2 \sum_{i=1}^n \xi_i^2 \quad \forall x \in D, \quad \xi = (\xi_1, \dots, \xi_n) \in R^n,$$

через A^{-1} позначена обернена матриця до A .

Використовуючи змішані варіаційні постановки, отримано:

- нові твердження про загальний вигляд мінімаксних середньоквадратичних оцінок функціоналів від невідомих правих частин рівнянь і отримані представлення для похибок оцінювання;
- встановлена еквівалентність задачі мінімаксного оцінювання деякій задачі оптимізації.

Література

1. Наконечний О.Г. Оптимальне керування та оцінювання в рівняннях із частинними похідними: Навчальний посібник.—К.: Видавничо-поліграфічний центр “Київський університет”, 2004.— 103 с.
2. F. Brezzi, M. Fortin Mixed and hybrid finite element methods.— Springer-Verland, New York, 1991 – 350 p.

ЗАГАЛЬНА РІВНОВАГА НА ОСНОВІ ФУНКЦІЙ ПОПИТУ

¹Горбачук В.М., ²Гаркуша Н.І.

¹Інститут кібернетики імені В.М. Глушкова НАН України

GorbachukVasyl@netscape.net

²Київський національний університет імені Тараса Шевченка

NGarkusha@gmail.com

Нехай економіку утворюють споживач p (бідний), m (середній), r (багатий), f (зовнішній), а також виробник D (внутрішній) і виробник F (зовнішній), які випускають продукти 1 (першої необхідності), 2 (тимчасового вжитку), 3 (тривалого користування), 4 (розкоші) [1, 2]. Внутрішній виробник максимізує

прибуток $\pi_D = \sum_{i=1}^4 P_i x_{Di} - C_D(y_{D1}, y_{D2}, y_{D3}, y_{D4})$, де: $y_{D1}, y_{D2}, y_{D3},$

y_{D4} – обсяги продуктів 1, 2, 3, 4 відповідно, які виробник використовує для виробництва обсягів продуктів $x_{D1}, x_{D2}, x_{D3}, x_{D4}$; C_D – функція (технологія) витрат внутрішнього виробника;

$$P_i = a_i(x_{Di}, x_{Fi}) - b_i \times (y_{Di} + y_{Fi} + z_{pi} + z_{mi} + z_{ri} + z_{fi})$$

є ринковою ціною продукту $i = 1, 2, 3, 4$, де $z_{pi}, z_{mi}, z_{ri}, z_{fi}$ – обсяг попиту на продукт i споживача p, m, r, f відповідно; a_i, b_i – додатні параметри. Зовнішній виробник максимізує прибуток

$$\pi_F = \sum_{i=1}^4 P_i x_{Fi} - C_F(y_{F1}, y_{F2}, y_{F3}, y_{F4}).$$

Споживач p має бюджетне обмеження $\sum_{i=1}^4 P_i z_{pi} \leq B_p$, де $B_p = B_p(C_D, C_F, \pi_D, \pi_F)$. Аналогічно споживачі m , r , f мають обмеження $\sum_{i=1}^4 P_i z_{mi} \leq B_m$, $\sum_{i=1}^4 P_i z_{ri} \leq B_r$, $\sum_{i=1}^4 P_i z_{fi} \leq B_f$ відповідно.

Література

1. Горбачук В. М. Линейные модели торговли // Моделирование и оптимизация. – К.: Ин-т кибернетики им. В.М. Глушкова АН Украины, 1991. – С. 3–8.
2. Ляшенко І.М., Коробова М.В., Столяр А.М. Основи математичного моделювання економічних, екологічних та соціальних процесів. – Тернопіль: Богдан, 2006. – 304 с.

СТІЙКІСТЬ СТОХАСТИЧНОЇ ОПТИМІЗАЦІЇ З МАРКОВСЬКИМИ ПЕРЕКЛЮЧЕННЯМИ

Горун П.П.¹, Кійковська О.І.², Кукурба В.Р.¹, Хімка У.Т.¹

¹Національний університет "Львівська політехніка"

²Львівський національний університет ім.. І.Франка

ulyana.himka@gmail.com

Неперервна процедура стохастичної оптимізації [1] пошуку точки $u_0 \in R^d$ максимуму функції регресії $C(u, x)$ задається стохастичним диференціальним рівнянням:

$$du^\varepsilon(t) = \nabla_b C(u^\varepsilon(t), x(t/\varepsilon^2)) dt, \quad (1)$$

$$\nabla_b C(u, \cdot) = \{(C(u_i^+, \cdot) - C(u_i^-, \cdot)) / 2b(t), i = 1, d\}, u_i^\pm = u_i \pm b(t)e_i,$$

$e_i = \{0, \dots, 1, 0, \dots, 0\}$. Нехай $C(u, x)$, $u \in R^d$ - функція регресії залежить від рівномірно ергодичного марковського процесу $x(t), t \geq 0$, у вимірному фазовому просторі станів (X, X) [2]. Тоді для генератора Q марковського процесу зі стаціонарним розподілом $\pi(B), B \in X$, визначений потенціал R_0 .

$$du / dt = C'(u), \quad C(u) := \int_X \pi(dx) C(u, x). \quad (2)$$

Теорема. Нехай існує функція Ляпунова $V(u)$ для (2) така, що:
 $CI: (C'(u), V'(u)) < -c V(u), \quad c > 0$;

$$C2: |R_0 \nabla_b \tilde{C}(u, x) V'(u)| \leq c_0 V(u), c_0 > 0;$$

$$C3: |\nabla_b C(u, x) R_0 [\nabla_b \tilde{C}(u, x) V'(u)]'| \leq c_1 V(u), c_1 > 0;$$

$$\tilde{C}(u, x) = C(u, x) - C(u);$$

$$C4: |b'(t)/b(t)| \leq a < \infty,$$

тоді для кожного початкового значення $u^\varepsilon(0) = u_0$ процедура (1) при достатньо малих $\varepsilon \leq \varepsilon_0$ - є стійкою з ймовірністю 1.

Література

1. Я.М. Чабанюк, У.Т. Хімка. Асимптотична нормальність процедури стохастичної оптимізації в марковському середовищі (PDMU-2009) International Conference. Abstracts. Kamyanets-Podilsky, October, 5-9. Ukraine.-2009. С. 116-117.
2. Koroliuk V., Limnios N. . Stochastic Systems in Merging Phase Space. World Scientific Publishing, - 2005. - 330P.

МОДЕЛЮВАННЯ ТИПОВИХ ЗОВНІШНЬОТОРГОВЕЛЬНИХ ЗВ'ЯЗКІВ УКРАЇНИ З ЄС ЗА ДОПОМОГОЮ ЕКОНОМЕТРИЧНОГО ІНСТРУМЕНТАРІЮ

Григоров А.В. (НТУУ "КПІ"), Дідковська Б.В. (КНУКіМ),
Навродський В.О. (КНУКіМ)
grig52@mail.ru, navrodskiy@ukr.net

Нехай x^k – обсяги експорту з України до груп країн ЄС; x^l – обсяги експорту до країн ЄС; x^n – обсяги експорту до ЄС за товарними групами; m^p – обсяги імпорту до України з груп країн ЄС; m^q – обсяги імпорту до України з країн ЄС; m^r – обсяги імпорту з ЄС за товарними групами. ($k = \overline{1,5}$, $l = \overline{6,32}$, $n = \overline{33,43}$ $p = \overline{1,5}$, $q = \overline{6,32}$, $r = \overline{33,43}$).

Розглядаються регресійні моделі наступних типових залежностей:

1. Обсягів експорту з України до груп країн ЄС $x^k = F(x^n, m^r, m^p, t, kv^s, curs)$, де t – екзогенна інструментальна змінна тренду; kv^s – фіктивна змінна, що відображає сезонні квартальні коливання ($s = \overline{1,4}$); $curs$ – показник зміни курсу гривні до долара порівняно з попереднім кварталом;

2. Обсягів експорту з України до конкретних країн ЄС

$$x_l = F(x_n, x_k, m_q, m_r, m_p, t, kvs, curs);$$

3. Обсягів експорту України до ЄС за товарними групами виглядатиме наступним чином:

$$x^n = F(x^k, m^r, t, kv^s, curs).$$

У пропонованих типових залежностях в окремих випадках доцільно застосувати в якості незалежних змінних такі показники, як загальний торговельний оборот або торговельне сальдо, тоді $k = p$, $l = q$ або $n = r$.

За аналогією визначаються також залежності для моделювання показників імпорту.

4. Обсягів імпорту до України з груп країн ЄС

$$m^p = F(x^k, t, kv^s, curs);$$

5. Обсягів імпорту до України з конкретних країн ЄС

$$m^q = F(x^l, x^n, m^r, m^p, t, kv^s);$$

6. Обсягів імпорту до України з ЄС за товарними групами

$$m^r = F(x^n, x^k, m^p, t).$$

Для кількісного визначення параметрів регресійних рівнянь у процесі їх генерації було використано метод найменших квадратів. Стохастичні регресійні рівняння згенеровано як з вільним членом, так і без нього. При моделюванні рівнянь, у яких одним з пояснюючих факторів виступав час, часова компонента описувалася за допомогою лінійних, степеневих, експоненціальних, логарифмічних та інших функцій.

Комплекс моделей прогнозування розвитку зовнішньоторговельних зв'язків України з ЄС реалізовано в середовищі системи економетричного моделювання E.Views, яке забезпечує єдину технологію генерації регресійних рівнянь і тотожностей, генерації комплексу моделей, його структурного аналізу, введення інформаційних баз моделей.

При порушенні передумов класичного регресійного аналізу, в окремих випадках, невідомі параметри оцінювалися з використанням мінімаксних рекурентних алгоритмів.

ВЗАЄМОДІЯ ГАУСОВИХ ТА НЕГАУСОВИХ СКЛАДОВИХ ЕКОНОМІЧНИХ СИСТЕМ

Гришук Р.Т.

Львівський національний університет імені Івана Франка

grisri@mail.ru

Гармонійність структури бізнес-процесів підприємства забезпечують його успішний розвиток. Для підвищення ефективності потенціалу організаційної системи необхідно поєднання її складових в єдину гармонійну систему так, щоб вона задовольняла умовам структурної і функціональної цілісності і стійкої єдності з зовнішнім середовищем.

При дослідженні бізнес-процесів та прогнозуванні діяльності організаційних систем доводиться стикатися з двома процесами. Один з яких ближче до матеріального, технологічного процесу. Його можна описати гаусовим розподілом. Інший – процес, на який впливають світоглядні, морально-етичні, професійні, вікові, психологічні та інші установки керівництва та працівників організації. І ці установки можуть змінюватись протягом часу. Такі процеси можна описати негаусовим розподілом Парето. Таким чином, процеси, що відбуваються в організаційних системах є композицією гаусових і негаусових складових компонент.

В роботі розглянуто схеми взаємодії гаусових та негаусових складових динамічних систем. Запропоновані концептуальні теоретичні аспекти пояснення розвитку та організації економічних систем на основі використання принципу гармонії. Це інструмент, який має чітку логіку і реальну кількісну міру, що проявляються в моделі під назвою «золотий переріз».

Результатом є те, що нормальний закон розподілу випадкової величини є умовою появи гармонійної рівноваги між хаосом і порядком в структурі цієї випадкової величини.

Література.

1. Балакшин О.Б. Гармония саморазвития в Природе и обществе: Подобие и аналогии. М.: URSS. 2008.
2. Теоретико-ймовірнісні та статистичні методи в економетриці та фінансовій математиці. / М.М. Леоненко, Ю.С. Мішура, В.М. Пархоменко, М.Й. Ядренко. – К.: Інформтехніка, 1995. – 380 с.

ПРО ПОРЯДОК СКЛАДНОСТІ СТАЦІОНАРНИХ ДВІЙКОВИХ ЛАНЦЮГІВ МАРКОВА

Губеладзе А.К.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

Стационарна (у вузькому сенсі) послідовність випадкових величин $\{\xi_n; n \geq 1\}$, $\xi_n \in \{0,1\}$ являється стаціонарним, складним, двійковим ланцюгом Маркова порядку r , якщо послідовність випадкових векторів $\{(\xi_n, \xi_{n+1}, \dots, \xi_{n+r-1}); n \geq 1\}$ є ланцюгом Маркова. Якщо r – найменше число, що задовольняє цьому визначенню, то порядок складності r є точним. $S_i = (\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_r)$ – стан складного ланцюга з номером $i = 2^{r-1}\alpha_1 + 2^{r-2}\alpha_2 + \dots + \alpha_r + 1$, $\alpha_n \in \{0,1\}$, $n \geq 1$. Число станів складного ланцюга 2^r та $i \in \{1, 2, \dots, 2^r\}$. $P_i = P\{\xi_1 = \alpha_1; \xi_2 = \alpha_2; \dots; \xi_r = \alpha_r\}$ – ймовірність початкового стану $S_i = (\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_r)$, $P_{ij} = P\{\xi_2 = \alpha_2; \dots; \xi_r = \alpha_{r+1} / \xi_1 = \alpha_1; \dots; \xi_r = \alpha_r\}$ – ймовірність переходу за один крок зі стану $S_i = (\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_r)$ з номером i в стан $S_j = (\alpha_2, \dots, \alpha_{r+1})$ з номером j . Ергодичні класи і можливі переходи між станами складного ланцюга описуються за допомогою матриці перехідних ймовірностей складного ланцюга. Нехай $K = \{S_{i_1}; S_{i_2}; \dots; S_{i_k}\}$ – множина суттєвих станів ергодичного класу стаціонарного ергодичного складного ланцюга Маркова $\{\xi_n; n \geq 1\}$ порядку r , $1 < k \leq 2^r$. $(P_{i_1}, P_{i_2}, \dots, P_{i_k})$ – ймовірності початкових станів $\{S_{i_1}; S_{i_2}; \dots; S_{i_k}\}$ (стаціонарні ергодичні початкові розподіли ергодичного класу) і нехай $\sum_{m=1}^k P_{i_m} = 1$. Порядок r розглянутого складного ланцюга є точним тоді і тільки тоді, коли для деякого $S_i \in K$ стани $S_{i'}$, $S_{i'+2^{r-1}}$ ($i' = i:2$ при парному i , $i' = (i+1):2$ при непарному i) належать множині суттєвих станів K і для перехідних ймовірностей $P_{i'i}$, $P_{(i'+2^{r-1})i}$ виконується умова $P_{i'i} \neq P_{(i'+2^{r-1})i}$.

Література

1. Губеладзе А.К., Про збіжність послідовності функцій розподілу, що породжується стаціонарним складним ланцюгом Маркова. Тези міжнародної конференції PDMU-2008, травень 12-17, Київ-Рівне, стор. 91-93.

ЗАСТОСУВАННЯ ДРУГОГО МЕТОДУ ЛЯПУНОВА ДЛЯ ДОСЛІДЖЕННЯ СТІЙКОСТІ ЛІНІЙНИХ СТОХАСТИЧНИХ ДИФЕРЕНЦІАЛЬНИХ РІВНЯНЬ

Джалладова І.А.

Київський національний економічний університет ім. Вадима
Гетьмана, Київ, Україна,
irada-05@mail.ru

Досліджено стійкість у середньому квадратичному розв'язків системи лінійних стохастичних різницьових рівнянь з коефіцієнтами, що залежать від марковського ланцюга.

Розглядається система лінійних різницьових рівнянь з випадковими коефіцієнтами

$$X_{k+1} = A(\xi_k)X_k + H(\xi_k)u(k)X_k \quad (k = 0, 1, 2, \dots) \quad (1)$$

де ξ_k марковський ланцюг, який приймає значення $\theta_1, \dots, \theta_n$ з

ймовірностями $p_j(k) = P\{\xi_k = \theta_j\} \quad (j = 1, \dots, n; k = 0, 1, 2, \dots)$, що

задовольняють систему різницьових рівнянь

$$p_j(k+1) = \sum_{s=1}^n \pi_{js} p_s(k) \quad (j = 1, \dots, n; k = 0, 1, 2, \dots).$$

Перехідні ймовірності $\pi_{js} = P\{\xi_{k+1} = \theta_j \mid \xi_k = \theta_s\} \quad (j, s = 1, \dots, n)$

задовольняють відомі умови [1]

$$\pi_{js} \geq 0 \quad (j, s = 1, \dots, n), \quad \sum_{j=1}^n \pi_{js} = 1 \quad (s = 1, \dots, n).$$

Випадкові величини $u(k)$ - некорельовані і задовольняють умови

$\langle u(k) \rangle = 0, \quad \langle u(k)u(s) \rangle = 0 \quad (k \neq s), \quad \langle u(k)u(k) \rangle = 1 \quad (k, s = 0, 1, 2, \dots)$

де $\langle \rangle$ позначення математичного сподівання. Функцію Ляпунова $v(k, x, \xi)$ визначено для системи різницьових рівнянь (1) за формулою

$$v(k, x, \xi) = \sum_{j=k}^{\infty} \langle w(X_j, \xi_j) \mid X_k = x, \xi_k = \xi \rangle,$$

$$v_s(k, x) = \sum_{j=k}^{\infty} \langle w(X_j, \xi_j) \mid X_k = x, \xi_k = \theta_s \rangle \quad (s = 1, \dots, n)$$

Символ $\langle * | * \rangle$ позначає умовне математичне сподівання.

Нульовий розв'язок системи різницьових рівнянь (1) будемо називати L_2 - стійким, якщо для будь-якого розв'язку $X_k (k = 0, 1, 2, \dots)$ системи (1) збігається ряд

$$I = \sum_{k=0}^{\infty} \langle \|X_k\|^2 \rangle$$

Нульовий розв'язок системи різницьових рівнянь (1) називається асимптотично стійким у середньому квадратичному, якщо для будь-якого розв'язку X_k виконується співвідношення

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \langle \|X_k\|^2 \rangle = 0.$$

Із L_2 - стійкості системи рівнянь (1) випливає асимптотична стійкість розв'язків у середньому квадратичному. Для системи рівнянь (1) у якій коефіцієнти не залежать явно від k , із асимптотичної стійкості у середньому квадратичному не випливає L_2 - стійкості розв'язків.

Теорема. Нехай коефіцієнти системи різницьових рівнянь (1) залежать від скінченнозначного ланцюга ξ_k і від стандартного білого шуму $u(k)$. Для того, щоб нульовий розв'язок системи рівнянь (1) був асимптотично стійким у середньому квадратичному необхідно і достатньо щоб система матричних рівнянь

$$C_s(k) = B_s + \sum_{l=1}^n \pi_{ls} (A_l^* C_e(k+1) A_l + A_l^* C_l(k+1) H_l)$$

при $B_s > 0$ ($s = 1, \dots, n$) мала єдиний додатний розв'язок $C_s > 0$ ($s = 1, \dots, n$).

Література

1. Тихонов В.И. Марковские процессы / В.И. Тихонов, М.А. Миронов. — М. : Сов. радио, 1977. — 488 с.
2. Валєєв К.Г. Оптимізація випадкових процесів / К.Г.Валєєв, І.А. Джалладова. — К. : КНЕУ, 2006. — 310 с.

ВИКОРИСТАННЯ РЕГРЕСІЙНОГО АНАЛІЗУ ДЛЯ ДОСЛІДЖЕННЯ СФЕР ВПЛИВУ НА МАЛЕ ПІДПРИЄМНИЦТВО УКРАЇНИ

Добуляк Л. П.

Львівський національний університет імені Івана Франка

lucanlesia@gmail.com

Використовуючи регресійний аналіз, нами було проведено дослідження розвитку малого підприємництва в Україні протягом останніх років, його особливостей, тенденцій та рівня впливу різних

факторів на цей процес. Спираючись на положення економічної теорії, проаналізувавши чинники, що впливають на розвиток малого бізнесу, і зібравши відповідні статистичні дані за 2000 – 2007 рр. [1], було побудовано однофакторні та багатофакторні лінійні регресійні моделі, які показують залежність кількості малих підприємств в Україні від вибраних факторів: валового внутрішнього продукту (у фактичних цінах), млн. грн.; індексу споживчих цін, %; суми сплаченого податку на прибуток підприємств, млн. грн.; ставки податку на прибуток підприємств, %; обсягу кредитів, наданих суб'єктам господарської діяльності, млрд. грн.; облікової ставки Національного банку України, %; середньомісячної заробітної плати, грн.; обсягу грошових доходів населення, млн. грн.; загальної кількості валових інвестицій в основний капітал малих підприємств, млн. грн.; обсягу прямих закордонних інвестицій, млн. дол. США; кількості населення працездатного віку, тис. осіб; рівня зареєстрованого безробіття, %; кількості бізнес-центрів, одиниць; фінансовог забезпечення Українського фонду підтримки підприємництва для реалізації заходів державної політики сприяння розвитку підприємництва, тис. грн.

Таким чином, за допомогою аналізу обраних чинників, досліджувався вплив на мале підприємництво таких важливих сфер як: 1) загальний стан економіки України; 2) податкова система; 3) доступ до банківських кредитів; 4) купівельна спроможність населення; 5) наявність і розміри інвестицій; 6) стан сфери зайнятості населення; 7) державна підтримка.

Література

1. Державний комітет статистики України. Діяльність малих підприємств у 2007 році. Статистичний збірник – Київ, 2008, 210 с.

БАГАТОКРИТЕРІАЛЬНА ОЦІНКА РІВНЯ ЕФЕКТИВНОСТІ РИНКУ ФІНАНСОВОГО КАПІТАЛУ

Доленко Г.О.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
galinadolenko2006@yandex.ru

Розглянемо математичну модель багатокритеріальної оцінки рівня ефективності ринку фінансового капіталу (РФК):

$$EF_{CM} = \langle T, L, \Phi \rangle.$$

T — дерево критеріїв (головну ціль на верхньому рівні ієрархії T відображає F_0):

F_0 — підвищення ефективності функціонування РФК, на другому рівні 5 критеріїв:

F_1 — поліпшення функціонування фінансового капіталу підприємств,

F_2 — поліпшення функціонування банківського капіталу,

F_3 — збільшення коштів і заощаджень населення,

F_4 — збільшення коштів і заощаджень держави,

F_5 — розширення співпраці з міжнародними фінансовими організаціями),

L — набір якісних оцінок рівнів ефективності кожного критерію в ієрархії T ,

$L = \{\text{Дуже Низький рівень (ДН), Низький рівень (Н), Середній рівень (С), Високий рівень (В), Дуже Високий рівень (ДВ)}\}$,

Φ — система відношень переважання одних критеріїв над іншими для одного рівня ієрархії критеріїв: $\Phi = \{F_i(\varphi)F_j \mid \varphi \in (\succ, \approx), i \neq j\}$,

де $\succ$ — відношення строгої переваги, $\approx$ — відношення байдужості. Щоб оцінити рівень ефективності РФК необхідно провести агрегування даних в ієрархії T знизу вгору. Для агрегування інформації застосовуємо OWA (Ordered Weighted Averaging) оператор Ягера, де вагами в згортці виступають коефіцієнти Фішберна. В якості сімейства функцій належності $\mu_i(x)$ використовуємо стандартний 5-ти рівневий класифікатор (01 класифікатор), де функції належності $\mu_i(x)$ є трапецевидні числа. Вузлами класифікатора є 0.1; 0.3; 0.5; 0.7; 0.9.

Розглянемо наступний приклад: $\Phi = \{F_1 \approx F_2 \succ F_3 \approx F_4 \succ F_5\}$.
 $L = (H, H, H, H, ДН)$.

Для нього знаходяться вагові коефіцієнти Фішберна:
 $p = (p_1, \dots, p_5) = (0.27; 0.27; 0.18; 0.18; 0.09)$.

В результаті отримуємо багатокритеріальну оцінку рівня ефективності функціонування РФК (лінгвістичну інтерпретацію критерію F_0), що визначається функцією належності на 01 осі X (оператором Ягера):

$$\mu^*(x) = \sum_{i=1}^N \mu_i(x) \cdot p_i = (0.135, 0.2385, 0.3285, 0.4275) =$$

$$= \begin{cases} 0, & 0 \leq x \leq 0.135 \\ 10(x - 0.135), & 0.135 < x < 0.2385 \\ 1, & 0.2385 \leq x < 0.3285 \\ 10(0.4275 - x), & 0.3285 \leq x < 0.4275 \\ 0, & 0.4275 \leq x \leq 1 \end{cases}.$$

Для розпізнавання ступеню схожості використовуємо різновид норми Хемінга.

За знайденою багатокритеріальною оцінкою рівень ефективності функціонування РФК (лінгвістична інтерпретація F_0) характеризується як: низький зі ступенем схожості – 0.9775; дуже низький зі ступенем схожості – 0.7615; середній зі ступенем схожості – 0.7775.

ПСЕВДООБЕРНЕННЯ ТА ЛІНІЙНІ СТРУКТУРИ В ЗАДАЧАХ ГРУПУВАННЯ ІНФОРМАЦІЇ

В.С.Донченко

voldon@unicyb.kiev.ua

Уявлення про структуру досліджуваного об'єкта: його основні складові та зв'язки між ними, про його поведінку у часі, є принциповими у прикладному математичному дослідженні. Адекватна відбиття уявлень про структуру об'єкта в математичному описі об'єкта: його математичній моделі, здійснюється за допомогою засобів математичного структурування, для переліку яких достатньо пальців однієї руки.

Серед засобів математичного структурування структура лінійного, і, зокрема, евклідового, простору посідає чільне місце за багатством можливостей передачі особливостей об'єкту, що досліджується математичними методами.

Структура евклідового простору є принципово важливою в задачах групування інформації: в задачах класифікації, кластеризації та розпізнавання в різноманітних сферах. Це повною мірою стосується задачі обробки та розпізнавання зображень, задач Voice та Speech Recognition. Всі задачі такого роду використовують концепцію опису об'єкта, що досліджується, за допомогою вектору ознак, що з самого початку фіксує використання певної лінійної, чи – точніше – евклідової структури як середовища, в рамках якого здійснюється аналіз та пошук розв'язку проблеми, що є основною для дослідження.

Основними лінійними утвореннями, що пов'язуються з досліджуваними об'єктами в задачах групування в рамках загальної евклідової структури можуть бути лінійні чи афінні оператори, підпростори та гіперплощини. Серед основних нелінійних – слушні еліпсоїди. Принциповим конструктивним засобом опису відповідних структур є концепція псевдо обернення (ПдО) запропонована Moore'ом Penrose'ом, та її в роботах М.Ф.Кириченка [1].

В доповіді розглядаються властивості «групувальні» властивості ПдО та їхнє застосування (див., наприклад, [2]).

Література

1. Кириченко Н.Ф., Аналитическое представление возмущений псевдообратных матриц // Кибернетика и системный анализ. – 1997. – №2. – С. 98–107.
2. Кириченко Н.Ф., Донченко В.С. Псевдообращение в задачах кластеризации // Кибернетика и системный анализ. – №4. – 2007. – С. 73–92.

О РАДИУСЕ УСТОЙЧИВОСТИ ПАРЕТО-ОПТИМАЛЬНОГО ИНВЕСТИЦИОННОГО ПОРТФЕЛЯ В ВЕКТОРНОЙ БУЛЕВОЙ ЗАДАЧЕ С КРИТЕРИЯМИ РИСКА СЭВИДЖА

Емеличев В. А., Коротков В. В.

Белорусский государственный университет

emelichev@bsu.by, wladko@tut.by

Рыночной экономике присущ динамизм и высокая степень неопределенности. Поэтому фактор риска – неотъемлемый атрибут функционирования рынка. Рассмотрим векторный вариант булевой задачи формирования оптимального портфеля активов с наименьшим риском, основанный на «портфельной теории» Марковица [1,2], (см. также библиографию в [3]). Для этого введем следующие обозначения:

$N_n = \{1, 2, \dots, n\}$ – активы (акции, облигации предприятий, недвижимость, страховые полисы и т. п.),

N_m – экономические (портфельные) стратегии инвестора,

r_{ijk} – величина риска, которым подвергается инвестор, выбирая стратегию $i \in N_m$ и актив $j \in N_n$ по критерию $k \in N_s$,

R – трехиндексная матрица рисков (упущенных возможностей) размера $m \times n \times s$ с элементами r_{ijk} из $\mathbf{R}$,

$x = (x_1, x_2, \dots, x_n)^T \in X \subseteq \{0, 1\}^n$ – портфель активов инвестора.

Предполагается, что каждый портфель x инвестора из заданного набора X обеспечивает ему ожидаемый суммарный доход d и не выводит за пределы имеющегося капитала k , т. е.

$$\forall x \in X \quad \left(\sum_{j \in N_n} d_j x_j \geq d \quad \& \quad \sum_{j \in N_n} k_j x_j \leq k \right),$$

где d_j – ожидаемый доход актива j , k_j – стоимость актива j .

Векторная (s -критериальная) задача $Z^s(R)$, $s \geq 1$, с критериями минимаксного портфельного риска (крайнего пессимизма) Сэвиджа [4,5]

$$\max_{i \in N_m} \sum_{j \in N_n} r_{ijk} x_j \rightarrow \min_{x \in X}, \quad k \in N_s,$$

состоит в поиске множества Парето-оптимальных портфелей $P^s(R)$. Как обычно [6], радиусом устойчивости Парето-оптимального портфеля $x^0 \in P^s(R)$ назовем число

$$\rho^s(x^0, R) = \begin{cases} \sup \Xi, & \text{если } \Xi \neq \emptyset, \\ 0, & \text{если } \Xi = \emptyset, \end{cases}$$

где

$$\Xi = \{\varepsilon > 0 : \forall R' \in \Omega(\varepsilon) \quad (x^0 \in P^s(R + R'))\},$$

$$\Omega(\varepsilon) = \{R' \in \mathbf{R}^{m \times n \times s} : \|R'\| < \varepsilon\},$$

$$\|R'\| = \max\{|r'_{ijk}| : (i, j, k) \in N_m \times N_n \times N_s\}, \quad R' = [r'_{ijk}].$$

Теорема. Для радиуса устойчивости портфеля $x^0 \in P^s(R)$ имеют место следующие достижимые оценки

$$\begin{aligned} \min_{x \in X \setminus \{x^0\}} \max_{k \in N_s} \min_{i' \in N_m} \max_{i \in N_m} \frac{R_{ik} x - R_{i'k} x^0}{\|x + x^0\|^*} &\leq \rho^s(x^0, R) \leq \\ &\leq \min_{x \in X \setminus \{x^0\}} \max_{k \in N_s} \min_{i' \in N_m} \max_{i \in N_m} \frac{R_{ik} x - R_{i'k} x^0}{\|x - x^0\|^*}, \quad s \geq 1. \end{aligned}$$

Здесь $R_{ik} = (r_{i1k}, r_{i2k}, \dots, r_{ink})$, $\|z\|^* = \sum_{j \in N_n} |z_j|$, $z = (z_1, z_2, \dots, z_n)^T$.

Литература

1. Markowitz H. Portfolio selection, Journal of Finance, 7 (1952), No. 1, p.120-152.

2. Markowitz H. Portfolio selection: efficient diversification of investments.- Oxford: Blackwell, 1991. - 384 pp.
3. Steuer R.E., Na P. Multiple criteria decision making combined with finance: a categorized bibliographic study, Eur. J. Oper. Res., 150 (2003), No. 3, p.496-515.
4. Savage L.J. The foundation of statistics.-New York: John Wiley and Sons, 1954. - 376 pp.
5. Savage L.J. The foundation of statistics.-New York: Dover Publications, 1972. - 310 pp.
6. Emelichev V.A., Kuzmin K.G., Nikulin Yu.V. Stability analysis of the Pareto optimal solution for some vector boolean optimization problem, Optimization, 54 (2005), No. 6, p.545-561.

ОПТИМІЗАЦІЯ СТРУКТУРИ СИСТЕМИ ЗАХИСТУ ОБ'ЄКТІВ З МЕТОЮ ПІДВИЩЕННЯ БЕЗПЕКИ ЇХ ФУНКЦІОНУВАННЯ Євгієнко В.В.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
info@itsec.com.ua

Фізичний захист об'єктів критичної інфраструктури [1] має базуватися на диференційованому підході, що враховує існуючу оцінку загрози та потенційні наслідки несанкціонованого втручання.

При проектуванні та побудові систем захисту, сторона, що захищається, витрачає набагато більше ресурсів, ніж сторона, що нападає, тому питання про раціональний розподіл фінансових ресурсів та прийняття рішень в критичних ситуаціях стають першочерговими.

Вирішення задач, пов'язаних із забезпеченням заданого рівня захищеності об'єктів і районів їх розміщення, вимагає побудови методик кількісної оцінки ризиків. Всі сторони боротьби з потенційним противником повинні бути зведені в єдину агреговану математичну модель, яка буде корисною при прийнятті рішень щодо побудови або модернізації систем захисту на різних рівнях.

При моделюванні залежності кількості витрачених ресурсів і досягнутого рівня захисту, виникають такі задачі:

- пряма задача: розмістити оптимальним чином наявні ресурси так, щоб гарантувати максимально можливий рівень безпеки об'єкту, що захищається.
- обернена задача: розмістити оптимальним чином наявні ресурси так, щоб гарантувати необхідний (бажаний) рівень безпеки об'єкту, що захищається, при мінімально можливому використанні наявних ресурсів.

Сценарні агреговані моделі [2] та їх програмні реалізації [3] мають широкий спектр застосування і можуть бути адаптовані для вирішення задач різної розмірності та складності таких, як:

- моделювання систем захисту від терористичних атак на державному та регіональному рівнях;
- проектування систем захисту для промислових об'єктів та об'єктів критичної інфраструктури;
- оптимальний вибір захисних заходів та конкретного апаратного і програмного забезпечення при обмеженнях на бюджет та оцінка його ефективності;
- оцінка виправданості витрат на модернізацію існуючої захисної інфраструктури тощо.

При розробці та проектуванні об'єктів, що в результаті можуть стати мішенями для зловмисників, розглядають поняття проектної загрози. Проектна загроза – характеристики та властивості потенційних внутрішніх та/або зовнішніх супротивників, які могли би здійснити спробу нападу або диверсії, для протидії яким проектується та з точки зору протистояння яким оцінюється система фізичного захисту [4].

Ризики пов'язані з різноманітними загрозами повинні враховуватися передчасно на етапі проектування об'єктів та автоматизованих систем. Для критичних об'єктів необхідно завчасно проектувати та оцінювати ефективність комплексних систем захисту та попередження несанкціонованих дій зі сторони зловмисників.

Література.

1. Tagarev T., Pavlov N. Planning Measures and Capabilities for Protection of Critical Infrastructures // *Information & Security*, Vol. 22, 2007, 38-47.
2. Ушаков И. Анти-терроризм: размещение ресурсов защиты. Часть 3. – *Reliability: Theory & Applications* No.1 (Vol.2) , 2007. – с. 91.
3. Заславский В.А., Евгиенко В.В. Оптимизация интегрального регионального риска // *International Scientific School “Modeling and analysis of safety and risk in complex systems”*, July 05-08, 2009, Saint- Petersburg, Russia. – С. 33-38.
4. Оцінка загрози ядерного тероризму: проектна загроза: Науково-методологічний посібник / С.І. Кондратов, Ю.М. Скалецький, В.І. Кравцов, О.П. Кошарна, Н.І. Грицак; за заг. ред. академіка НАН України, д.т.н. В.П. Горбуліна – К.: ДП «НВЦ» Євроатлантикінформ», 2006. – 76 с.

СИСТЕМНИЙ АНАЛІЗ ПРОЦЕСІВ РИЗИКУ ЗА УМОВ ВІДНОВЛЮВАЛЬНИХ ПОТОКІВ НАДХОДЖЕНЬ І ВИПЛАТ

Єлейко Я.І., Звізло М.Р.

¹Львівський національний університет імені Івана Франка

Кафедра теоретичної та прикладної статистики

zvmax@i.ua

В умовах великої конкуренції страхових компаній на ринку страхових послуг виникає потреба розробки і впровадження все нових і нових страхових продуктів з метою притягнення до себе клієнтів. Це в свою чергу видозмінює процес надходжень і виплат страхової компанії, що приводить до розгляду побудови і аналізу процесів ризику, відмінних від класичних. Тому актуальність даної проблеми є на часі. В роботі зглядається наступна модель фінансового ризику страхової компанії: нехай процес ризику задається наступним чином

$$R_t(u) = u - U_t + A_t,$$

де $u \geq 0$ – початковий капітал страхової компанії в момент часу $t = 0$;

U_t, A_t – процеси відновлення з відповідними розподілами F_U, F_A .

Позначимо через $\tau = \inf \{t > 0 : R_t(u) < 0\}$ момент банкрутства страхової компанії з початковим капіталом $u \geq 0$. Вважатимемо, що $\tau(u) = +\infty$, якщо $R_t \geq 0 \forall t > 0$.

Використовуючи теорію процесів відновлення знаходиться оцінка моменту банкрутства та розміру збитків страхової компанії.

Література

1. Феллер В. Введение в теорию вероятностей и ее приложения. – Москва: Мир, 1967.
2. Скороход А.В. Лекції з теорії випадкових процесів. – Київ; Либідь, 1990.
3. Bowers N.L., D.A. Jones, H.U. Gerber, C.J. Nesbitt, J.C. Hickman Actuarial Mathematics, 2nd Edition – 1997. ISBN:978-0-93895-946-5 PC:959468.

ГРАНИЧНА ТЕОРЕМА ДЛЯ ГІЛЛЯСТОГО ПРОЦЕСУ З ДОВІЛЬНИМ ЧИСЛОМ ТИПІВ

¹Єлейко Я.І., ¹Базилевич І.Б., ¹Тимків Г.Б.

¹Львівський національний університет імені Івана Франка
Кафедра теоретичної та прикладної статистики
tumkiv_gala@mail.ru

Розглянемо гіллястий процес з дискретним часом та довільним числом типів T частинок, перетворення яких залежить від їх віку. В просторі T задана σ -алгебра множин U . Функцію розподілу життя однієї частинки типу t позначимо через $p_k = P\{\tau = k\}$, де τ - час життя частинки, P_t - умовна ймовірність того, що в початковий момент часу була одна частинка типу t . Нехай $\xi_n(du)$ - число частинок в момент часу n , типи яких належать $du \subset U$. $\xi_\tau(du)$ - число частинок нащадків, типи яких належать $du \subset U$. Будемо вважати також, що є рівномірно обмеженими перший та другий факторіальні моменти $M_t(s) = E_t \xi_\tau(s)$; $B(t, S, S_2) = E_t \xi_\tau(S_1) \cdot \xi_\tau(S_2) - E_t \xi_\tau(S_1 \cap S_2)$, де E_t - умовне математичне сподівання при умові, що в початковий момент часу є одна частинка типу t нульового віку. Крім цього вважатимемо, що ядро є незвідне і критичне [1]. Тоді основний результат теореми [2] буде справедливий коли замість нормуючого множника n взяти множник $b(n)$ такий, що $\frac{b(n)}{n} \rightarrow 1$, а саме

$$\lim_{t \rightarrow \infty} b(n) P_t \left\{ \frac{1}{b(n)} \int_T \varphi(u) \xi_t(du) \geq x \right\} = f(t) \exp \left\{ -\frac{2}{B} \frac{x}{A(\varphi(\cdot))} \right\},$$

де $f(t)$ - власна функція породжена ядром $M_t(S)$,

$$f(t) = \int_T f(u) M_t(du), \text{ а } B, A(\varphi(\cdot)) - \text{ константи, які обчислюються в}$$

явному виді, $\varphi(u)$ - вимірна обмежена функція.

Література

1. Єлейко Я.І. Предельные теоремы для ветвящихся процессов с произвольным числом типов. // Укр. мат. журн. 1982. Т.34, №3. — с.360-365.
2. Шуренков В.М. Эргодические процессы Маркова. — М., Наука, 1989.

ОЦЕНКА ВЕРОЯТНОСТИ РАЗОРЕНИЯ СТРАХОВОЙ КОМПАНИИ ДЛЯ РАЗЛИЧНЫХ МОДЕЛЕЙ РИСКА

Жмыхова Т.

Донбасская национальная академия строительства и архитектуры
zhmykhovatanya@mail.ru

Расчет характеристик деятельности страховой компании в целом на основе принятой математической модели позволяет в значительной мере удешевить стоимость страховых услуг и более эффективно управлять финансовой деятельностью страховой компании.

Изучались процессы риска, которые описывались уравнениями, в том числе и при инвестировании капитала только в безрисковые активы, то есть при $\alpha = 0$:

$$dX_x(t) = ((\alpha\mu + (1-\alpha)r)X_x(t) + c)dt + \alpha\sigma X_x(t)dW(t) - \int_0^{+\infty} uv_1(du, dt), \quad (1)$$

$$dX_x(t) = (\alpha\mu + (1-\alpha)r)X_x(t)dt + \alpha\sigma X_x(t)dW(t) + \int_0^{+\infty} uv_2(du, dt) - \int_0^{+\infty} uv_1(du, dt), \quad (2)$$

$$X_{n+1} = X_n(1 + r + \alpha(\rho_{n+1} - r)) + C - \eta_{n+1}, \quad (3)$$

$$X_{n+1} = X_n(1 + r + \alpha(\rho_{n+1} - r)) + C_{n+1} - \eta_{n+1}. \quad (4)$$

Для моделей (1) и (2) были выписаны достаточные условия существования и построены приближения решений уравнений; для (3) и (4) найдены оценки отклонения от приближенного решения, при $\alpha = 0$ решения уравнений найдены в явном виде, решением уравнений является вероятность (не)разорения страховой компании.

ВИКОРИСТАННЯ ГІС-ТЕХНОЛОГІЙ ДЛЯ НАУКОВО-ТЕХНІЧНОГО СУПРОВОДЖЕННЯ ОБ'ЄКТІВ КРИТИЧНОЇ ІНФРАСТРУКТУРИ

Заславський В.А., Мова С.О.

zas@unicyb.kiev.ua, movas_o@ukr.net

Комп'ютерні системи та сучасні ГІС-технології дозволяють наносити і відображати на карті, як різноманітні об'єкти для їх аналізу так і структуровані дані, які їх супроводжують, що дозволяє значно вдосконалити прийняття високовідповідальних управлінських рішень для підтримки функціонування і безпеки об'єктів.

В значній мірі сталий розвиток та безпека суспільства залежить від безпеки критичної інфраструктури країни, вразливість якої зростає. Разом з тим виникає гостра необхідність в розробці заходів для забезпечення захисту критично важливих елементів інфраструктури.

Критична інфраструктура представляє собою великомасштабні системи штучного походження, які забезпечують виробництво життєво необхідних суспільству товарів та послуг, знищення або пошкодження яких може мати значні політичні, економічні та екологічні наслідки, знижувати обороноздатність країни [3].

Значна увага в Україні приділяється основним об'єктам критичної інфраструктури, таким як урядові установи, оборона, енергетика, в тому числі атомна, кредитно – фінансова і банківська система, транспорт, інформатизація та телекомунікація, а також охорона здоров'я, громадське харчування, водопостачання, цивільна оборона та соціальний захист, промисловість, сільське господарство, нафтове виробництво, комунальне господарство, науково – дослідний сектор.

При дослідженні критичної інфраструктури виникають задачі аналізу та прийняття рішень з врахуванням різних показників [1]. В зв'язку з цим необхідно обробляти та зберігати великі об'єми статистичної та картографічної інформації.

Застосування ГІС-технологій та результатів дистанційного зондування Землі дозволяє зробити кардинальні зрушення в галузі забезпечення прийняття управлінських рішень, здійснювати моніторинг, оцінку ризиків, відображати на карті результати різного типу аналітичних запитів.

ГІС-технології дозволяють проводити моніторинг забруднення атмосферного повітря, кількості шкідливих викидів у поверхневі води та інші зміни об'єктів інфраструктури та їх вплив на навколишнє середовище, здійснювати оцінки та прогнозування змін навколишнього середовища під впливом різних факторів.

На об'єкти критичної інфраструктури мають вплив чисельні фактори ризику, до основних з яких відносяться людський, організаційний, природний або екологічний та інформаційний [2].

За цією класифікацією за допомогою ГІС-технологій можна здійснювати спостереження за розвитком небезпеки та давати прогнозні оцінки ризиків. Наприклад в разі появи паводка де можливе підмивання дороги або дамби, при пожежі – поширення та її масштаби, а також наслідки цих явищ. За даними досліджень аналітиків компанії MapInfo, до 80% інформації, яка зберігається в

корпоративних базах даних, має географічний компонент. Тому можливість візуалізації даної інформації у звичному для людського розуміння вигляді дозволяє значно спростити та удосконалити процеси формування та оцінки управлінських рішень. Окрім того, інформація, що відображається на картах може бути легко доповнена графіками, таблицями, фотографіями, звітними документами, мультимедійними засобами та тривимірними зображеннями.

За допомогою ГІС можна відобразити на карті оптимальні маршрути пересування транспортних засобів із небезпечним вантажем з урахуванням заторів на дорозі та одностороннього руху або показати вплив будівництва електростанції на навколишнє середовище.

Отже застосування ГІС-технологій для управління критичною інфраструктурою дозволяє вирішити широкий спектр задач, пов'язаних з аналізом та прогнозом, виділенням головних факторів, причин та можливих наслідків, плануванням стратегічних та поточних рішень.

Література

1. Заславський В.А. Принцип різнотипності при дослідженні складних систем з високою ціною відмови // Вісник Київського ун-ту, сер. військово-спеціальні науки.- 2006.-Вип.12-13.- С.11-14.
2. Заславський В.А. Оптимізація інтегрального регіонального ризику // Вісник Київського ун-ту, сер. фіз.-мат. науки.- 2004.- Вип.2.-С.228-239.
3. Tagrev T., Pavlov N., *Planning Measures and Capabilities for Protection of Critical Infrastructures*, Information & Security, Vol. 22, 2007, 38-47.

ЧИСЛОВИЙ АЛГОРИТМ ДЛЯ МАТЕМАТИЧНОЇ МОДЕЛІ ЛІНІЙНОГО ВУЗЛА ЕЛЕКТРИЧНОГО НАВАНТАЖЕННЯ

¹Зінько П.М. , ²Чабан А.В.

¹Київський національний університет імені Тараса Шевченка

²Національний університет «Львівська політехніка»

petro.zinko@gmail.com

Математична модель вузла навантаження побудована на основі рівнянь Лагранжа другого роду для електричних і магнітних кіл [1]

Усі параметри й функціональні залежності стосовно первинної обмотки приведені за числом витків до вторинної з коефіцієнтом трансформації k_T :

$$\frac{di_1}{dt} = A_{11}(u_1 - R_{T1}i_1) + A_{12}(u_2 - R_{T2}i_2) \quad (1)$$

$$\frac{di_2}{dt} = A_{21}(u_1 - R_{T1}i_1) + A_{22}(u_2 - R_{T2}i_2) \quad (2)$$

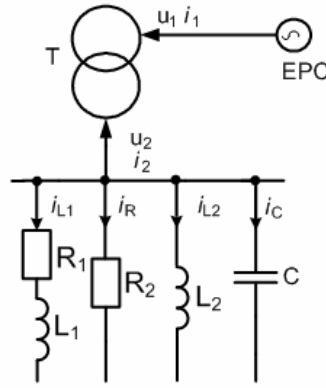


Рис.1. Схема вузла електричного навантаження.

$$A_{11} = \alpha_1(E - \alpha_1 G), \quad A_{12} = A_{21} = -\alpha_1 \alpha_2 G \quad (3)$$

$$A_{22} = \alpha_2(E - \alpha_2 G) \quad (4)$$

$$\alpha_1 \equiv \text{diag}(\alpha_{\sigma 1}), \quad \alpha_2 \equiv \text{diag}(\alpha_{\sigma 2}) \quad (5)$$

$$G = \begin{pmatrix} (\alpha_{\sigma 1} + \alpha_{\sigma 2} + \rho_A)^{-1} & 0 \\ 0 & (\alpha_{\sigma 1} + \alpha_{\sigma 2} + \rho_B)^{-1} \end{pmatrix} \quad (6)$$

$$i_{mA} + i_{mB} + i_{mC} = 0, \quad \psi_{mA} + \psi_{mB} + \psi_{mC} = 0 \quad (7)$$

$$I_m \equiv (i_{mA}; i_{mB})^T = (i_{1A} + i_{2A}; i_{1B} + i_{2B})^T \quad (8)$$

$$\tau_j = \left(\frac{\psi_{mj}}{i_{mj}} \right), \quad \rho_i = \left(\frac{\partial \psi_{mj}}{\partial i_{mj}} \right)^{-1}, \quad j = A, B \quad (9)$$

$$\frac{di_{L1}}{dt} = L_1^{-1}(u_2 - R_1 i_{L1}), \quad \frac{di_{L3}}{dt} = L_3^{-1} u_2 \quad (10)$$

$$i_{R2} = R_2^{-1} u_2, \quad \frac{du_2}{dt} = C^{-1} i_C. \quad (11)$$

Система лінійних диференціальних рівнянь (1)–(11) розпадається на дві незалежні підсистеми, для кожної з яких пропонується формула [2,3] наближеного обчислення розв'язку задачі Коші, яка основана на розв'язуючих операторах і формулі Тейлора:

$$y(t+h) = y(t) + \frac{h}{12} \left\{ 6F(y(t), t) + 6F(p(t+h), t+h) - \right. \\ \left. - h \left[\frac{\partial F(p(t+h), t+h)}{\partial t} - F(p(t+h), t+h) + 2hy''(t) \right] \right\}, \quad (12)$$

$$\text{де} \quad y'(t) = F(y(t), t), \quad y''(t) = F'_y(y(t), t)F(y(t), t) + \frac{\partial F(y(t), t)}{\partial t},$$

$$p(\eta) = y(t) + (\eta - t)y'(t) + \frac{1}{2!}(\eta - t)^2 y''(t), \quad \eta \in [t, t+h].$$

Література

1. Чабан А.В. Математичне моделювання коливних процесів в електромеханічних системах / А.В. Чабан. – Львів: Видавництво Т.Сороки, 2007. – 312 с.
2. Зінько П.М. Методи наближеного розв'язування задач Коші, які використовують розв'язуючі оператори і формулу Тейлора / П.М. Зінько // Обчислювальна і прикладна математика. – 1997. – вип.1. – С. 54–59.
3. Бейко І.В. Методи високих порядків для розв'язування задач Коші та багатовимірних крайових задач за допомогою асимптотично-розв'язуючих операторів / І.В. Бейко, П.М. Зінько // Збірник наукових праць «Математичне та комп'ютерне моделювання». – Кам'янець-Подільський: Кам'янець-Подільський нац. ун-т. – 2008. – вип.1. – С. 18-25.

ОБРОБКА МОВНИХ СИГНАЛІВ: АЛГЕБРАЇЧНА ФІЛЬТРАЦІЯ ВЕКТОРІВ ОЗНАК

Зінько Т.П.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка.

tzinko@ukr.net

На сьогоднішній день, під поняттям Speech Recognition приховується ціла сфера наукової діяльності. Задача обробки мовних сигналів є областю дослідження, що інтенсивно розвивається. Обробка мовних сигналів являється важливою прикладною задачею, якою займаються вже більше ніж півстоліття.

Важливим етапом у розв'язанні задачі обробки звукового сигналу є: з одного боку – опис мовних об'єктів, тобто формування векторів ознак на основі характеристик, які б зберігали специфіку сигналу, а з іншого – формування векторів ознак на основі аналізу гармонійних складових спектрів чи спектрограм. Спектрограма, сама по собі, є громіздким об'єктом для дослідження, тому розглянемо її з боку гармонійної складової сигналу.

Існують різні варіанти підходу до використання спектрограм для формування векторів ознак. Оскільки, спектрограма є матрицею, то необхідно формувати алгебраїчний апарат, котрий пов'язаний із побудовою векторів ознак на основі аналізу матриць.

Формування векторів ознак на основі формант, як локальних максимумів на спектрограмі, розглядалася у роботі [2]. У цій роботі розглядається формування векторів ознак на основі формантних характеристик із застосуванням засобів обробки матриць, яким є SVD розклад матриць [3,4] та «алгебраїчна» фільтрація. Після «алгебраїчної» фільтрації, отримані вектори ознак, підлягають стандартній обробці, яка описана в [1]. В основному, «алгебраїчна» фільтрація дозволяє значно зменшити розмірність векторів ознак, що зменшує час для подальшої обробки та аналізу сигналу.

Література

1. Донченко В.С., Зінько Т.П. Кластеризація в обробці мовних сигналів // Тези міжнародної конференції "Прийняття рішень в умовах невизначеності PDMU", 5-9 жовтня 2009. -с. 63.
2. Зінько Т.П. Обробка аудіосигналів та виділення формант // Тези міжнародної конференції «Прийняття рішень в умовах невизначеності», 12-17 травня 2008. –с. 118-119.
3. Кириченко Н.Ф. Аналитическое представление возмущений псевдообратных матриц // Кибернетика и системный анализ. – 1997. – №2. – С. 98–107.
4. Кириченко Н.Ф., Донченко В.С. Псевдообращение в задачах кластеризации // Кибернетика и системный анализ. –2007. – №4. – С. 98-122.

ОБ ОДНОЙ ЗАДАЧЕ ИДЕНТИФИКАЦИИ ДЛЯ СТАЦИОНАРНОГО НЕЛИНЕЙНОГО УРАВНЕНИЯ КВАЗИОПТИКИ

¹А.Д.Искендеров, ²Г.Я.Ягубов, ³Н.С.Ибрагимов

¹Ленкоранский государственный университет, Азербайджан

²Кавказский университет, Турция

³Бакинский государственный университет, Азербайджан

¹ofis@lsu.edu.az; ²gabilya@mail.ru; ³natiq_ibrahimov@mail.ru

Пусть D - ограниченная область 3-х мерного евклидова пространства R^3 , Γ граница области D , которая предполагается достаточно гладкой, $x = (x_1, x_2, x_3) \in D, 0 \leq z \leq L, L > 0$ – заданное число, $\Omega_z = D \times (0, z), \Omega = \Omega_L, S = \Gamma \times (0, L)$.

Рассмотрим систему распределения световых пучков в неоднородной среде, состояние которой описывается следующим уравнением квазиоптики [1]:

$$\begin{aligned} i \frac{\partial \psi}{\partial t} + a_0 \Delta \psi - a(x) \psi + v_0(x, z) \psi + i v_1(x, z) \psi + \\ + a_1 |\psi|^2 \psi = f(x, z), (x, z) \in \Omega, \end{aligned} \quad (1)$$

со следующими начальной и краевой условиями:

$$\psi(x, 0) = \varphi(x), x \in D, \psi \Big|_S = 0, \quad (2)$$

где $i = \sqrt{-1}$, Δ – оператор Лапласа, $\psi = \psi(x, z)$ – волновая функция или комплексная амплитуда электрического поля волны, распространяющиеся вдоль оси z , a_0 – заданное число, a_1 – комплексное число такое, что $a_1 = \operatorname{Re} a_1 + i \operatorname{Im} a_1$, $\operatorname{Im} a_1 > 0$, $\operatorname{Re} a_1 < 0$, $\operatorname{Im} a_1 \geq |\operatorname{Re} a_1|$; $a(x)$ – заданная вещественнозначная измеримая ограниченная функция, удовлетворяющая условию:

$0 \leq a(x) \leq \mu_0, \forall x \in D, \mu_0 = \overset{0}{const} > 0$; $\varphi(x), f(x, z)$ – заданные комплекснозначные измеримые функции, удовлетворяющие условиям:

$$\varphi \in \overset{0}{W}_2(D), f \in W_2^{0,1}(\Omega);$$

$v_0(x, z), v_1(x, z)$ – неизвестные показатели преломления и поглощения среды распространения.

Наша цель заключается в определении неизвестных коэффициентов $v_0(x, z), v_1(x, z)$ на основе получения заданного распределения $y = y(x)$ световых волн в области исследования, расположенного на расстоянии $z = L$ от передающего объекта, то есть на основе дополнительной информации:

$$\psi(x, L) = y(x), x \in D, \quad (3)$$

где $y = y(x)$ – заданная комплекснозначная функция из $L_2(D)$.

Пусть $v = (v_0, v_1)$, где $v_0 = v_0(x, z), v_1 = v_1(x, z)$. Элемент $v = v(x, z)$ будет отыскан на множестве:

$$V \equiv \left\{ v = (v_0, v_1) : v_m \in W_2^{0,1}(\Omega), \|v_m\|_{W_2^{0,1}(\Omega)} \leq b_m, m=0,1, v_1(x,z) \geq b_2, \forall (x,z) \in \Omega \right\}$$

где $b_m, m=0,1,2$ – заданные положительные числа. Это множество будем называть множеством допустимых элементов. Определение $v = (v_0, v_1)$, из множества V при условиях (1)-(3) является задачей идентификации по финальному наблюдению для уравнения квазиоптики вида (1). Вариационная формулировка этой задачи заключается в минимизации функционала:

$$J_\alpha(v) = \|\psi(\cdot, L) - y\|_{L_2(D)}^2 + \alpha \|v - \omega\|_H^2 \quad (4)$$

на множестве V при условиях (1),(2), где $\alpha \geq 0$ – заданное число, $\omega \in H$ – заданный элемент, $H \equiv W_2^{0,1}(\Omega) \times W_2^{0,1}(\Omega)$.

Задачу об определении функции $\psi = \psi(x, z) \equiv \psi(x, z; v)$ из условий (1),(2) при каждом $v \in V$ будем называть прямой задачей. Под решением этой задачи будем понимать функцию $\psi = \psi(x, z)$ из пространства

$$B_0 \equiv C^0\left([0, L], W_2^0(D)\right) \cap C^1([0, L], L_2(D)),$$

удовлетворяющую уравнению (1) для любого $z \in [0, L]$ и почти всех $x \in D$, а условиям (2) для почти всех $x \in D$ и $(\xi, z) \in S$, соответственно.

Следует отметить, что вариационная формулировка задачи идентификации для уравнения (1) ранее изучена в работе [2], когда ищется коэффициент $v_0(x, z) \equiv v_0(x)$.

Установлены следующие результаты:

Теорема 1. При каждом $v \in V$ прямая задача (1),(2) имеет единственное решение из пространства B_0 .

Теорема 2. Существует плотное подмножество G пространства H такое, что для любого $\omega \in G$ и при $\alpha > 0$ задача идентификации (1),(2),(4) имеет единственное решение.

Теорема 3. Задача идентификации (1),(2),(4) имеет хотя бы одно решение при $\alpha \geq 0$ и $\forall \omega \in H$.

Далее доказана формула для первой вариации функционала и установлено необходимое условие для решения задачи идентификации.

Литература.

1. Воронцов М.А., Шмальгаузен В.И. Принципы адаптивной оптики. М.: Наука, 1985. – 336 с.
2. Искендеров А.Д., Ягубов Г.Я. Оптимальное управление неограниченным потенциалом в многомерном нелинейном и нестационарном уравнении Шредингера // Вестник Ленкоранского государственного университета.- Серия естественных наук. - Ленкоран, 2007.- с. 3-56.

ГРАНИЧНІ РЕЗУЛЬТАТИ ДЛЯ ДЕЯКИХ ХАРАКТЕРИСТИК МОДЕЛІ ГРАТОК БЕРНУЛЛІ

¹Іксанов О.М., ²Негадайлов П.А.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

¹ iksan@unicyb.kiev.ua; ² npasha@list.ru

Нехай $\{J_n : n \in N_0\}$ -- випадкове блукання, що стартує в нулі і має кроки, розподілені як $|\ln \eta|$, де випадкова величина η приймає значення з відкритого інтервалу $(0,1)$, а $E_1, \dots, E_n$ -- вибірка розміру n з експоненційного розподілу з одиничним середнім, яка не залежить від випадкового блукання. Позначимо через $E_{1,n} \leq E_{2,n} \leq \dots \leq E_{n,n}$ порядкові статистики експоненційної вибірки. Позначимо $Z_n := \#\{1 \leq k \leq n : E_{k,n} \in (J_{U_n-1}, J_{U_n})\}$, таким чином Z_n є кількістю експоненційних точок в останньому зайнятому інтервалі.

Теорема 1. Припустимо, що $\mu = E|\ln \eta| < \infty$. Тоді при $n \rightarrow \infty$ Z_n збігається за розподілом до випадкової величини Z з розподілом

$$P\{Z = k\} = \frac{E(1-\eta)^k}{\mu k}, \quad k \in N.$$

Якщо $P\{\eta \leq x\} |\ln x|^{-\alpha} \sim L(|\ln x|)$ $x \rightarrow 0$, для $\alpha \in [0,1)$, то $\frac{\ln Z_n}{\ln n} \xrightarrow{d} Z_\alpha$, $n \rightarrow \infty$.

Якщо $P\{\eta \leq x\} |\ln x|^{-\alpha} \sim L(|\ln x|)$ $x \rightarrow 0$, для $\alpha = 1$ та якщо

$$\mu = \infty, \text{ то } \frac{m(\ln Z_n)}{m(\ln n)} \xrightarrow{d} Z_1, \quad n \rightarrow \infty,$$

де $m(x) := \int_0^x P\{|\ln \eta| > y\} dy$, розподіл Z_0 є виродженим в точці 1,

для $\alpha \in (0,1)$ Z_α має бета-розподіл з параметрами $(1-\alpha, \alpha)$, а Z_1 має рівномірний на $[0,1]$ розподіл.

ШВИДКІСТЬ ЗБІЖНОСТІ В L_p МАРТИНГАЛУ ПОВ'ЯЗАНОГО З ГІЛЛЯСТИМ ВИПАДКОВИМ БЛУКАННЯМ

¹Іксанов О.М., ²Полоцький С.В.

¹Київський національний університет імені Тараса Шевченка

¹ iksan@unicyb.kiev.ua ; ² pilot_ser@mail.ru

У даній роботі досліджується рівномірно інтегровний мартингал $W_n := \sum_{|u|=1} L_u$, пов'язаний з гіллястим випадковим блуканням. Знайдено

необхідні і достатні умови збіжності в L_p ($p > 1$) випадкового ряду

$$A := \sum_{n \geq 0} e^{an} (W - W_n), \quad (1)$$

для фіксованого $a > 0$, де W є границею в L_1 та м.н. мартингалу W_n . Окремо розглядається два випадки: $1 < p < 2$ та $p \geq 2$. У другому випадку необхідні та достатні умови є еквівалентними, а в першому вони близькі, але еквівалентними не є. Покладемо $m(r) := E \sum_{|v|=1} L_v^r$,

для $n \in \mathbb{N}$, $r > 0$. У подальшому, без обмежень загальності, будемо вважати, що $m(1) = 1$. Перейдемо до формулювання результатів.

Теорема 1 Припустимо, що $P\{W_1 = 1\} < 1$, $a > 0$ та $p \in (1,2)$.

Тоді A збігається м.н. і в L_p , якщо

$$EW_1^r < \infty \quad \text{і} \quad e^a m^{1/r}(r) < 1 \quad \text{для деякого } r \in [p, 2].$$

Зі збіжності A в L_p впливає

$$EW_1^p < \infty \quad \text{та} \quad \inf_{r \in [p, 2]} e^a m^{1/r}(r) \leq 1$$

Теорема 2 Нехай $P\{W_1 = 1\} < 1$, $a > 0$ і $p \geq 2$. Тоді A

збігається в L_p тоді і тільки тоді, коли

$$EW_1^p < \infty \text{ і } e^a(m^{1/2}(2) \vee m^{1/p}(p)) < 1.$$

У цьому випадку також має місце збіжність м.н...

Література.

1.Exponential rate of L_p -convergence of intrinsic martingales in supercritical branching random walks / G. Alsmeyer, A. Iksanov, S. Polotskiy [and others].//Theory Stoch. Proc. -2009.--V.15(31), №2.--P.1-18.

ПРИМЕНЕНИЕ ТЕОРИИ ИГР В ПЛАНИРОВАНИИ И КОНТРОЛИРОВАНИИ РЕСУРСОВ В ГОРНОДОБЫВАЮЩЕМ ПРЕДПРИЯТИИ

Ян Калужский

Instytut Ekonomii i Informatyki
Wydział Organizacji i Zarządzania
ul. Roosevelta, 26, 41-800 Zabrze

В работе предлагается теоретико-игровой подход к решению проблем планирования и контроля ресурсов в горнодобывающем предприятии. Обосновано применение иерархической двухлицевой игры с ненулевой суммой в качестве модели принятия стратегических решений в ситуации имеющей место в предприятии. Для сформулированных чистых стратегий обеих игроков принято решение игры в виде оптимальных стратегий Штаккельберга. Сценарий предложенной игры был верифицирован в реальных условиях горнодобывающего предприятия.

ЗАДАЧА НАБЛИЖЕННОГО СИНТЕЗУ ДЛЯ ЕВОЛЮЦІЙНОГО ВКЛЮЧЕННЯ СУБДИФЕРЕНЦІАЛЬНОГО ТИПУ

¹О.А. Капустян, ²В.В. Ясинський

¹КНУ імені Тараса Шевченка, ²НТУУ «КПІ»

kap_lena@ukr.net

В роботі розглядається задача оптимального керування для одного класу еволюційних включень субдиференціального типу. Використовуючи загальні результати про розв'язність та властивості розв'язків нескінченновимірних еволюційних включень з [1,2], а також розроблені конструктивні методи точного та наближеного синтезу в лінійно-квадратичних нескінченновимірних задачах [3,4], в роботі розв'язана задача наближеного синтезу для еволюційного

включення з правою многозначною частиною виду $\varepsilon F(y)$ при малих $\varepsilon > 0$ за умови, що при $\varepsilon = 0$ має місце точний синтез.

Література

1. Barbu V. Nonlinear semigroups and differential equations in Banach spaces. – Leyden: Noordhoff, 1976. – 360 p.
2. Толстоногов А.А. О решениях эволюционных включений // Сибирский математический журнал. – 1992. – Т.33, № 3. – С.165-175.
3. Капустян В.Е. Оптимальная стабилизация ограниченным сосредоточенным управлением решений параболической краевой задачи // Проблемы управления и информатики. – 1999. – №6. – С.58-67.
4. Сукретна А.В., Капустян О.А. Наближений усереднений синтез задачі оптимального керування для параболического рівняння // Український математичний журнал. – 2004. – Т.56, № 10. – С.1384-1394.

ПРО ОДИН ПІДХІД ДО ОЦІНЮВАННЯ ДЕТЕРМІНОВАНИХ ПОЛІВ НА ФОНІ ВИПАДКОВИХ ЗА ДАНИМИ ВІД n РЕЦЕПТОРІВ

В.С. Касьянюк

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

Розглядається задача інтерпретації даних, отриманих в ході спостережень поля (або процесу) на фоні випадкового поля (або процесу) n рецепторами (датчиками) з відомими характеристиками напрямленості. Модель спостережень в цьому випадку має вигляд

$$y = \int_D g(x)u(x)dx + \nu \quad (1)$$

$y = (y_1, \dots, y_n)^T \in C^n$, $g(x) = (g_1(x), \dots, g_n(x))^T \in L_2[D]$, $\nu = (\nu_1, \dots, \nu_n)^T$ – вектор похибок, $M(\nu) = 0$, $M(\nu\nu^*) = R$, $u(x) = w(x) + \varpi(x) \in L_2[D]$, $\varpi(x)$ – фонове випадкове поле (процес), $M(\varpi(x)) = 0$, $M(\varpi(x)\varpi^*(z)) = \Omega(x, z)$.

За даними (1) треба побудувати лінійні відносно даних у оптимальні оцінки $w(x)$. В якості таких оцінок розглянемо парето-оптимальні оцінки $w(x)$ [1], які мають одночасно незменшувані рівень шумового фону (дисперсію) та величину операторної нев'язки, що характеризує зсув. Використовуючи результати роботи [1], можна одержати континуальну множину шуканих оцінок у вигляді

$$\hat{w}(x) = g^*(x)(K + \alpha(P + R))^{-1}y, 0 < \alpha < \infty, K = \int_D g(x)g^*(x)dx,$$

$$P = \int_D \int_D g(x)\Omega(x,z)g^*(z)dx dz \text{ при умові, що } \det(P + R) \neq 0;$$

принципи вибору конкретного значення параметру Парето α обговорюються в [1].

Література

1. Белов Ю.А., Касьянюк В.С. Математичні методи і алгоритми обробки в задачі інтерпретації непрямих вимірювань. – К.: Науковий світ, 2000. – 79 с.

ВИКОРИСТАННЯ МЕТОДУ ДИНАМІЧНОГО ПРОГРАМУВАННЯ ДЛЯ РОЗВ'ЯЗУВАННЯ ЗАДАЧІ ВИЗНАЧЕННЯ НАЙКОРОТШИХ ВІДСТАНЕЙ В ТРАНСПОРТНІЙ МЕРЕЖІ

Квик М.Я., Цегелик Г.Г.

Львівський національний університет імені Івана Франка

kafmmsep@franko.lviv.ua

Задача визначення найкоротших відстаней в транспортній мережі знаходить широке застосування для визначення вартостей перевезення при розв'язуванні транспортних задач за критерієм вартості. Розв'язки таких задач використовуються для оптимального закріплення споживачів за постачальниками, підвищення продуктивності транспорту за рахунок скорочення непродуктивних пробігів та ін. Для розв'язування задачі в доповіді використовується метод динамічного програмування, який дає можливість знайти одночасно найкоротші відстані від будь-якого пункту до всіх інших в заданій транспортній мережі.

Нехай на деякій поверхні взято скінченну кількість точок $P_1, P_2, \dots, P_n$, які з'єднані дугами (зв'язками) (P_i, P_j) , що не перетинаються.

Сукупність точок і дуг, що їх з'єднують, називатимемо мережею. Мережу називатимемо достатньо зв'язаною, якщо існує шлях, що складається з дуг, який з'єднує будь-які дві точки мережі. Дві точки мережі назвемо сусідніми, якщо існує дуга, що їх з'єднує. Вважатимемо, що задана достатньо зв'язана мережа на якій кожній дузі, яка виходить із точки P_i і входить в точку P_j , поставлено у відповідність деяке дійсне невід'ємне число l_{ij} - її довжину, причому

$l_{ij} = l_{ji}$. Треба визначити найкоротші відстані в мережі від будь-якої точки до всіх інших і відповідні шляхи, з яких вони складаються. Для розв'язання поставленої задачі нами розроблено алгоритм методу динамічного програмування та його програмну реалізацію. Проведено порівняння ефективності алгоритму з алгоритмом Дейкстри. Розроблений алгоритм використано для розв'язання конкретної реальної задачі для підприємства малого бізнесу.

СИСТЕМА ПРИЙНЯТТЯ РІШЕНЬ ПРИ СТРАХУВАННІ НЕЩАСНОГО ВИПАДКУ НА ВИРОБНИЦТВІ

Кічка Т.О.

Східноукраїнський національний університет ім. В.Даля

t_k_13@mail.ru

В роботі формалізована модель нечіткої логіки експертної роботи при страхуванні нещасного випадку на виробництві для забезпечення системи прийняття рішень.

При створенні моделі нечіткої логіки для забезпечення системи прийняття рішень необхідно врахувати всі чинники, які можуть призвести до нещасного випадку на виробництві. Згідно даних чинників, експерт робить висновки внаслідок чого, а саме, з якої причини та що саме призвело до нещасного випадку..

Застосування нечітких множин для страхового аналізу підприємств є способом, який дозволяє боротися з невизначеністю не тільки статистичною, але і лінгвістичною, тобто з невизначеністю висловів на природній мові. Використання нечітких множин допоможе на строгій мові математики зрозуміти невизначеність значення того чи іншого показника та в подальшому зробити наукові виведення на основі отриманих нечітких описів.

Далі стисло опишемо метод експертно-страхового аналізу, який включає в себе також і модель нечіткої логіки. Стислий опис методу:

Етап 1 (Множини). Введемо наступні базові множини і підмножини станів, описані на природній мові:

1.Повна множина страхових станів Е підприємства розбита на п'ять підмножин 2.Відповідна множині Е повна множина ступенів ризику нещасного випадку на виробництві G також розбита на 5 підмножин.

Етап 2 (Показники). $x = (x_1, \dots, x_{122})$ - вихідні параметри.
 $e = (e_1, e_2, e_3, e_4, e_5)$ - вхідні параметри.

$x = f_x(e_1, e_2, e_3, e_4, e_5)$, f_x - встановлює зв'язок між змінними X та E, де X- якісні змінні, E- кількісні змінні.

Також X - класифікатор нещасного випадку на виробництві, котрий дає змогу нам оцінити стан на виробництві стосовно стану підприємства та ступеню ризику на ньому.

Універсальні множини, які при цьому використовуємо, мають вигляд: $U_1 = [1,27]$ - види подій, що призвели до нещасного випадку, $U_2 = [1,38]$ - причини нещасного випадку, $U_3 = [1,55]$ - обладнання, устаткування, машини, механізми, транспортні засоби, експлуатація яких призвела до нещасного випадку.

Етап 3 (Значущість). Зіставимо кожному показнику X_i рівень його значущості для аналізу r_i (згідно правилу Фішберна).

Етап 4 (Класифікація ступеня ризику). Побудуємо класифікацію поточного значення g показника ступеня ризику G як критерій розбиття цієї множини на підмножини. (Таблиця 1)

Таблиця 1

Інтервал значень G	Найменування підмножини
$0.8 < g < 1$	G1 - "граничний ризик нещасного випадку на виробництві "
$0.6 < g < 0.8$	G2 - "ступінь ризику нещасного випадку на виробництві висока"
$0.4 < g < 0.6$	G3 - " ступінь ризику нещасного випадку на виробництві середній"
$0.2 < g < 0.4$	G4 - " низький ступінь ризику нещасного випадку на виробництві "
$0 - 0.2$	G5 - "ризик нещасного випадку на виробництві незначний"

Згідно розбиттю на підмножини, маємо 5 термів та відносно цього будемо функцію належності для кожного з них:

$$\mu^1(u) = 1 - \frac{1}{4}u, u \in [0, 4] \quad \mu^2(u) = \begin{cases} u, u \in [0, 1) \\ \frac{4}{3} - \frac{1}{3}u, u \in [1, 4] \end{cases} \quad \mu^3(u) = \begin{cases} \frac{1}{2}u, u \in [0, 2) \\ 2 - \frac{1}{2}u, u \in [2, 4] \end{cases} \quad \mu^4(u) = \begin{cases} \frac{1}{3}u, u \in [0, 3) \\ 4 - u, u \in [3, 4] \end{cases} \quad \mu^5(u) = \frac{1}{4}u, u \in [0, 4]$$

Для прийняття точнішого рішення експертом введені наступні лінгвістичні змінні: $y_1, y_2, y_3, z_1, z_2, z_3, z_4$, які оцінюються п'ятьма нечіткими термами. Далі задаються експертні висловлювання для кожної із залежностей. Для кожного правила будується матриця знань, згідно лінгвістичних змінних.

Етап 5 (Класифікація значень показників). Побудуємо класифікацію поточних значень x показників X як критерій розбиття повної множини їх значень на підмножини.

Етап 6 (Оцінка рівня показників). Проведемо оцінку поточного рівня показників, тобто зіставимо відповідно кожному найменуванню показника X_1 значення $-x_1$, так само і для X_i і відповідно для X_N .

Етап 7 (Класифікація рівня показників). Проведемо класифікацію поточних значень x по критерію етапу 5.

Етап 8 (Оцінка ступеня ризику). Оцінка ступеня ризику нещасного випадку на виробництві g :

$$g = \sum_{j=1}^5 g_j \sum_{i=1}^N r_i \lambda_{ij}. \quad (1)$$

Етап 9 (Лінгвістичне розпізнавання). Класифікуємо отримане значення ступеня ризику на даних Таблиці 1. Тим самим, виведення про ступінь страхового ризику підприємства набуває лінгвістичну форму.

Висловлюваний підхід до аналізу ризику нещасного випадку на виробництві дозволяє враховувати усі недоліки існуючих підходів, аналізувати ризик нещасного випадку на виробництві, настроюючись не тільки на період часу, галузь, але і на саме підприємство, на його економічну і управлінську специфіку. Пропонується свого роду «конструктор», який може бути використаний страховим експертом на свій розсуд.

Література

1. Сявавко М.С. Інтелектуалізовано-інформаційна система «Нечіткий експерт».- Л.: Видавничий центр ЛНУ ім. І. Франка, 2007.-320с.
2. Внукова Н.М., Кузьминчук Н.В. Соціальне страхування.-К.:Кондор, 2006.-352с.

МАТЕМАТИЧНЕ МОДЕЛЮВАННЯ ДИНАМІКИ ПРЯМИХ І НЕПРЯМИХ ПОДАТКОВИХ НАДХОДЖЕНЬ ДО БЮДЖЕТУ УКРАЇНИ

Коркуна Н.М.

Львівський національний університет імені Івана Франка

a.natali.m@mail.ru

Однією з головних ланок системи оподаткування у державі є податки [1]. Вони виступають невід'ємним елементом функціонування сучасних економічних систем. В основу всіх видів податків покладено загальні ознаки, які дозволяють здійснити певну класифікацію податків.

Головну групу становлять прямі і непрямі податки. Це групування залежить від об'єкта обкладання, взаємовідносин платника і держави. Прямі податки встановлюються безпосередньо на дохід і майно. До непрямих податків належать податки, які не залежать безпосередньо від доходу платника. Прямі і непрямі податки включаються в ціну товару або тариф.

Метою цього дослідження є побудова математичних моделей динаміки прямих і непрямих податкових надходжень до державного бюджету та аналіз впливу останніх на ВВП.

Нами побудовані експоненціальні моделі динаміки надходжень прямих та непрямих податків до бюджету України. Ці моделі, відповідно, мають вигляд:

$$y = e^{0,235x+9,555} \quad \text{та} \quad y = e^{0,301x+9,222}.$$

Коефіцієнти кореляції цих моделей мають наступні значення $R_1 = 0,9845$ та $R_2 = 0,9806$. Оскільки коефіцієнти кореляцій для цих моделей є близькими до одиниці, то побудовані моделі досить добре апроксимують досліджувані процеси і можуть використовуватися для прогнозування на наступні періоди.

Література

1. Лондар С. Л. Моделі прийняття рішень з проблем вдосконалення податкової політики в умовах ринкової трансформації економіки України : монографія. / С. Л. Лондар; [ред. проф. В. Юринець]. – Львів : Вид-во Львів. ун-ту, 2001. – 224 с.
2. Лук'яненко І. Г. Економетрика : підручник / І. Г. Лук'яненко, Л. І. Краснікова. – Київ : Т-во “Знання”, КОО, 1998. – 494 с.

ФІЛЬТРАЦІЯ ПІДМНОЖИН ДЛЯ МНОЖИНИ ТОЧОК В СКІНЧЕНОВИМІРНОМУ ПРОСТОРИ

Кудін Г.І.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

kudin@unicyb.kiev.ua

В роботі [1] були запропоновані ідеї синтезу систем класифікації, кластеризації сигналів, які базуються на використанні властивостей псевдообернених матриць. Пропонується розвиток подібного роду засобів синтезу систем, включаючи аналіз лінійної віддільності скінчених множин.

Нехай $x = (x_1, \dots, x_m)^T$ визначає вектор ознак, який характеризує розглядуваний сигнал. Для послідовності векторів $x(1), \dots, x(n)$ в

просторі ознак, елементи якої відповідають різним реалізаціям досліджуваних сигналів, формулюється задача лінійної класифікації.

Задана деяка скінчена множина точок

$$\Omega_x = \{x: x(j) \in R^m, \quad j = \overline{1, n}\}$$

і вона лінійно невіддільна від початку координат, тобто $\exists a \in R^m, \|a\| > 0$, для якого $a^T x(j) \geq 1, \quad j = \overline{1, n}$.

Виникає питання: яка підмножина точок $\Omega_f \in \Omega_x$ не дозволяє цій множині бути лінійно віддільною. При цьому бажано було б знайти таку підмножину точок $\Omega_f \in \Omega_x$ з мінімальною кількістю в ній елементів. Поставлена задача, з точки зору її класичного розв'язку, при великих значеннях n і m - складна, тому пропонується розв'язати її послідовними виключеннями елементів, які найбільше несприятливо впливають на лінійну віддільність множин, і таким способом здійснити фільтрацію лінійно віддільних підмножин.

Література

1. Кириченко Н.Ф., Кривонос Ю.Г., Лепеха Н.П. Оптимизация синтеза гиперплоскостных кластеров и нейрофункциональных преобразований в системах классификации сигналов // Кибернетика и системный анализ. – 2008. – №6. – С. 107-125.

ЕКСПЕРТНА МОДЕЛЬ ПРИЙНЯТТЯ РІШЕНЬ ЩОДО БАНКІВСЬКОГО КРЕДИТУВАННЯ ГАЛУЗЕЙ ЕКОНОМІКИ

Кузьмінов Є.В.

Класичний приватний університет, м. Запоріжжя

kuzminov@ukr.net

В основу запропонованої моделі покладено процедуру колективного вибору. Кожен учасник експертної групи має свою точку зору на те, якої галузевої політики має дотримуватися банк для досягнення найкращих фінансових результатів, і ці погляди в більшості випадків не збігаються. Колективне ж рішення враховує в деякій формі інформацію про кредитну політику, яку б обрали в цій ситуації окремі учасники. Внаслідок застосування процедури може бути отримана політика, яка не збігається з жодним із варіантів, запропонованих експертами, або може бути відокремлена частина варіантів, яка збігається з частинами, вказаними окремими учасниками.

Постановка задачі розподілу кредитного портфеля між

галузями економіки полягає в такому. Кожен експерт визначає у просторі R^n змінних $W = (w_1, w_2, \dots, w_n)$ (де w_i – частка ресурсів, які спрямовуються в i -ту галузь) множину Ω_j ($j = \overline{1, m}$) варіантів розподілу ресурсів, що його задовольняють. Найбільш простим є випадок, коли кожен експерт задає множину векторів, що його задовольняють, за допомогою лінійних обмежень [1]. Обмеження можуть набувати різного економічного значення, наприклад:

1) w_i – сума коштів, які планується інвестувати в i -ту галузь;

2) $\sum_{i=1}^n w_i \leq R, w_i \geq 0$ – загальна кількість вкладень не повинна

перевищувати кількість кредитних ресурсів банку;

3) $\sum_{i=1}^n h_l \cdot w_i \leq H_l, l = \overline{1, V}$ – обмеження на розміщення ресурсів l -

го вигляду, де h_l – кількість l коштів на кредитування однієї одиниці i -ї галузі тощо.

Тоді якщо множини Ω_j не перетинаються, то, за аналогією з визначенням медіани Кемені, будемо вважати варіант W^* , який найбільш точно відображає думки кожного експерта, сума відстаней від якого до кожної з множин Ω_j буде найменшою [2].

Відстань від точки W до множини Ω визначається за формулою

$$d(W, \Omega) = \min_{Y \in \Omega} \eta(W, Y),$$

де $\eta(W, Y)$ – відстань між точками W та Y , яка визначається за формулою:

$$\eta(W, Y) = \sum_{i=1}^n |w_i - y_i|.$$

Якщо множини Ω_j перетинаються, то кращий розподіл шукають за допомогою функції загального прибутку банку на множині Ω [3], яка визначається як $\Omega = \bigcap_{j=1}^m \Omega_j$.

Застосування медіан Кемені в якості експертного методу для розв'язання задачі визначення кредитних характеристик галузі, обумовлено тим, що вони володіють стійкістю щодо незначної зміни складу експертної комісії, а збільшення числа експертів наближає їх

до деякого граничного значення – математичного сподівання випадкової змінної, яка має такий же розподіл, як і судження експертів. Відтак медіану Кемені можна розглядати як істинне судження експертів, від якого кожен з них відхилився через випадкові причини.

Література.

1. Кузьмінов Є.В. Використання медіанних розподілів для визначення кредитних характеристик галузі / Є.В. Кузьмінов // Вісник СХУ ім. В. Даля. – Луганськ. – 2008. – № 3 (121). – С. 28 – 31.
2. Кемені Дж., Кибернетическое моделирование. Некоторые приложения / Дж. Кемені, Дж. Снелл. – М. : Сов. радио, 1972. – 192 с.
3. Орлов А.И. Нечисловая статистика / А.И. Орлов. – М. : МЗ-Пресс, 2004. – 513 с.

ПРОЦЕДУРА ОПТИМІЗАЦІЇ МНОЖИНИ ПАРАМЕТРІВ МАТЕМАТИЧНОЇ МОДЕЛІ

¹Кулян В.Р., ²Юнькова О.О., ¹Рутицька В.В.

¹Київський національний університет імені Тараса Шевченка

²Київський національний економічний університет ім. В. Гетьмана

V.Kulyan@gmail.com

Гарантована множинна оцінка параметрів математичної моделі будується у класі еліпсоїдальних множин виляду: $Q(B, d) : \{(B(p - d), p - d) \leq 1\}$, де B - симетрична додатньо-визначена матриця, що задає геометрію множинної оцінки в просторі параметрів p , $p \in R^m$; d - геометричний центр еліпсоїда, $d \in R^m$. Ітераційна процедура чисельного методу побудови гарантованої множинної оцінки реалізує уточнення елементів матриці B та вектора d на кожному кроці. На $k + 1$ - кроці процедури формули для визначення B^{k+1} та d^{k+1} мають вигляд

$$B^{k+1} = B^k + \lambda_1^{k+1} \nabla_B \{(B^k(p - d^k), p - d^k)\},$$

$$d^{k+1} = d^k + \lambda_2^{k+1} \nabla_d \{(B^k(p - d^k), p - d^k)\},$$

де λ_1^{k+1} та λ_2^{k+1} такі, що

$$(B^{k+1}(\lambda_1^{k+1})(p_i - d^{k+1}(\lambda_2^{k+1}), p_i - d^{k+1}(\lambda_2^{k+1})) <$$

$$(B^k(p_i - d^k), p_i - d^k),$$

де $\bar{i} = \arg \max_i (B(p_i - d), p_i - d)$.

Подальші кроки чисельної процедури пов'язані зі зміною параметрів побудованої оцінки з метою урахування всієї множини розв'язків задачі параметричної ідентифікації. Наведена процедура побудована для реалізації алгоритмів якісного аналізу математичних моделей у інвестиційному менеджменті.

Література

1. Гарашенко Ф.Г., Кулян В.Р., Рутицкая В.В. Качественный анализ математических моделей инвестиционного менеджмента// Кибернетика и вычислительная техника. – 2005. – 148. –с. 3-10.

МАТЕМАТИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ И МЕТОД РЕШЕНИЯ ЗАДАЧИ ОПТИМАЛЬНОГО РАЗМЕЩЕНИЯ ПРЯМОУГОЛЬНИКОВ В КОЛЬЦЕ

Лимаренко И.В.

Институт проблем машиностроения имени А.Н.Подгорного НАН
Украины

luckyasteria@mail.ru

Острая потребность в размещении геометрических объектов сделала актуальными задачи геометрического проектирования. К классу таких задач относятся задачи геометрического раскроя, покрытия, упаковки, компоновки.

В данной работе построена математическая модель и предложен метод решения задачи компоновки системы прямоугольников, имеющих неортогональный угол поворота. Цель ее – разместить некоторый набор прямоугольников известных масс и размеров, внутри кольца так, чтобы центр тяжести кольца был смещен минимально.

Сформулирована задача минимизации вектора отклонения центра тяжести системы объектов, при условиях принадлежности объектов области и попарного непересечения. Последнее условие может быть усложнено необходимостью размещения прямоугольников на минимально допустимом расстоянии друг от друга.

Для аналитического описания взаимодействий пары объектов использован метод Ф-функций [1].

При решении задачи отдельное внимание уделено поиску стартовой точки. Для ее нахождения применена стратегия, включающая в себя последовательное решение дополнительных

оптимизационных задач, цель которых – выполнение условий размещения всех объектов.

Все рассмотренные задачи являются многоэкстремальными и NP-трудными [2].

На основании построенной математической модели разработан программный модуль и представлен результат его работы.

Сфера применения данной задачи широка. Это ракетостроение, грузоперевозки, строительство.

Литература.

- 1 Stoyan Yu.G. Ф-function and its basic properties // Доп. НАН України. – 2001. - № 8. - С.112-117.
- 2 Пападимитриу Х., Стайнглиц К. Комбинаторная оптимизация. Алгоритмы и сложность. – Москва: Мир, 1985. – 512 с.

ПРО АСИМПТОТИЧНУ СТОХАСТИЧНУ СТІЙКІСТЬ В ЦІЛОМУ ІМПУЛЬСНИХ СТОХАСТИЧНИХ ДИНАМІЧНИХ СИСТЕМ ВИПАДКОВОЇ СТРУКТУРИ ЗІ СКІНЧЕННОЮ ПІСЛЯДІЄЮ

Лукашів Т.О., Ясинський В.К.

Чернівецький національний університет імені Юрія Федьковича

lukashiv@rambler.ru

На ймовірнісному базисі $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbf{P}, \mathbf{F} \equiv \{\mathcal{F}_t \subset \mathcal{F}, t \geq 0\})$ [1] розглянемо рівняння збуреного руху, яке будемо трактувати як динамічну систему випадкової структури зі скінченною післядією

$$dx(t) = a(t, \xi(t), x_t)dt + b(t, \xi(t), x_t)dw(t), \quad (1)$$

із зовнішніми марковськими перемикуваннями

$$\Delta x(t) \Big|_{t=t_k} \equiv x(t_k) - x(t_k-) = g(t_k-, \xi(t_k-), \eta_k, x(t_k-)),$$

$$t_k \in S \equiv \{t_n \uparrow, n \in \mathbf{N}\}, \quad \lim_{n \rightarrow \infty} t_n = +\infty \quad (2)$$

і початковими умовами

$$\xi(t_0) = y \in \mathbf{Y}, \quad x_{t_0} = \varphi(\theta) \in \mathbf{D} \equiv \mathbf{D}([-\tau, 0], \mathbf{R}^m), \quad \eta_{k_0} = h \in \mathbf{H}. \quad (3)$$

Тут $\{\xi(t), t \geq 0\}$ – марковський процес із значеннями в метричному просторі $\mathbf{Y}$ з перехідною ймовірністю $\mathbf{P}(s, y, t)$ [1]; $(\eta_k, k \geq 0)$ – ланцюг Маркова із значеннями в метричному просторі $\mathbf{H}$ з перехідною ймовірністю на k -ому кроці $\mathbf{P}_k(h, G)$ [1]; $x_t = x(t + \theta); \theta \in [-\tau, 0], \tau > 0$; $w(t)$ – одновимірний стандартний

вінерів процес; $\mathbf{D}$ – простір Скорохода неперервних справа функцій, які мають лівосторонні границі.

Припустимо, що вимірні за сукупністю змінних відображення $a: \mathbf{R}_+ \times \mathbf{Y} \times \mathbf{D} \rightarrow \mathbf{R}^m$, $b: \mathbf{R}_+ \times \mathbf{Y} \times \mathbf{D} \rightarrow \mathbf{R}^m$ та $g: \mathbf{R}_+ \times \mathbf{Y} \times \mathbf{H} \times \mathbf{D} \rightarrow \mathbf{R}^m$ задовольняють за останнім аргументом умову Ліпшиця

$$\begin{aligned} & |a(t, y, \varphi) - a(t, y, \psi)|^2 + |b(t, y, \varphi) - b(t, y, \psi)|^2 + \\ & + |g(t, y, h, \varphi) - g(t, y, h, \psi)|^2 \leq L \|\varphi - \psi\|, \quad L > 0, \end{aligned} \quad (4)$$

при $\forall t \geq 0, y \in \mathbf{Y}, h \in \mathbf{H}$, і умову

$$|a(t, y, 0)| + |b(t, y, 0)| + |g(t, y, h, 0)| = c < \infty, \quad (5)$$

де $\|\varphi\| = \sup_{-\tau \leq \theta \leq 0} |\varphi(\theta)|$ – норма в просторі $\mathbf{D}$.

Дискретний оператор Ляпунова $(lv_k)(y, h, x)$ на послідовності вимірних скалярних функцій $v_k(y, h, \phi): \mathbf{Y} \times \mathbf{H} \times \mathbf{D} \rightarrow \mathbf{R}^1$, $k \in \mathbf{N} \cup \{0\}$ для рівняння (1) з імпульсною дією (2) визначається рівністю

$$(lv_k)(y, h, \varphi) \equiv \int_{\mathbf{Y} \times \mathbf{H} \times \mathbf{D}} \mathbf{P}_k(y, h, \varphi)(du \times dz \times dl) v_{k+1}(u, z, l) - v_k(y, h, \varphi).$$

Має місце твердження.

Нехай:

- 1) $0 < |t_{k+1} - t_k| \leq \Delta, k \geq 0, \Delta > 0$;
- 2) виконується умова Ліпшиця (4) і умова рівномірної обмеженості (5);
- 3) існують функції Ляпунова [2] $v_k(y, h, \varphi)$ і $a_k(y, h, \varphi), k \geq 0$, такі, що на підставі системи правильна нерівність

$$lv_k(y, h, \varphi) \leq -a_k(y, h, \varphi).$$

Тоді система випадкової структури (1)-(3) асимптотично стохастично стійка в цілому.

Література

1. Дынкин Е.Б. Марковские процессы. – М.: Физматгиз, 1969. – 859с.
2. Лукашив Т.О., Юрченко И.В., Ясинский В.К. Метод функций Ляпунова исследования устойчивости стохастических систем Ито случайной структуры с импульсными марковскими переключениями. I. Общие теоремы об устойчивости импульсных стохастических систем // Кибернетика и системный анализ. – 2009. – № 2. – С.135 - 145.

**ЕКОНОМІЧНІ ГІПОТЕЗИ ТА МАГІСТРАЛЬНІ ТРАЄКТОРІЇ
ДВОЇСТОЇ ДИНАМІЧНОЇ МОДЕЛІ ЛЕОНТЬЄВА
«ВИТРАТИ-ВИПУСК»**

Ляшенко Ігор Миколайович, Ляшенко Олена Ігорівна,

Онищенко Андрій Михайлович

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

onyshchenko@yandex.ru

Динамічна модель Леонтьєва “витрати-випуск” записується у вигляді

$$x = Ax + B\dot{x} + y, \quad x \geq 0, \quad (1)$$

де $x = (x_1, x_2, \dots, x_n)^T$ – вектор-стовпчик валового випуску продукції, $y = (y_1, y_2, \dots, y_n)^T$ – вектор-стовпчик кінцевої продукції, $A = (a_{ij})_1^n \geq 0$ – невід’ємна матриця коефіцієнтів прямих виробничих витрат, $\dot{x}(t) = (\dot{x}_1(t), \dot{x}_2(t), \dots, \dot{x}_n(t))^T$ – вектор-стовпчик приростів виробництва (похідна по часу), $B = (b_{ij})_1^n \geq 0$ – невід’ємна матриця коефіцієнтів фондоемності приросту виробництва.

Відповідна двоїста модель цін записується так:

$$p = pA - \dot{p}B + r, \quad p \geq 0, \quad (2)$$

де $p = (p_1, p_2, \dots, p_n)$ – вектор-рядок цін на продукцію,

$r = (r_1, r_2, \dots, r_n)$ – вектор-рядок коефіцієнтів доданої вартості.

Модель (2) отримано в припущенні, що виконуються дві класичні гіпотези:

$$pu = rx, \quad x \geq 0, \quad p \geq 0, \quad (3)$$

Співвідношення (3) є гіпотезою про відсутність грошових запасів (створена вартість дорівнює використаній вартості). Це класична економічна гіпотеза у всіх балансових економіко-математичних моделях.

Друга:

$$\frac{d}{dt}(pBx) = \dot{p}Bx + pB\dot{x} = 0, \quad (4)$$

яка визначає незмінність в часі загальної вартості капіталу.

Економіко-математичний аналіз моделей (1) та (2) дозволяє побудувати відповідні їм магістральні траєкторії розвитку, які визначаються функціями:

$$x(t) = Ce^{\mu t} x_{(I-A)^{-1}B} + e^{st} (I - A - sB)^{-1} y_0,$$

$$p(t) = C_1 e^{-\mu t} p_{B(I-A)^{-1}} + e^{kt} (I - A + kB)^{-1} r_0,$$

де $\mu = \lambda_{(I-A)^{-1}B}$ – корінь Фробеніуса, а $x_{(I-A)^{-1}B} \geq 0$ є правим вектором Фробеніуса невід’ємної матриці $(I - A)^{-1}B \geq 0$, $p_{B(I-A)^{-1}} \geq 0$ – лівий вектор Фробеніуса матриці $B(I - A)^{-1} \geq 0$, s, k – параметри, що задовольняють умовам $s < \mu = \lambda_{(I-A)^{-1}B}$, $-k\lambda_{B(I-A)^{-1}} < 1$, $C > 0$, $C_1 > 0$ – довільні додатні числа.

Щодо класичних гіпотез (3)-(4) можливо ввести альтернативні їм. Зокрема,

$$pB\dot{x} = \dot{p}Bx, \quad (5)$$

яка означає, що загальна вартість приросту капіталу здійснюється за рахунок інфляції вартості загального капіталу. Тоді за умови, що виконуються дві гіпотези: класична статична гіпотеза (3) та нова динамічна гіпотеза (5) двоїста модель (2) набуде вигляду:

$$p = pA + \dot{p}B + r, \quad p \geq 0. \quad (6)$$

Інша альтернативна гіпотеза

$$(1 + \varepsilon)pB\dot{x} = \dot{p}Bx, \quad \varepsilon > 0, \quad (7)$$

яка означає, що існує “відкат” (корупція) в обсязі $\varepsilon pB\dot{x}$ при здійсненні приросту виробництва. За таких припущень двоїста динамічна модель Леонтьєва задається балансовим співвідношенням:

$$p = pA + (1 + \varepsilon)^{-1} \dot{p}B + r, \quad p \geq 0. \quad (8)$$

Дослідження магістральних траєкторій моделей (6), (8) показало, що за умов класичної гіпотези про незмінність в часі загального обсягу капіталу темп випуску продукції визначається лише матрицями прямих витрат A та фондоемності приросту продукції B , а темп росту цін визначається вектором доданої вартості r . Нова гіпотеза про розширення виробництва лише за рахунок інфляції цін приводить до повністю збалансованого результату, коли темп випуску продукції і темп росту цін цілком збігаються. Друга нова гіпотеза про “відкат” (корупцію) при розширенні виробництва приводить до прогнозованого результату, коли темп зростання цін перевищує темп зростання випуску продукції.

ДВОКРИТЕРІАЛЬНА ОПТИМІЗАЦІЙНА ЗАДАЧА ДЛЯ БАГАТОКАНАЛЬНОЇ СТОХАСТИЧНОЇ МЕРЕЖІ

Макушенко І.А., Філіпенков А.О.

Київський національний університет імені Т.Г. Шевченка

iamak@ukr.net

Розглянемо мережу обробки інформації, яка складається з r однотипних вузлів обробки інформації. На вузли обробки інформації надходить один зовнішній загальний пуассонівський потік інформаційних пакетів інтенсивності λ . Пакет, що надійшов на вхід мережі, з ймовірністю $h_i, i = \overline{1, r}$ $\left(h_i \geq 0, \sum_{i=1}^r h_i = 1 \right)$ надходить для обробки в i -ий вузол, який представляє собою багатоканальну стохастичну систему. При надходженні пакету у таку систему зразу починається його обробка. Час обробки розподілений за показниковим законом з параметром μ_i для вузла i . Після завершення обробки в i -ому вузлі пакет з ймовірністю p_{ij} надходить для обробки в j -ий вузол та з ймовірністю $p_{ir+1} = 1 - \sum_{j=1}^r p_{ij}$ залишає мережу. Матрицю $P = \|p_{ij}\|_1^r$ будемо називати матрицею маршрутизації мережі.

Нехай $C_i, i = \overline{1, r}$ – прибуток від обробки одного пакету в i -ому вузлі. В класі стохастичних мереж типу $[M | M | \infty]^r$ при умові, що спектральний радіус матриці маршрутизації P строго менший 1, задача максимізації прибутку та мінімізації ризику є задачею лінійного програмування, яка має вигляд:

$$M(h) = \lambda h' A C \rightarrow \max$$

$$V(h) = \lambda \sum_{\alpha, \beta=1}^r C_\alpha \{ \delta_{\alpha\beta} \sum_{i=1}^r h_i A_\alpha^i + h' [(I - P)^{-1} I_\alpha P (I - P)^{-1} e_\beta + (I - P)^{-1} I_\beta P (I - P)^{-1} e_\alpha] \} C_\beta \rightarrow \min$$

$$\sum_{i=1}^r h_i = 1, \quad h_i \geq 0, \quad i = \overline{1, r}.$$

де $A = \|A_\alpha^i\|_1^r = (I - P)^{-1}$, $C' = (C_1, C_2, \dots, C_r)$, $I = \|\delta_{ij}\|_1^r$ – одинична матриця, $e_\alpha, \alpha = \overline{1, r}$, – r -вимірний вектор, у якого компонента з

номером α дорівнює 1, а інші дорівнюють 0; $I_\alpha = \|\delta_{ij}\delta_{i\alpha}\|_{i,j=1}^r$, $\alpha = \overline{1, r}$ - матриця розміру $r \times r$, у якій діагональний елемент з номером α дорівнює 1, а інші елементи дорівнюють 0.

Реалізовано програмне забезпечення мовою програмування C++ із використанням бібліотеки Qt, яке дозволяє ефективно розв'язати поставлену задачу.

Література

1. Лебедєв Є.О., Макушенко І.А. Оптимізація ризику для багатоканальних стохастичних мереж: Навчальний посібник. – К.: НБУВ, 2007. – 65 с.
2. Климов Г.П. Стохастические системы обслуживания. – М.: Наука, 1966. – 244 с.
3. Волошин О.Ф., Мащенко С.О. Теорія прийняття рішень: Навчальний посібник. – К.: Видавничо-поліграфічний центр «Київський університет», 2006. – 304 с.

МАТЕМАТИЧНІ МОДЕЛІ ТА ПРОГРАМНІ ЗАСОБИ РОЗВ'ЯЗАННЯ ПРОБЛЕМИ ОПТИМІЗАЦІЇ УПРАВЛІННЯ ПРОЕКТАМИ

Малишко С.О., Сапко О.В.

Інститут кібернетики ім. В.М.Глушкова НАН України

smsmsm@luvers.com.ua

Розглядається важливий як з теоретичної, так і прикладної точок зору тип проблем оптимального управління проектами [1]. Нехай задана множина робіт проекту $G = \{i = \overline{1, n}\}$ і m ресурсів різних типів $P = \{j = \overline{1, m}\}$. В кожний момент часу t доступно k одиниць ресурсу P_j . Для кожної роботи задаються необхідні ресурси для її виконання. При цьому тривалість кожної роботи визначається її типом:

- робота з фіксованою тривалістю;
- робота з фіксованою кількістю;
- робота типу об'єм;
- виробництво матеріалів.

Потрібно побудувати такий розклад, який забезпечить виконання всього комплексу робіт з мінімальними витратами, при цьому в ньому мають фіксуватися об'єми ресурсів всіх видів, затрати, дати початку та дати кінця виконання.

Пропонується наступна математична модель задачі. Подамо нашу задачу сімома об'єктами $(G, <, [t_{ijk}], P, R, <', U)$, де:

$G = \{T_1, \dots, T_n\}$ – множина робіт;
 $<$ – відношення часткового порядку робіт на множині G ;
 $[t_{ijk}]$ – тривимірна матриця розміром $n \times m \times p$, що показує розподіл робіт за ресурсами в заданий проміжок часу;
 $P = \{P_1, \dots, P_m\}$ – множина ресурсів;
 $R = \{R_1, \dots, R_p\}$ – множина часових проміжків;
 $<'$ – відношення часткового порядку часових інтервалів на множині R ;
 U – множина обмежень.

В якості критерію оптимальності візьмемо відношення, яке визначається так:

$$\frac{N}{M} \rightarrow \max,$$

де N – кількість часових інтервалів, в які роботи виконувалися:

$$N = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m \sum_{k=1}^p t_{ijk},$$

M – кількість часових інтервалів, в які роботи не виконувалися:

$$M = p \cdot n.$$

Для розв'язання сформульованої задачі розроблені та реалізовані програмно наступні наближені алгоритми оптимізації: детермінований локальний пошук, імітаційний відпал, генетичний алгоритм та H -метод [1–3].

Результати проведених обчислювальних експериментів показали, що алгоритми імітаційного відпалу, генетичні алгоритми та H -метод дають прийнятні результати як за точністю, так і за часом виконання, при цьому, найшвидшим виявився генетичний алгоритм, що було підтверджено серією експериментів. Застосування запропонованих алгоритмів можливе не тільки для розв'язання наведеної задачі, але і в ряді інших постановок задач комбінаторної оптимізації.

Метою подальших досліджень може стати дослідження нових алгоритмів комбінаторної оптимізації, а також налаштування їх параметрів. Доцільно також розглянути задачі оптимізації управління проектами з іншими типами додаткових обмежень, наприклад, введення ризиків при виконанні проекту і т. п.

Література.

1. Баркалов П.С., Буркова И.В., Глаголев А.В., Колпачев В.Н. Задачи распределения ресурсов в управлении проектами – М.: ИПУ РАН, 2002.–65 с.
2. Сергиенко И.В. Математические модели и методы решения задач дискретной оптимизации – К.: Наук. думка, 1988. – 471 с.

3. Hoos H.H., Stützle T. Stochastic Local Search: Foundations and Applications. – San Francisco: Morgan Kaufmann Publ., 2005. – 658 p.
4. Гуляницький Л.Ф., Сергиенко И.В. Метаэвристический метод деформированного многогранника в комбинаторной оптимизации// Кибернетика и системный анализ. – 2007. – №6. – С. 70-79.

АСИМПТОТИЧНА ПОВЕДІНКА ЧАСУ ПОГЛИНАННЯ СПАДНИХ ЛАНЦЮГІВ МАРКОВА

Маринич О.В.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
marynych@unicyb.kiev.ua

Розглянемо спадний ланцюг Маркова $\{Y_n : n \in \mathbb{N} \cup \{0\} =: \mathbb{N}_0\}$ з простором станів $\mathbb{N}$ та ймовірностями переходів

$$P\{Y_n = j | Y_{n-1} = i\} = \pi_{i,j}, \quad 1 \leq j < i, \quad i \geq 2,$$

$$P\{Y_n = j | Y_{n-1} = i\} = 0, \quad i \geq j, \quad i \geq 2,$$

$$P\{Y_n = 1 | Y_{n-1} = 1\} = 1.$$

Для фіксованого $n \in \mathbb{N}$ розглянемо випадкову величину

$$X_n := \inf\{k \in \mathbb{N}_0 : Y_k = 1 \text{ за умови } Y_0 = n\},$$

що задає час поглинання ланцюга Маркова $\{Y_n : n \in \mathbb{N}_0\}$, тобто час досягнення єдиного поглинаючого стану 1 за умови, що ланцюг стартує у стані n .

Нехай $I_n \in \{1, 2, \dots, n-1\}$ - величина першого стрибка ланцюга $\{Y_n : n \in \mathbb{N}_0\}$ з розподілом

$$P\{I_n = k\} = \pi_{n,n-k}, \quad n \geq 2, \quad k < n.$$

В нашій доповіді ми доведемо такий результат (див. [1]) про слабку асимптотичну поведінку часу поглинання $\{X_n, n \in \mathbb{N}\}$.

Теорема. Припустимо, що для всіх $x > 0$ існує границя

$$\varphi(x) := \lim_{n \rightarrow \infty} n(1 - E(1 - I_n/n)^x).$$

Тоді при $n \rightarrow \infty$

$$X_n / n \rightarrow_d \int_0^\infty \exp(-\sigma_t) dt,$$

де $\{\sigma_t : t \geq 0\}$ - субординатор з експонентою Лапласа $\varphi(x)$.

Література

1. Маринич О.В. Асимптотична поведінка часу поглинання спадних ланцюгів Маркова, Вісник київського університету: серія фіз.-мат. науки, 2010, №1.

АНАЛІЗ СКЛАДНОСТІ АЛГОРИТМУ АВТОМАТИЗОВАНОГО ПРОЕКТУВАННЯ ТЕСТ-БІЛЕТІВ В ІНФОРМАЦІЙНІЙ СИСТЕМІ ПЕРЕВІРКИ ЗНАНЬ В МЕДИЧНІЙ ОСВІТІ

Марценюк В.П., Семенець А.В.

Тернопільський державний медичний університет

ім. І.Я.Горбачевського

marceniuk@yahoo.com

semteacher@mail.ru

Оцінка часової ефективності алгоритмів полягає в співставленні їх порядків складності, тобто функцій, що домінують над точним виразом часової складності.

Оцінимо процедуру генерації тест-білетів (Лістинг 1) з точки зору часової ефективності використовуючи висхідний спосіб [1].

Вибір питання випадковим чином (рядки 36-37):

$$\theta_1(N) = \theta(1) * \theta(\text{умова}) = \theta(1) * \theta(\text{домінанта умови}) = \theta(1).$$

Цикл вибору питання випадковим чином (рядки 35-38)

$$\theta_2(N) = \theta(N) * \theta_1(N) = \theta(N) * \theta(1) = \theta(N).$$

Цикл вибору серії питань випадковим чином (рядки 32-45) включає кілька операцій присвоєння з складністю $\theta(1)$ та процедуру рандомізації списку відповідей на питання (Лістинг 2). Оцінимо її складність

$$\theta_{\text{ранд}}(N) = \theta(1) + (\theta(N) * (\theta(N) * \theta(1)) + \theta(1)) = \theta(N^2).$$

При цьому складність циклу вибору серії питань випадковим чином можна оцінити як

$$\begin{aligned} \theta_3(N) &= \theta(N) * (\theta(1) + \theta_2(N) + \theta(1) + \theta_{\text{ранд}}(N) + \theta(1)) = \\ &= \theta(N) * (\theta(1) + \theta(N) + \theta(N^2)) = \theta(N^3). \end{aligned}$$

Умова вибору мінімальної частоти повторів (рядки 28-51):

$$\begin{aligned} \theta_4(N) &= \theta(N) * (\theta(\text{умова}) + \theta_3(N) + \theta(1)) = \\ &= \theta(N) * (\theta(\text{домінанта умови}) + \theta(N^3) + \theta(1)) = \theta(N^4). \end{aligned}$$

Цикл генерування заданої кількості питань по змістовному модулю (рядки 20-52)

$$\theta_5(N) = \theta(N) * (\theta(1) + \theta_4(N)) = \theta(N) * (\theta(1) + \theta(N^4)) = \theta(N^5)$$

Головний цикл – перебір всіх змістовних модулів, які повинні бути включені в тест-білет (рядки 14-54)

$$\theta_6(N) = \theta(N) * (\theta(1) + \theta_5(N) + \theta(1)) = \theta(N) * (\theta(1) + \theta(N^5)) = \theta(N^6)$$

Отже, порядок складності алгоритму генерації тест-білетів описується оціночною функцією шостого степеня.

Література.

1. Семенець А.В. Аспекти реалізації інтегрованого середовища перевірки знань в медичній освіті / "Медична інформатика та інженерія", 2008 №2 .- ст.78-82.

МАТЕМАТИЧНІ МЕТОДИ СИСТЕМНОГО АНАЛІЗУ МЕДИКО-БІОЛОГІЧНИХ ПРОЦЕСІВ

В.П.Марценюк, Д.В.Вакуленко, А.С.Сверстюк, О.М.Кучвара

кафедра медичної інформатики

Тернопільський державний медичний університет

ім.І.Я. Горбачевського

м. Тернопіль, Україна

dmitro_v@ukr.net

Наведено нові теоретичні дані щодо шляхів вирішення проблеми створення математичних методів системного аналізу паталогічних процесів в класі рівнянь популяційної динаміки а також їх реалізації у вигляді програмного середовища підтримки системних медичних досліджень.

Доцільність роботи полягає в розробці точних методів діагностики, оптимальних схем лікувально-профілактичних заходів, що відповідає одній з головних засад доказової медицини – напрямку, який обрала охорона здоров'я України.

Результати роботи дають змогу отримати для паталогічних процесів методи побудови моделей, ідентифікації їх параметрів, а також аналізу стійкості, керованості та нелінійної поведінки траєкторій а також розробити відповідні програмні засоби.

Вперше розроблено узагальнену модель пухлинного процесу в класі рівнянь динаміки Гомперца. На відміну від відомих раніше результатів, що не розрізняють підпопуляції пухлинних клітин,

модель описує популяції проліферуючих, клоногенічних та нормальних клітин, при цьому виділяючи різну опірність до n цитотоксичних агентів.

Удосконалено за рахунок введення функції пам'яті інтегро-диференціальні моделі популяцій, які "не знають" точного значення періоду дозрівання особин.

Вперше побудовано модель патологічного процесу як результат агрегування моделей для патогенного фактора, імунної системи, ресурсності механізмів клітинної ланки імунного захисту.

Моделі на основі популяційної динаміки застосовано до ряду епідеміологічних задач.

Ще один підхід до системного аналізу в медико-біологічних процесах є застосування сумісної статистичної обробки та імітації синхронно зареєстрованих кардіосигналів, для потреб функціональної комплексної діагностики стану серцево-судинної системи за допомогою комп'ютерних діагностичних систем.

Створення комп'ютерних систем автоматизованої кардіодіагностики за зареєстрованими сигналами серця є актуальною науково-технічною задачею, розв'язання якої суттєво полегшує роботу лікарів-кардіологів.

Рівняння популяційної динаміки знайшли підхід в епідеміологічному моделюванні.

Література

1. Марценюк В. П. О модели взаимодействия клеточных элементов в процессе реконструкции костной ткани / В.П. Марценюк, Д.В. Вакуленко // Проблемы управления и информатики. — 2007. — № 2. — С. 46 – 58
2. Марценюк В. П. О модели взаимодействия клеточных элементов в процессе реконструкции костной ткани на основании нелинейных уравнений в частных производных / В. П. Марценюк, Д. В. Вакуленко // Проблемы управления и информатики. — 2007.- № 4. — С. 140 – 148.
3. Марценюк В. П. Оптимальное управление режимами химиотерапии в задаче реконструкции костной ткани / В. П. Марценюк, Д. В. Вакуленко // Кибернетика и вычислительная техника. - 2007. - Вып. 154. — С. 92 – 106.
4. Марценюк В. П. Огляд математичних та інформаційних моделей в задачах реконструкції кісткової тканини / В. П. Марценюк, Д. В. Вакуленко // Медична інформатика та інженерія.— 2008. — № 1. — С. 40–46.

ПРО ВПЛИВ СТРАТЕГІЙ ПОВЕДІНКИ СПОЖИВАЧІВ НА РІВНОВАГУ У ВІДКРИТІЙ ЕКОНОМІЧНІЙ СИСТЕМІ

Махорт А.П.

Інститут теоретичної фізики ім. М.М. Боголюбова НАН України
map@bitp.kiev.ua

На основі стохастичного підходу до опису економічних систем досліджено відкриту економічну систему. Стабільність економічних систем пов'язана з умовою відсутності в них арбітражу. Наявність монополістів в економічній системі та накопичення невикористаного капіталу її суб'єктами – чинники, що ведуть до порушення рівноваги а отже і до появи арбітражу. Умова економічної рівноваги описується системою нелінійних нерівностей

$$\sum_{i=1}^l \Lambda_{ki}(p) \tilde{D}_i(p) \leq \psi_k, \quad k = \overline{1, n}. \quad (1)$$

де $\{\Lambda_{ki}(p)\}_{k=1}^n$ – вектор попиту i -го суб'єкта економічної системи, як споживача товарів ($i = \overline{1, l}$); $\psi_k = \psi_k(x)$ – пропозиція товарів, створена k -м виробником ($k = \overline{1, n}$, $n < l$); а оподаткований прибуток k -го виробника складається з двох частин $\tilde{D}_k(p) = \tilde{D}_k^1(p, x) + D_k$. Другий доданок описує перерозподіл капіталу в економічній системі шляхом оподаткування, що мало б обмежити накопичення невикористаного капіталу. До системи нерівностей (1) додаються умови прибутковості виробництва та додатних цін p і обсягів випуску товарів x

$$\tilde{D}_i^1(p, x) > 0, \quad p_i > 0, \quad x_i > 0, \quad i = \overline{1, n}. \quad (2)$$

Наявність перерозподіленого капіталу $\{D_k\}_{k=1}^n$ в економічній системі може бути як засобом інвестицій, так і джерелом інфляції, в залежності від того в якому стані рівноваги знаходиться економічна система. Кожен стан рівноваги визначається певними значеннями економічних характеристик, що задовольняють умові рівноваги (1). Знайдено стан рівноваги, який є найбільш прийнятним для кожного суб'єкта економічної системи, а капітал $\{D_k\}_{k=1}^n$ не створює дестабілізуючого ефекту. Засобом реалізації такого стану рівноваги є вибір стратегії оподаткування.

РІВНОВАГИ В УМОВАХ НЕСИМЕТРИЧНОЇ ІНФОРМОВАНOSTІ ГРАВЦІВ

С.О. Мащенко, Л. В. Чуба

Київський національний університет ім. Т. Шевченка
msomail@yandex.ru

У доповіді розглядається гра G у нормальній формі $(X_i, u_i; i \in N^0)$, де $N^0 = \{0, 1, \dots, n\}$ - множина з $n+1$ -го гравця; X_i - множина стратегій гравця $i \in N^0$; $u_i: X \rightarrow E^1$ - функція виграшу гравця $i \in N^0$, яка визначена на множині ситуацій гри $X = \prod_{i \in N^0} X_i$ та

максимізується. Гравець з нульовим індексом є повністю інформованим (знає не тільки свою функцію виграшу, але й функції виграшу інших гравців) і називається лідером. Інші гравці $i \in N = N^0 \setminus \{0\}$ не знають функцію виграшу лідера і називаються підлеглими. В залежності від взаємної інформованості підлеглих і обраних ними принципів оптимальності своєї поведінки між учасниками цієї гри можуть виникати різні відношення, які можуть приводити до різних типів рівноваг.

Розглядаються випадки:

- підлегли повністю неінформовані та обирають обережну поведінку;
- підлегли повністю інформовані та:
 - діють некооперативно і переслідують власні цілі;
 - об'єднуються у коаліції;
 - діють колективно;
 - діють некооперативно, але мають спільну ціль.

Для кожного з цих випадків у доповіді формалізовані поняття рівноваг, між якими проведений порівняльний аналіз на основі принципу індивідуальної оптимальності [1].

Література

1. Мащенко С.О. Исследование стабильности равновесий на основе принципа индивидуальной оптимальности // Кибернетика и системный анализ. - 2007. - № 4. - С. 162-169.

КРИТЕРІЙ ФУНКЦІОНАЛЬНОЇ ВІДТВОРЮВАНOSTІ ВХОДУ ДИНАМІЧНОЇ СИСТЕМИ

Меньшиков Ю.Л.

Дніпропетровський нац. ун-тет
menshikov2003@list.ru

Розглянуто питання функціональної відтворюваності входу динамічної системи, поведінка якої добре описується системою звичайних диференціальних рівнянь. Дане визначення функціональної відтворюваності входу, яке базується на визначенні Brockett R.W. та Mesarovic M.D. [1], але для більш складних випадків. Такі властивості систем можуть бути застосовані при отриманні рівнянь для обернених задач [2].

Нехай поведінка динамічної системи описується наступною системою звичайних лінійних диференціальних рівнянь

$$\dot{x}(t) = Ax(t) + Bz(t), \quad (1)$$

де $A = \{a_{ik}\}_{i,k=1}^{n,n}$, $B = \{b_{jl}\}_{j,l=1}^{n,m}$ – матриці, a_{ik}, b_{jl} – const, $x(t) = (x_1(t), x_2(t), \dots, x_n(t))^T$ – вектор-функція змінних стану, $z(t) = (z_1(t), z_2(t), \dots, z_m(t))^T$ – вектор-функція зовнішніх впливів, $(\cdot)^T$ – знак транспонування.

Нехай рівняння спостереження має вигляд

$$y(t) = Cx(t), \quad (2)$$

де $C = \{c_{sp}\}_{s,p=1}^{n,n}$ – матриця, c_{sp} – const. Для спрощення будемо покладати, що C є діагональною матрицею.

Отримано умови на матриці A, B, C за якими динамічна система має функціональну відтворюваність входу.

Розглянуто випадки динамічних систем з похибками у коефіцієнтах, які допускають функціональну відтворюваність входу.

Наведено приклади динамічних систем, у яких вказана відтворюваність відсутня.

Література

1. Brockett R.W., Mesarovic M.D. The Reproducibility of Multivariable Systems. J. of Math. Analysis and Applications, 11, 1965, p.548-563.
2. Menshikov Yu.L. Robotics, Automation and Control. Chapter 7. *The Identification of Models of External Loads*. In–Tech is Groatian Branch of I–Tech and Publishing KG, Vienna, Austria, 2008.

ЕКСПЕРИМЕНТАЛЬНЕ ДОСЛІДЖЕННЯ ЗАДАЧІ ОПТИМІЗАЦІЇ ДОХОДУ ВЛАСНИКА ПІДПРИЄМСТВА

Мироненко Д.М., Мановицька Д.О.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка.

miro_n_d@volicable.com

Для задачі розрахунку фінансового потоку та вибору оптимальної частки α відрахувань з бізнесу, що максимізує дохід $DA(T)$ власника підприємства, в [1] була представлена математична модель.

Дана робота присвячена експериментальному дослідженню задачі вибору оптимальної частки α відрахувань з бізнесу. Запропоновано Web-орієнтоване програмне забезпечення для реалізації алгоритму оптимізації доходу власника підприємства, яке протестоване на практичних прикладах.

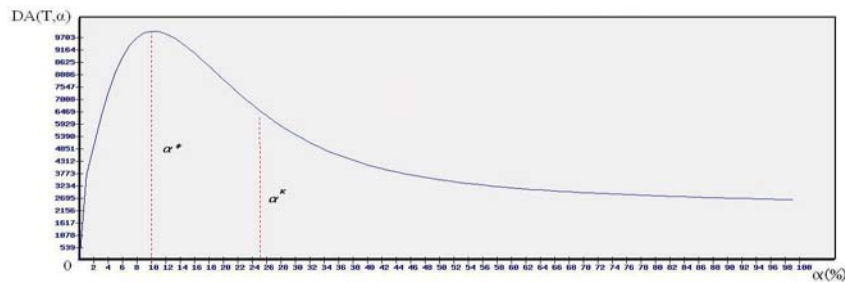
Програмне забезпечення написане на мовах HTML та PHP. Для його використання потрібні:

1. Web server Apache 2.0.55
2. PHP 5.2.5.
3. ОС Windows XP SP2.
4. Браузер Internet Explorer або OPERA.

Після запуску програми відкривається сторінка для введення початкових даних, що виглядає наступним чином:

Тривалість циклу τ (дні)	24
Рентабельність r	25
Відсоток за кредитом k	15
Тривалість періоду T (міс.)	12
Максимальний початковий платіж $Stax(0)$	2000
Гроші на початок періоду $CF(0)$	2500
Кількість кроків m	100

Для прикладу на рисунку продемонстрована залежність доходу власника $DA(T, \alpha)$ від величини відсотка α відрахувань з бізнесу при фіксованих r та τ . Якщо $\alpha = \alpha^*$, то власник бізнесу отримає максимум доходу за період $[0, T]$. Якщо $\alpha > \alpha^*$ бізнес загасає, де α^k - критичне значення α .



Література

1. Доленко Г.О., Мироненко Д.М. Розрахунок фінансового потоку, що максимізує дохід власника підприємства // Problems of decision making under uncertainties (PDMU-2008). Abstracts of International Conference. Kiev-Rivne, Ukraine, May12-16, 2008, p.97-98.

РІВНОВАЖНИЙ ПІДХІД У МАТЕМАТИЧНОМУ МОДЕЛЮВАННІ ЕКОНОМІКИ УКРАЇНИ

Назарага І.М.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

inna_na@ukr.net

У доповіді розглянуто проблеми побудови математичної моделі макроекономіки України з використанням загальновідомого принципу економічної рівноваги [1] – [3]. Зокрема, описано складові моделі (державний сектор, сектор домогосподарств, сектор виробників, сектор закордон) та процеси їх взаємодії, які відбуваються на вітчизняних ринках: товарів та послуг, валютному, грошовому, ринку праці [4].

Розв'язання задачі ідентифікації (оцінювання) кожного з параметрів моделі розв'язується або одним із відомих методів (методом найменших квадратів, методом Ньютона), або аналітичним методом, використовуючи наявну статистичну інформацію [5] – [6].

Запропоновану математичну модель можна використати для розв'язування задач короткострокового прогнозування важливих показників української економіки; оцінки наслідків прийняття управлінських рішень на регіональному та державному рівнях, зокрема, для розв'язання прямих та обернених задач економічного аналізу і прогнозування.

Література

1. *Харазішвілі Ю.М.* Теоретичні основи системного моделювання соціально-економічного розвитку України - К.: ПоліграфКонсалтинг, 2007. – 324 с.

2. Тарасевич Л.С., Гребенников П.И., Леусский А.И. Макроэкономика: Учебник. - 6-е изд., испр. и доп. – М.: Высшее образование, 2006. – 654 с.
3. Туманова Е.А., Шагас Н.Л. Макроэкономика. Элементы продвинутого подхода: Учебник. - М.: ИНФРА-М, 2004. - 400 с.
4. Назарага І.М. Модель ринку праці макроекономіки України. - Вісник КНУ імені Тараса Шевченка. Серія: фізико-математичні науки. – Київ, 2009. Випуск 4. - с.119-124.
5. <http://www.ukrstat.gov.ua>
6. <http://www.nbuv.gov.ua>

ОЦІНЮВАННЯ ФУНКЦІОНАЛІВ ВІД РОЗВ'ЯЗКІВ МАТРИЧНИХ РІВНЯНЬ СІЛЬВЕСТРА В УМОВАХ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ

Наконечний О.Г., Репецький С.П., Сташук Б.В.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
nakonechniy@unicyb.kiev.ua, bogdan.stashchuk@gmail.com

Нехай X є розв'язком рівняння Сільвестра вигляду

$$\sum_{k=1}^m A_k X B_k = F,$$

де A_k, B_k, F - дійсні або комплексні матриці розмірності $n \times n$, причому матриця F невідома із заданої області G - простору матриць. Припустимо, що при деякій матриці F задані матриці

$$Y_k = H_k X + V_k, \quad k = \overline{1, N},$$

де H_k - задані матриці розмірності $n \times m$, V_k - невідомі матриці.

Досліджуються задачі про знаходження "найкращих" в певному сенсі оцінок функціоналу $L(X) = sp LX$ в класі лінійних оцінок вигляду

$$\hat{L}(X) = \sum_{k=1}^N sp U Y_k + c,$$

де $sp U Y_k$ - слід відповідної матриці, L - задана матриця, U та c - матриця та число, які знаходяться із умови мінімуму гарантованої похибки оцінювання.

При умові, що матриці F та V_k належать певним областям, знайдені вирази для найкращих оцінок.

**МОДЕЛЮВАННЯ ТЕМПЕРАТУРНИХ ТА
КОНЦЕНТРАЦІЙНИХ ЗАЛЕЖНОСТЕЙ
ЕЛЕКТРОПРОВІДНОСТІ СКЛАДНИХ МЕТАЛЕВИХ СИСТЕМ**

Наконечний О.Г., Сташук Б.В.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

bogdan.stashchuk@gmail.com

До числа складних металевих систем відносяться сполуки на основі перехідних металів, особливо феромагнітних, які характеризуються широким спектром властивостей, в тому числі і електричних, що визначаються поведінкою не лише електронної, а й йонної підсистем.

Для встановлення оптимальних умов електропереносу потрібно провести моделювання цього процесу при варіюванні як внутрішніх, так і зовнішніх параметрів. До таких, в першу чергу, відносяться температура та концентрація компонентів.

Для розв'язання цього завдання потрібно було розвинути метод розрахунку електропровідності вказаних сполук, що характеризуються сильними електронними кореляціями. Враховано процеси розсіяння електронів на потенціалах йонних остовів, флуктуаціях спінової та електронної густин та коливаннях кристалічної ґратки.

В роботі проведені чисельні розрахунки електропровідності неупорядкованих сплавів Fe–Co при різних температурах та концентраціях компонентів. Досліджено також енергетичний спектр електронів і встановлено його взаємозв'язок з розрахованими величинами електропровідності. Виявлено аномально слабку зміну електроопору сплавів багатих залізом при збільшенні температури від 0 до 300 К, яка зумовлена не лише зменшенням часу загасання електронних станів, але й збільшенням густини станів на рівні Фермі завдяки ефекту «замивання» енергетичної квазіщільності при розсіянні електронів на коливаннях кристалічної ґратки і магнітному розупорядкуванні сплавів.

Чисельний розрахунок концентраційних залежностей електропровідності вказаних сполук дозволив встановити значення концентрацій, при яких провідність досягає екстремальних значень. Мінімум на концентраційній залежності при стехіометричному складі сплаву спостерігається як при низьких температурах, так і при температурах вищих за температуру фазового переходу порядок–безпорядок і не може бути пояснений лише впливом атомного

впорядкування. При цьому має місце істотна залежність енергетичного спектру електронів і електропровідності системи від величини магнітних моментів і параметрів кореляцій в їхній орієнтації.

Показано, що концентраційна, як і температурна, залежність електроопору, як і температурна, визначається змінами як густини станів на рівні Фермі, так і часу релаксації електронів, що виникають внаслідок зміни величини і взаємної орієнтації локалізованих магнітних моментів при магнітному впорядкуванні. Збільшення густини станів на рівні Фермі, а також зменшення локалізованих магнітних моментів призводять до зменшення електроопору сплавів, а протилежна зміна вказаних величин — до його збільшення.

Таким чином, встановлено, що немонотонна концентраційна залежність електроопору вказаних сплавів визначається сильними електронними кореляціями та зумовленим ними магнітним впорядкуванням і слабо залежить від параметрів атомного порядку.

ІСНУВАННЯ І ЄДИНІСТЬ РОЗВ'ЯЗКІВ ЗАГАЛЬНИХ СТОХАСТИЧНИХ ДИФЕРЕНЦІАЛЬНИХ РІВНЯНЬ ІТО-СКОРОХОДА У ГІЛЬБЕРТОВОМУ ПРОСТОРІ

А.В.Нікітін

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

nik_tol@rambler.ru

Нехай X – сепарабельний гільбертів простір зі скалярним добутком (x, y) та нормою $|x|$. Розглянемо випадковий процес $\{x(t) \equiv x(t, \omega), t \leq t_0\} \subset X$, заданий на імовірнісному просторі (Ω, F, P) як сильний розв'язок стохастичного диференціального рівняння вигляду

$$dx(t) = a(t, x(t))dt + \sum_{k=1}^{\infty} [b_k(t, x(t))dW_k(t) + \int_U c_k(t, u, x(t))\tilde{v}_k(dt, du)], \quad (1)$$

$$x(t_0) = x_0. \quad (2)$$

Теорема 1. *Нехай коефіцієнти $a(t, x)$, $b_k(t, x)$, $c_k(t, x, u)$ задовольняють умовам:*

- 1) *вимірні за сукупністю своїх змінних;*
- 2) *для всіх $t \in \mathbb{R}_+$ існує таке k_t , що при $s \leq t$*

$$|a(s,x)|^2 + \sum_{k=1}^{\infty} |b_k(s,x)|^2 + \int_U |c_k(s,x,u)|^2 \Pi_k(du) \leq k_t(1+|x|^2);$$

3) для всіх $t \in \mathbb{R}_+$ існує таке l_t , що при $s \leq t$

$$|a(s,x) - a(s,y)|^2 + \sum_{k=1}^{\infty} |b_k(s,x) - b_k(s,y)|^2 + \\ + \int_U |c_k(s,x,u) - c_k(s,y,u)|^2 \Pi_k(du) \leq l_t |x - y|^2.$$

Тоді рівняння (1) має єдиний розв'язок, який задовольняє початковій умові (2). Цей розв'язок можна вибрати таким, який не матиме розривів другого роду і неперервним справа.

Література

1. Скороход А.В. Асимптотические методы теории стохастических дифференциальных уравнений. – Киев: Наук. думка, 1987. – 328 с.

КОМПОЗИЦІЙНО-НОМІНАТИВНІ ЛОГІКИ НАД ДАНИМИ ІЗ СКЛАДНИМИ ІМЕНАМИ

Микола С. Нікітченко, Степан С. Шкільняк

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

ttp@unicyb.kiev.ua

Поняття і методи математичної логіки знаходять найширше використання у дослідженнях програм. Таке використання логіки має і зворотній вплив, а саме: теорія програмування вимагає змін в логіці, щоб зробити її більш близькою та адекватною до програмування. Одним з підходів у цьому напрямку є композиційно-номінативний підхід до побудови моделей програм та орієнтованих на них логік [1]. Підхід задає принципи визначення та дослідження формальних мов програм та логік. На базі композиційно-номінативного підходу збудовано [2] широкий спектр логічних формалізмів на різних рівнях абстрактності та загальності.

Логіка першого порядку базується на алгебрах атомарних, неструктурованих даних. Тому при застосуванні такої логіки до програм над складними, ієрархічними даними виникає невідповідність між мовою логіки, яка дозволяє працювати лише з атомарними даними, та мовою програм, яка працює з ієрархічними даними. Цих невідповідностей можна уникнути, побудувавши логіку, без-

посередньо засновану на алгебрах ієрархічних даних. Ієрархічні дані можна трактувати як номінативні дані зі складними іменами.

В доповіді дається визначення номінативних даних зі складними іменами, вводяться та досліджуються операції над такими даними. Будуються композиційно-номінативні логіки часткових предикатів реномінативного та кванторного рівнів над даними зі складними іменами. Визначаються композиції таких предикатів, зокрема, реномінації за складними іменами та квантори за складними іменами. Досліджуються властивості цих композицій, визначаються семантичні моделі та мови логік часткових предикатів над даними зі складними іменами. Для таких логік еквітонних предикатів реномінативного рівня пропонуються числення секвенційного типу.

Література

1. Никитченко Н.С. Композиционно-номинативный подход к уточнению понятия программы // Пробл. программирования. – 1999. – № 1.
2. Нікітченко М.С., Шкільняк С.С. Математична логіка та теорія алгоритмів. – К., 2008.

ПРИЙНЯТТЯ РІШЕНЬ В СИСТЕМАХ УПРАВЛІННЯ ЯКІСТЮ ПОВІТРЯ

Ночвай В.І.

Національний університет державної податкової служби України,
Інститут проблем моделювання в енергетиці НАН України
fhvortex@yahoo.com

Управління якістю атмосферного повітря – це процес, спрямований на поетапне досягнення та підтримання екологічно допустимих і економічних стандартів якості атмосферного повітря. Він здійснюється шляхом визначення параметрів поточного забруднення повітря шляхом моніторингу та моделювання, а також прогнозування тенденцій змін, що відповідають можливим вибраним стратегіям функціонування джерел викидів для оцінки альтернатив в процесі прийняття рішень. Оскільки стратегічною метою і головним пріоритетом є охорона здоров'я населення, і, зокрема, дітей, то оцінюються характеристики наявного стану захворюваності з метою виявлення і усунення шкідливих впливів забруднень. Заходи, що вживаються для зниження концентрації забруднень направляються на довготермінові середні рівні забруднення, короткотермінові стрибкоподібні підвищення концентрацій, або ж на випадки високого забруднення локальних територій.

Математична модель задачі прийняття рішень будується у формі задачі оптимізації і зводиться до відшукування керувань емісійними параметрами, які максимізують значення критерію оптимальності. В умовах багатокритеріальності вводиться узагальнений критерій (як сума зважених втрат для всіх цільових функцій) $F(x) = \sum_{i=1}^n \rho_i w_i(x) \rightarrow \min$, який мінімізується на множині допустимих альтернатив $x \in \Phi, : \rho_i w_i(x) \leq k_{0 \min}, i = 1..n$, де $w_i(Q)$ - перетворене до безрозмірного вигляду відхилення від оптимального (бажаного) значення i -тої цільової функції (екологічного та соціально-економічного характеру); ρ_i - ваговий коефіцієнт. Нормативи граничнодопустимих концентрацій для j -ої домішки в заданих екологічних зонах, $k=1, 2., n$ задаються у формі обмежень: $c(Q)_{kj} \leq c_{kj \text{ доп}}, j=1, 2., m$.

ПРО ОДНУ МОДИФІКАЦІЮ РЕКУРСИВНОГО МЕТОДУ НЬЮТОНА МІНІМІЗАЦІЇ ФУНКЦІЙ

Огородник Н.П.

Львівський національний університет імені Івана Франка
ogorodnyk.nataly@gmail.com

Розглянемо задачу безумовної мінімізації

$$f(x) \rightarrow \min_{R^n}. \quad (1)$$

Для розв'язування задачі (1), на базі рекурсивного методу Ньютонa, запропоновано наступний алгоритм

$$v_k = x_k - \alpha_k f'(x_k) \quad (2)$$

$$x_k^{\xi+1} = x_k^{\xi} - \left(f''\left(\frac{x_k + v_k}{2}\right) \right)^{-1} f'(x_k^{\xi}) \quad (3)$$

$$x_{k+1} = x_k^t, \quad \xi = 0, 1, \dots, t-1 \quad (4)$$

$$\alpha_k = \arg \min_{\alpha} f(x_k - \alpha f'(x_k)). \quad (5)$$

Даний процес використовує значення матриці других похідних $f''\left(\frac{x_k + v_k}{2}\right)$ незмінними протягом t проміжних кроків. Процес (2) – (5) доцільно використовувати у випадку, коли обчислення матриці других похідних є трудомістке.

У випадку поганого початкового наближення у формулі (3) вводиться демпфований множник β_k . Вибір β_k здійснюється аналогічно як у методі Ньютона і повинен забезпечувати монотонне спадання $f(x)$.

Теорема. Нехай

1) функція $f(x) \in C^2(R^n)$ сильно опукла і для $x \in D$, $y \in R^n$ виконується

$$m\|y\|^2 \leq (f''(x)y, y) \leq M\|y\|^2,$$

де $0 < m \leq M$, $M, m = \text{const}$, $D = \left\{x : \|x - x_*\| \leq \frac{2}{m}\|f'(x)\|\right\}$ - опукла область;

2) $\forall x, y \in D$, $f''(x)$ задовольняє умову Ліпшиця

$$\|f''(x) - f''(y)\| \leq L\|x - y\|,$$

де $0 < L < \infty$;

3) початкове наближення x_0 вибирають таким, що виконується умова

$$\mu = \frac{L}{2m}(3 + \gamma)\|x_0 - x_*\| < 1,$$

де $\frac{M - m}{M + m} < \gamma < 1$.

Тоді послідовність $\{x_k\}$ породжена методом (2) – (5), коректно визначена та збігається до x^* і справджується оцінка

$$\|x_k - x_*\| \leq (\tilde{\eta}\mu)^{(t+1)^k - 1}\|x_0 - x_*\|,$$

де $\tilde{\eta} = \sqrt[3]{\frac{1 + \gamma}{3 + \gamma}}$.

Алгоритм (2)-(5) протестовано на низці тестових прикладів, при цьому підтверджено його ефективність, в сенсі кількості обчислень, по відношенню до методу Ньютона та градієнтного методу. Ефективність методу зростає при збільшенні розмірності функції. Також запропонований алгоритм виявив обчислювальні переваги у випадку функцій типу яру і функцій з виродженою у точці розв'язку матрицею Гессе.

Використовуючи оцінку похибки і трудомісткість обчислень можна визначити оптимальну глибину рекурсії.

КЕРУВАННЯ ПРОЦЕСОМ НАГРІВАННЯ БІОЛОГІЧНИХ ТКАНИН УЛЬТРАЗВУКОМ

Павличко В.В., Ключин Д.А.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
victor.pavlychko@gmail.com

Нагрівання біологічних тканин за допомогою ультразвуку є перспективним напрямком у сучасній медицині що застосовується для хірургічного лікування злоякісних пухлин мозку.

Процес нагрівання біологічних тканин описується рівнянням біотеплопровідності, що враховує вплив крові на поширення тепла і має наступний вигляд:

$$\rho C_T \frac{\partial T}{\partial t} = \nabla \cdot k \nabla T - w_B C_B (T - T_A) + Q.$$

При цьому, у випадку нагрівання ультразвуком, розподілене джерело тепла визначається через розподіл акустичного тиску:

$$Q = \frac{\alpha |p(u)|^2}{\rho c}, u = (u_0, \dots, u_n).$$

З математичної точки зору, оптимальне керування процесом нагрівання полягає у знаходженні параметрів системи джерел ультразвуку, що забезпечить якомога краще наближення бажаного температурного режиму:

$$J_\alpha(u) = J_\alpha(Q(p(u))) = \int_0^{t_f} \|T - T_D\| dt + \alpha \|Q\|^2 \rightarrow \min$$

Відповідно задача оптимального керування полягає у знаходженні вектора $u^* = (u_0^*, \dots, u_n^*)$ що мінімізує відхилення бажаного та реального температурного режимів.

Література.

1. Cessenat O., Despres B. Application of the ultra-weak variational formulation of elliptic PDEs to the 2-dimensional Helmholtz problem, SIAM J. Numer. Anal. — 35 (1998). — pp. 255-99.
2. Malinen M., Huttunen T., Kaipio J.P. Thermal dose optimization method for ultrasound surgery // Phys. Medicine Biology. — 2003. — 48. — P.745-762.
3. Lassas M., Somersalo E. Analysis of the PML equations in general convex geometry // Proceedings of the Royal Society of Edinburgh. — Sect. A. Mathematics. — 131 (2001). — no. 5. — 1183-1207.

ВИКОРИСТАННЯ ОБМЕЖЕНЬ ТА ДЕЯКИХ ПРИПУЩЕНЬ ДЛЯ ЗАДАЧ В УМОВАХ РИЗИКУ

Павлюченко О. Г.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

В умовах неповної інформації з матрицею ризиків $\mathbf{R}$ для множини рішень $\mathbf{X}$ і множини можливих станів природи $\mathbf{P}$, де відсутня або неповна інформація про розподіл ймовірностей станів природи (середовища) використовують відомі критерії Севіджа, Вальда, Гурвіца, Байеса-Лапласа та інші. Часто знаходять рішення кількома методами і вибирають те рішення, яке повторюється. Але можна навести багато прикладів, коли в результаті використання навіть кількох методів ми не отримаємо найкращий результат. Тому доцільно використовувати додаткову інформацію, наприклад розмах варіації по числових значеннях рядків та стовпчиків матриці $\mathbf{R}$, мінімальну інформацію відносно ймовірностей станів середовища. В результаті аналізу даних матриці $\mathbf{R}$ і іншої додаткової інформації робимо припущення і розглядаємо окремі випадки для уточнення оптимального варіанта рішення поставленої задачі.

Література

1. Дубров А.М., Лагоша Б.А., Хрусталева Е.Ю. «Моделирование рисков ситуаций в экономике и бизнесе». М., «Финансы и статистика», 1999.
2. Волошин О.Ф., Мащенко С.О. «Теорія прийняття рішень», Навчальний посібник, Київ – ВПЦ «Київський університет», 2006.

ОБРИВНІ КЕРОВАНІ МАРКОВСЬКІ ПРОЦЕСИ НА СКІНЧЕННОМУ ІНТЕРВАЛІ ЧАСУ ДЛЯ ЗЛІЧЕННИХ МОДЕЛЕЙ

Пароля Н.Р., Єлейко Я.І.

Львівський національний університет імені Івана Франка

mstat@franko.lviv.ua

Розглянуто обривні керовані марковські процеси для зліченних моделей на скінченному інтервалі часу. Доведено існування рівномірно $\mathcal{E}$ -оптимальної стратегії. Показано справедливість фундаментального рівняння. Зведено задачу оптимального керування до аналогічної задачі для похідної моделі. Виведено рівняння оптимальності та метод побудови простих рівномірно оптимальних стратегій. Доведено достатність простих стратегій для зліченних моделей. Показано справедливість марковської властивості. Розглянуто принцип динамічного програмування.

Література

1. Е.Б.Дынкин, А.А.Юшкевич Управляемые марковские процессы и их приложения. – Москва: «Наука», 1975 – 331 с.
2. Е.А. Feinberg, A. Shwartz Handbook of Markov Decision Processes. Kluwer, 2002, 565 pages.
3. Pakes A.G. Killing and Resurrection of Markov Processes, Stochastic Models, V.13, I.2, 1997, pp.255-269.
4. Беллман Р. Динамическое программирование. Москва: «Издательство иностранной литературы», 1960, - 400 с.

РОЗПОДІЛ СУПРЕМУМУ СУБГАУССОВИХ КРАТНИХ РЯДІВ

Пашко А.О.

Європейський університет, м. Київ

pashkoua@mail.ru

В роботі вивчаються випадкові ряди

$$S(\vec{t}) = \sum_{k_1=1}^{\infty} \dots \sum_{k_d=1}^{\infty} \varphi_{k_1 \dots k_d}(\vec{t}) \xi_{k_1 \dots k_d},$$

Теорема 1. Якщо для деякої неспадної послідовності

$\{b_{\vec{k}}, b_{\vec{k}} \rightarrow \infty, \vec{k} \rightarrow \vec{\infty}\}$ та $\theta \in (0,1)$ виконуються умови:

$$a) \sum_{\vec{1} \leq \vec{k} \leq \vec{\infty}} P_{\vec{1}}^{\vec{k}} \Delta_{[(k+1), \vec{k}]} \left(\frac{1}{b_{\vec{k}}} \right) \left| \ln \beta_{\vec{k}}(\theta) \right|^{\frac{1}{2}} < \infty,$$

б) для всіх $j = 1, \dots, d$ та для всіх $v = 1, \dots, C_d^{d-j}$

$$\sum_{\vec{1} \leq (\vec{k})_v \leq \vec{n}} P_{\vec{1}}^{(\vec{k}_{d-j} * \vec{n}_j)_v} \Delta_{[(k+1), \vec{k}]_{d-j}} \left(\frac{1}{b_{((n+1)_j * \vec{k}_{d-j})_v}} \right) \left| \ln \beta_{(\vec{k}_{d-j} * \vec{n}_j)_v}(\theta) \right|^{\frac{1}{2}} \rightarrow 0 \text{ при } \vec{n} \rightarrow \vec{\infty},$$

$$в) \frac{P_{\vec{1}}^{\vec{n}} \left| \ln \beta_{\vec{n}}(\theta) \right|^{\frac{1}{2}}}{b_{\vec{n}}} \rightarrow 0 \text{ при } \vec{n} \rightarrow \vec{\infty},$$

то $P \left\{ \left\| c(\vec{t}) (S(\vec{t}) - S_{\vec{1}}^{\vec{n}}(\vec{t})) \right\|_C \geq \varepsilon \right\} \rightarrow 0$ при $n_j \rightarrow \infty, j = 1, \dots, d$

і для $\varepsilon > \frac{D_{\vec{n}}}{1-\theta}$ має місце оцінка

$$P\left\{\left\|c(\vec{t})(S(\vec{t}) - S_1^{\vec{n}}(\vec{t}))\right\|_C \geq \varepsilon\right\} \leq \int_{R^d} |c(\vec{t})| d\mu(\vec{t}) \exp\left\{-\frac{\left(\varepsilon - \frac{D_{\vec{n}}}{1-\theta}\right)^2 (1-\theta)^2}{2A_{\vec{n}}^2}\right\},$$

$$\text{де } A_{\vec{n}} = \sum_{(n+1) \leq \vec{k} \leq \infty} P_{(n+1)}^{\vec{k}} \Delta_{[(k+1), \vec{k}]} \left(\frac{1}{b_{\vec{k}}}\right) + \sum_{j=1}^d \left(\sum_{\vec{1}^*(n_j+1) \leq \vec{k} \leq (\infty * n_{j+1})} P_{(\vec{1}^* n_j + 1)}^{\vec{k}} \Delta_{[(k+1), \vec{k}]} \left(\frac{1}{b_{\vec{k}}}\right) \right),$$

$$D_{\vec{n}} = \sqrt{2} \sum_{(n+1) \leq \vec{k} \leq \infty} P_{(n+1)}^{\vec{k}} \Delta_{[(k+1), \vec{k}]} \left(\frac{1}{b_{\vec{k}}}\right) \left| \ln \beta_{\vec{k}}(\theta) \right|^{\frac{1}{2}} +$$

$$\sum_{j=1}^d \left(\sum_{\vec{1}^*(n_j+1) \leq \vec{k} \leq (\infty * n_{j+1})} P_{(\vec{1}^* n_j + 1)}^{\vec{k}} \Delta_{[(k+1), \vec{k}]} \left(\frac{1}{b_{\vec{k}}}\right) \left| \ln \beta_{\vec{k}}(\theta) \right|^{\frac{1}{2}} \right).$$

АПРОКСИМАЦІЯ ХАРАКТЕРИСТИК СИСТЕМИ З ПОВТОРНИМИ ВИКЛИКАМИ

Пономарьов В.Д.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
vponomarov@gmail.com

В роботі розглядається задача апроксимації стаціонарних ймовірностей системи з повторними викликами. Вхідний потік вимог є пуассонівським з параметром λ . Вимоги обслуговуються на c однакових приладах. Якщо є хоча б один вільний прилад, то вимога обслуговується негайно. Час обслуговування - показниково розподілена випадкова величина з параметром v_j , який залежить від довжини черги j повторних викликів в поточний момент часу. Якщо усі прилади зайняті, то вимога повторно намагається отримати обслуговування через випадковий час, який має показниковий розподіл з параметром μ .

Стан системи в будь-який момент часу t може бути описаний двовимірним процесом $X(t) = \{C(t); N(t); t \geq 0\}$, де $C(t)$ - кількість зайнятих приладів, $N(t)$ - кількість джерел повторних викликів. Процес $X(t)$ є ланцюгом Маркова з неперервним часом і множиною станів $S(X) = \{0, \dots, c\} \times \{0, 1, \dots\}$.

Для наближення стаціонарних ймовірностей системи використаємо систему, яка функціонує аналогічно, але має обмеження на кількість M джерел повторних викликів. Тобто, нові вимоги на обслуговування губляться назавжди, коли в системі зайняті всі

прилади і існує M джерел повторних викликів. Завдяки цьому обмеженню, стаціонарні ймовірності системи можна подати через її параметри у векторно-матричній формі.

Якщо $v_j \leq v_{j+1}$ для всіх $j=0,1,\dots$, $\lambda < cv_0$, то між стаціонарними ймовірностями вихідної та урізаної системи виконується наступне співвідношення:

$$\sup_{(i,j) \in S(X)} (\bar{\pi}_{ij} - \bar{\pi}_{ij}(M)) \leq \frac{\left(\frac{\lambda}{c\mu}\right)^{M+1} \frac{c[(\lambda + c\mu)\lambda + (M+c)v_0]}{M!v_0} \prod_{i=1}^M \frac{\lambda + i\mu}{v_i}}{(cv_0 - \lambda) \sum_{j=0}^M \left(\frac{\lambda}{c\mu}\right)^j \frac{cv_j + \lambda + j\mu}{j!v_j} \prod_{i=1}^{j-1} \frac{\lambda + i\mu}{v_i}},$$

де $\bar{\pi}_{ij} = P\{C(t) \geq i, N(t) \geq j\}$, $\bar{\pi}_{ij}(M) = P\{C(t, M) \geq i, N(t, M) \geq j\}$.

Література

1. G.I. Falin and J.G.C. Templeton, Retrial Queues, Chapman and Hall, London, 1997.

УПРАВЛІННЯ ТРАНСПОРТОМ ГАЗУ В УМОВАХ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ

Притула Н.М., Пянило Я.Д., Притула М.Г.

Центр математичного моделювання ІПІММ ім.Я.С.Підстригача
НАНУ, ТОВ „Математичний центр”
prytula@cmm.lviv.ua

В ДК “Укртрансгаз” проходить впровадження система інформаційної підтримки задач розрахунку режимних параметрів для системи прийняття рішень. Це дасть можливість забезпечити комплексний підхід до прийняття рішень в складній багаторівневій ієрархічній системі видобутку, транспорту, зберігання і розподілу газу. Основні базові проблеми, які необхідно розв’язати - проблема ідентифікації термо - гідравлічного та технічного стану об’єктів, формування максимально збалансованих початково-граничних умов. Це дасть можливість забезпечити розв’язування задач моделювання, оптимізації і формування параметрів управління нелінійними, нестаціонарними газодинамічними процесами при значній степені невизначеності інформаційного забезпечення задач.

Значна степінь невизначеностей режимної інформації, в основному, проявляється у відсутності замірів витрат, тисків і температур в багатьох вузлах газотранспортної системи. Проведений аналіз видів невизначеностей, характерних для процесу управління складними системами, якими є газотранспортні системи, показав:

низьку точність і неповноту оперативної інформації (значна похибка вимірювань, ненадійна і малопродуктивна система передачі даних, несинхронність вимірювання і поступлення, недоступність до частини інформації, тощо); неточність моделей (допущення про однорідність певних підсистем, спрощення пов'язане з неврахуванням в повній мірі рельєфу пролягання трубопроводів, введення нечітких моделей типу термо-гідрравлічних еквівалентів, неврахування в повній мірі суттєвої нелінійності, часткове використання паспортних характеристик, тощо); нечіткість в процесі прийняття рішень в багаторівневих ієрархічних системах, обумовлена тим, що не існує чітких цілей і координуючих рішень на кожному рівні контролю і управління, і для кожного локального об'єкту, що не забезпечує процес координації управління; наявність диспетчерів в контурі управління (велика степінь суб'єктивізму, неоднозначна інтерпретація інформації і результатів моделювання, слабка степінь формалізації рішень при різних типах невизначеності, зокрема і при нечіткому прогнозі).

Класифікація і характеристика існуючих невизначеностей:

- за ступеню невизначеності: повна визначеність, імовірнісна, лінгвістична, інтервальна, повна невизначеність (невідомий прогноз нештатних подій);
- за характером невизначеності: параметрична, структурна, ситуаційна.

Невизначеності можна ще розділити на три нечітких класи: ліквідні, частково ліквідні і неліквідні.

На даний час проведена декомпозиція об'єкту управління, забезпечена мінімальна ідеалізація моделей складних термо-гідрравлічних процесів з максимальним врахування суттєвих зв'язків в технологічному комплексі, розроблені кілька рівневих ієрархій моделі системи, в моделях термогідрравлічних процесів врахувані особливості процесів (нестационарність, нелінійність, неізотермічність, тощо).

Розроблено підхід до нечіткого адаптивного управління газопотоками в магістральних газопроводах України. Даний підхід ґрунтується на таких розробках і принципах:

- розроблені стійкі до існуючих похибок методи розв'язування систем нелінійних рівнянь, які слабо залежать від початкового наближення;
- розроблені підходи до суттєвого зменшення розмірностей розв'язуваних систем (зменшення кількості контурів і ділянок малої довжини способом графічної операції стягування у

- вершину, “зшивання” ділянок газопроводу, заміна підсистем гідравлічними еквівалентами, розроблена ієрархія моделей);
- розроблено підхід до розрахунку динамічних інтервалів зміни режимних і параметрів управління в умовах значної невизначеності вхідних даних для підсистем ГТС;
- розроблено алгоритм оптимального використання наявних ресурсів управління;
- розроблена система формування динамічних граничних умов для задач з різними критеріями оптимальності роботи ГТС.

УПРАВЛІННЯ РЕЖИМАМИ РОБОТИ ПІДЗЕМНИХ ГАЗОСХОВИЩ В УМОВАХ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ

Приюта Н.М., Пянило Я.Д., Приюта М.Г.

Центр математичного моделювання ІПІММ

ім.Я.С.Підстригача НАНУ, ТОВ „Математичний центр”

prytula@cmm.lviv.ua

При побудові системи управління підземними сховищами газу (ПСГ) на основі фільтраційних і газодинамічних моделей передбачається можливість отримання із заданою точністю оцінок і замірів геолого-промислових параметрів, в тому числі початкових і граничних умов, які використовуються в детермінованих математичних моделях. В реальних умовах більшість параметрів пласту (потужність, проникність, пористість, газонасиченість, просторове розміщення і геометричні розміри і т.д.) відомі наближено. Спроба ідентифікації коефіцієнтів моделей за фактичними даними приводить до втрати фізичного змісту багатьох параметрів. В детермінованій моделі також складно, а часто і неможливо, врахувати великий об'єм додаткової інформації про геологічну будову пластів-колекторів, геофізичні і інші дослідження.

Основні існуючі невизначеності. На газосховищах в даний час дебіти свердловин в оперативних умовах не заміряються. Заміри проводяться тільки при проведенні досліджень свердловин. Тому для систем зберігання газу важливим є задача оцінки дебітів свердловин при заданому тиску на ГЗП, продуктивності і замірах тисків на гирлах свердловин, заміряних пластових тисках. Значна похибка оцінки сумарних дебітів ПСГ обумовлена, в основному, неточністю замірів, фактичних коефіцієнтів гідравлічних опорів шлейфів, свердловини, фільтраційних коефіцієнтів, неоднорідністю параметрів вибіркової зони,

величини і неоднорідності зони живлення свердловин і всього пласту-колектора.

Не дивлячись на існуючу велику кількість невизначеностей, частина із них є усувною. На сьогодні проведена велика робота по дослідженню і розвитку методів розрахунку фільтраційних моделей, аналізу все більш складних схем фільтрації, але на практиці вони не завжди задовольняють за точністю оцінки фільтраційних параметрів моделей і граничних умов. Ідентифікація неоднорідних розподілених параметрів пласту і побудова початково - граничних умов проходить одночасно. При цьому повинні виконуватися і балансові умови на об'єми газу. Ускладнюється ситуація й тим, що більшість параметрів пласту нелінійно залежать від тиску газу, швидкості фільтрації, тощо.

Проведені роботи: на підставі гідравлічного ув'язування об'єктів ПСГ побудовано інтегровану модель роботи системи пласт ПСГ - магістральний газопровід; поставлено задачі моделювання, оптимізації, ідентифікації й обробки даних вимірів; розроблено методи й алгоритми рішення поставлених задач математичної фізики зі ступенем вірогідності і точності, які необхідні для оптимального керування роботою ПСГ. Крім цього досліджено вплив: розподілених параметрів моделей (зокрема проникності) на рішення поставлених задач; існуючого газозводного контакту на експлуатаційні характеристики газосховищ; динаміки режимів відбору – закачування на економічні параметри експлуатації газосховищ; параметрів вибійної зони і пласту на основні динамічні характеристики газосховищ.

У напрямі розвитку теорії керування нелінійними газодинамічними процесами в газотранспортних системах і ПСГ із нечітким прогнозом зроблено тільки перші кроки. Основна її перевага у попередній підготовці системи до переключення, погодженості швидкості перехідних режимів із прогнозом для всієї системи і підсистем зокрема, мінімізації кількості перехідних режимів, тощо.

У літературі відомі дослідження впливу параметрів перфорації, фільтраційних коефіцієнтів тощо на роботу окремих свердловин. Мало дослідженим є вплив гідродинамічних параметрів на роботу системи пласт ПСГ–магістральний газопровід у цілому. Для цього розроблено нестационарні моделі й методи аналізу технологічних об'єктів ПСГ, що дали можливість провести газогідродинамічні дослідження пластів і свердловин ПСГ. За цими результатами визначали нелінійні розподілені характеристики пластів, привибійних областей, досліджували вплив параметрів перфораційних каналів і свердловин із відкритим вибоєм на роботу ПСГ, пов'язували

геометричні, колекторські, фільтраційні властивості з технологічними режимами експлуатації свердловин і пластів.

АДАПТИВНЕ ОПТИМАЛЬНЕ ВЕДЕННЯ ПОЇЗДУ В УМОВАХ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ

Притула М.Г., Шпакович Р.Р.

Центр математичного моделювання ІППММ
ім. Я.С.Підстригача НАНУ, ТОВ „Математичний центр”
prytula@cmm.lviv.ua

В основі розробки систем управління рухом поїзду лежать методи моделювання, прогнозування, ідентифікації і оптимізації. В даний час в основі організації і технології перевезень першочерговим є розрахунок параметрів тяги. Але апіорна інформація і математичне забезпечення правил тягових розрахунків не відображають реальної картини тяги і тому виявляються недостатніми для оптимізації технології тяги і організації руху поїздів. Відомо [1-4], що передбачення поведінки нелінійних систем в умовах невизначеності забезпечується шляхом побудови ідентифікаційних моделей на основі апостеріорної інформації і обчислювального процесу [5]. Проте отримання такої інформації і її використання є непростою справою. Вона стане можливою, якщо тягово-експлуатаційні випробування локомотивів будуть проводитися для пошуку оптимальних рішень.

На сьогодні експлуатаційні випробування проводять на базі динамометричних вагонів. Як правило ці випробування проводять як пасивний експеримент, фіксуючи параметри існуючої технології тяги. Необхідний активний експеримент, коли керуючі впливи задаються наперед за певною програмою для пошуку оптимальних режимів тяги. Для розв'язування практично всіх задач, які відносяться до тяги поїздів, в першу чергу, необхідно ідентифікувати параметри моделі. Тоді ці моделі можна використовувати для проведення оптимізації, прогнозування і керування рухом. Параметри моделі умовно можна розбити на класи: параметри моделі, параметри стану локомотива, вагонів, зовнішнього середовища. На точність ідентифікації вказаних параметрів суттєвий вплив мають: модель руху поїзда, точність заміряних даних, точність завдання траєкторії руху поїзда.

Найбільш складним із перерахованих факторів є оцінка точності вимірювання електродинамічних і тягових параметрів локомотива. В багатьох випадках система метрології, яка присутня в локомотивах, не

є адекватною електродинамічним процесам, які проходять в електричних схемах і тягових двигунах локомотивів.

В роботі запропоновано підхід до розрахунку прогнозованої траєкторії швидкості руху на основі ідентифікації параметрів моделей і окремих параметрів управління в процесі його переміщення. Це дає можливість постійно адаптуватися до реальних умов експлуатації, постійно уточнювати параметри моделей як локомотивів так і вагонів не проводячи великої кількості дорогих досліджень з допомогою динамометричних вагонів. Запропонований алгоритм управління рухом поїзду дає можливість постійно актуалізувати інформацію про наявний реальний ресурс управління і його оптимально розподіляти на протязі розрахунку всієї траєкторії швидкості руху поїзду. Розроблені і реалізовані фізичні методи оптимізації руху поїздів, які полягають в мінімізації кількості і величини нелінійних перехідних динамічних процесів, максимальному використанні набутої кінетичної енергії пройшли успішно апробацію і вже останні роки використовуються для формування графіків руху поїздів.

Література

1. Деев В.В., Ильин Г.А., Афонин Г.С. Тяга поездов-М.:Транспорт,1989-264с.
2. Афанасьев В.Н. Математическая теория конструирования систем управления. - М.: Высш. шк., 2003.- 614 с.
3. Притула М.Г., Шпакович Р.Р. Моделювання та розрахунок оптимальних параметрів руху поїздів. Фізико-математичне моделювання та інформаційні технології 2007, Вип. 5, с. 139-145.
4. Притула М.Г., Шпакович Р.Р. Алгоритм побудови графіка руху поїздів. Вісник Національного університету "Львівська політехніка": Комп'ютерні науки та інформаційні технології. – Львів, – 2008. – №629. – с.146-152.
5. Шпакович Р.Р. Ідентифікація параметрів моделі руху поїзда. Вісник Національного університету "Львівська політехніка": Комп'ютерні науки та інформаційні технології. – Львів, – 2008. – №616. – с.105-110.

ПРО СИСТЕМУ З ПОВТОРНИМИ ВИКЛИКАМИ, КЕРОВАНУ ГІСТЕРЕЗИСНОЮ СТРАТЕГІЄЮ

Прищеп О.В.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

o.prischepa@gmail.com

В роботі, що пропонується, розглядається проблема оптимального керування інтенсивністю вхідного потоку в класі гістерезисних стратегій для систем типу $M/M/1$ з однією спробою повтору. Формально дану систему можна описати наступним чином (див.,

наприклад, [1]). Ззовні до системи надходять вимоги, які за умови наявного вільного приладу обслуговуються, в іншому випадку формують джерела повторних викликів, звідки повторно можуть опитати систему лише один раз. Якщо при повторному зверненні вимоги, що утворила джерело повторних викликів, прилад є зайнятий, то вона залишає систему. Параметрами моделі є наступні: μ – інтенсивність обслуговування, ν – інтенсивність повторних опитувань, λ_j – інтенсивність вхідного потоку, що залежить від числа джерел повторних викликів.

Процес керування інтенсивністю вхідного потоку на основі гістерезисної стратегії можна описати наступним чином. Фіксуються два невід’ємних цілих числа H_1 та H_2 , які називаються порогами, $H_1 \leq H_2$. Якщо в деякий момент часу кількість повторних викликів в системі не перевищує H_1 , то вона функціонує в першому режимі і інтенсивність вхідного потоку дорівнює h_1 . Якщо кількість повторних викликів більша за H_2 , то система функціонує у другому режимі з інтенсивністю вхідного потоку h_2 . Якщо кількість повторних викликів лежить у проміжку $(H_1, H_2]$, то система зберігає той режим, в якому вона функціонувала в попередній момент часу.

Стан системи в будь-який момент часу t при фіксованій стратегії $(H_1, H_2]$ може бути описаний тривимірним процесом $Q(t, H_1, H_2) = (Q_1(t, H_1, H_2), Q_2(t, H_1, H_2), R(t, H_1, H_2))$, де $Q_1(t, H_1, H_2)$ – кількість зайнятих приладів, $Q_2(t, H_1, H_2)$ – кількість джерел повторних викликів, $R(t, H_1, H_2)$ – режим роботи системи. Якщо $R(t, H_1, H_2) = 1$, то система працює в першому режимі з інтенсивністю вхідного потоку h_1 . Якщо $R(t, H_1, H_2) = 2$, то система працює в другому режимі з інтенсивністю вхідного потоку h_2 . Процес $Q(t, H_1, H_2)$ є ланцюгом Маркова з неперервним часом і множиною станів $S = \{0, 1\} \times \{0, 1, \dots\} \times \{1, 2\}$.

Змінний характер інтенсивності вхідного потоку в даній моделі дає можливість ставити і розв’язувати для неї оптимізаційні задачі.

В роботі розглядається оптимізаційна задача

$$C_1 S_1(H_1, H_2) - C_2 S_2(H_1, H_2) - C_3 S_3(H_1, H_2) \rightarrow \max \quad (1)$$

$$H_1, H_2 \in \{0, 1, \dots\}, H_1 \leq H_2,$$

де $\lim_{t \rightarrow \infty} t^{-1} S_i(t, H_1, H_2) = S_i(H_1, H_2) (i = \overline{1, 3})$; $S_1(t, H_1, H_2)$ – число викликів, обслуговування яких завершено в системі за час t ; $S_2(t, H_1, H_2)$ – число викликів, які отримали відмову в обслуговуванні і стали повторними викликами; $S_3(t, H_1, H_2)$ – число перемикачів інтенсивності вхідного потоку; C_1 – прибуток, пов'язаний з обслуговуванням одного виклику; C_2 – штраф за відмову в обслуговуванні; C_3 – штраф за перемикачів інтенсивності вхідного потоку.

В умовах існування стаціонарного режиму функціонали $S_i(H_1, H_2), i = \overline{1, 3}$ існують і можуть бути виписані через стаціонарні ймовірності.

Розв'язком задачі (1) є такі пороги H_1, H_2 , які максимізують середній прибуток від роботи системи. Подібні оптимізаційні задачі для класичних моделей систем з повторними викликами розглядалися в роботах [2], [3].

Література:

1. Shin Y.W., Moon D.H. Retrial queues with limited number of retries: numerical investigations. In: The seventh international symposium on operations research and its applications (ISORA'08), Lijiang, China; 2008, pp. 237–247.
2. Дудин А.Н., Клименок В.И. Оптимизация динамического управления входной нагрузкой в узле информационно-вычислительной сети. // Автоматика и вычислительная техника. - 1991. - № 2. - С. 25.
3. Клименок В.И. Оптимизация динамического управления режимом работы информационно-вычислительных систем с повторными вызовами. // Автоматика и вычислительная техника. - 1990. - № 1. - С. 25-30.

ОПТИМІЗАЦІЯ РОЗПОДІЛУ ІНВЕСТИЦІЙНИХ КОШТІВ БАНКУ ДЛЯ ФІНАНСУВАННЯ ПРОЕКТІВ ЗА ДОПОМОГОЮ МЕТОДУ ДИНАМІЧНОГО ПРОГРАМУВАННЯ

Прядко О.Я., Цегелик Г.Г.

Львівський національний університет імені Івана Франка

kafmmsep@franko.lviv.ua

З розвитком ринкових відносин, удосконалення управління в усіх сферах цілеспрямованої людської діяльності в найрізноманітніших областях практики виникають задачі, для розв'язання яких треба приймати рішення, які є порівняно досить

складними. Для наукового обґрунтування рішень в залежності від виду операції можуть використовуватись різні математичні апарати, зокрема, динамічне програмування.

У національній економіці банківська система відіграє провідну роль, оскільки контролює її основні грошові потоки. При відповідній грошовій та інвестиційній політиці і необхідному правовому, нормативному та інвестиційному забезпеченні ці грошові потоки можна спрямувати в інвестиційне русло для прискорення розбудови ринкових відносин. Із зменшенням обсягів бюджетного фінансування економіки України зростає роль банківських інвестицій у забезпеченні глибоких структурних перетворень, а банківської системи – у забезпеченні великомасштабних інвестицій у виробничу сферу.

В доповіді розглядається використання методу динамічного програмування для розв'язування задачі про оптимальний розподіл інвестиційних коштів банку для фінансування проектів. За критерій оптимальності приймається сумарна величину прибутку банку, оскільки однією з основних цілей діяльності банку є одержання максимального прибутку.

Нехай для інвестування проектів банк може виділити m грошових одиниць коштів, обсяг кожної з яких становить s умовних одиниць. Відомо, що банк має можливість вкласти кошти у виконання n проектів $P_1, P_2, \dots, P_n$. При цьому для фінансування одного проекту банк може виділити не більше однієї інвестиції, розмір якої може становити k грошових одиниць коштів, де $k = 1, 2, \dots, m$. В залежності від розміру вкладених коштів в той чи інший проект банк одержує відповідний прибуток. Задача полягає в такому розподілі коштів банку між проектами, при якому сумарна величина прибутку була б найбільшою.

ВИКОРИСТАННЯ РОЗПОДІЛІВ ВІДМІННИХ ВІД НОРМАЛЬНОГО ДЛЯ ЗНАХОДЖЕННЯ ДОХІДНОСТІ ТА РИЗИКУ ІНВЕСТИЦІЙНОГО ПОРТФЕЛЯ

Рабик Л.В., Слейко Я.І.

Львівський Національний Університет імені Івана Франка

mstat@franko.lviv.ua

Запропоновано визначення оцінок очікуваної дохідності та ризику портфеля фінансових активів, дохідності яких мають імовірнісні розподіли відмінні від нормального розподілу. Отримано оцінку середніх значень та стандартних відхилень для дохідностей, які

мають розподіли крайніх значень. Використання цих розподілів дозволило сформулювати портфелі з очікуваною дохідністю та ризиком, які ефективно показують ситуацію на фінансовому ринку. Розглянуто використання розподілів Гамбела, Фреше та Вейбулла для знаходження дохідності та ризику інвестиційного портфеля на прикладі активів компаній.

Література

1. Markowitz H. Portfolio selection / H. Markowitz // The Journal of Finance. – 1952. – Vol. 7. – P. 77–91.
2. Шарп У., Александер Г., Бэйли Дж. Инвестиции: Пер. с англ. – М: ИНФА-М, 2001. – XII, 1028 с.
3. Економічний ризик: ігрові моделі: Навч. посібник/ В.В. Вітлинський, П.І. Верченко, А. В. Сігал, Я.С. Наконечний; за ред. д-ра екон. наук, проф. В.В. Вітлинський. – К.: КНЕУ, 2002.- 446 с.
4. Carol Alexander Market Models. A guide to financial data analysis - Published 2001 by John Wiley & Sons Ltd, The Atrium, Southern Gate, Chichester, West Sussex, England. – P.494.
5. Samuel Kotz, Saralees Nadarajah Extreme Value Distributions. Theory and Applications - Imperial College Press. - 2000. - P. 185.

ПРОГРАМА РОЗВ'ЯЗУВАННЯ БАГАТОКРИТЕРІАЛЬНИХ ЗАДАЧ НА ПОЛІКОМБІНАТОРНИХ МНОЖИНАХ

Родіонова О.А.

Полтавський університет споживчої кооперації України
rodionovaoa@mail.ru

Розвиток суспільства передбачає неперервний прогрес у всіх сферах діяльності, що призводить до необхідності вирішення нових проблем, які можуть бути представлені у вигляді математичних оптимізаційних задач. Кожна задача характеризується кількістю критеріїв та множиною допустимих розв'язків, що призводить до розбиття усієї множини задач на різні типи і класи. Розрізняють однокритеріальні (скалярні) та багатокритеріальні (векторні) задачі на відповідних множинах.

У роботах [1-2] виконано постановку багатокритеріальних задач на множині полірозміщень і поліперестановок та представлено алгоритми їх розв'язування. Багатокритеріальна задача на поліперестановках може бути сформульована так:

Знайти множину значень $x = (x_1, \dots, x_k) \in P_{kn}^s(A, H)$, при яких векторний критерій $F(x) = (f_1(x), \dots, f_m(x))$ набуває максимального (оптимального) значення.

Для поставленої задачі розроблено програму, що дозволяє розв'язувати багатокритеріальні задачі на комбінаторних конфігураціях за алгоритмом модифікованого методу послідовного вводу обмежень. У програмі передбачено можливість: вводу коефіцієнтів функцій, матриці переваг критеріїв, обчислення вагових коефіцієнтів, формування векторного критерію, введення полікомбінаторної множини та додаткових обмежень у вигляді нерівностей, встановлення максимально допустимої похибки (відстані між знайденою та «ідеальною» оцінками).

Програма перебуває у стадії дослідження ефективності її роботи та пошуку можливих шляхів подальшого вдосконалення.

Література

1. Колечкіна Л.М., Родіонова О.А. Моделирование прикладных задач багатокритеріальними комбінаторними задачами на поліпространствах // Волинський математичний вісник. Серія прикладна математика. Випуск 6 (15) – Рівне: РДГУ, 2009. – С. 72-86.
2. Колечкина Л.Н., Родионова Е.А. Многокритериальные комбинаторные задачи оптимизации на множестве полиразмещений // Кибернетика и системный анализ – 2008. – №2 – С.152-160.

ПРОГРАМНА РЕАЛІЗАЦІЯ МЕТОДУ ДИНАМІЧНОГО ПРОГРАМУВАННЯ

Романчук Я., Дем'янчук С.

Національний університет «Львівська політехніка»
romasu@polynet.lviv.ua, mail_craft_Jeto@mail.ru

Метод динамічного програмування (МДП) уже понад півстоліття використовується для розв'язування багатьох задач [1], зокрема, розміщення на мережі [2], заміни устаткування чи оптимального розподілу ресурсів [3] і ін. Однак, питання вдосконалення алгоритму МДП для побудови їх розв'язків залишається актуальним.

Розглядається багатокрокова задача ухвалення рішення про відшукування найкоротших шляхів від усіх вершин до вказаної в заданому орієнтованому зваженому графі [4]. Запропонований там алгоритм реалізований нами у вигляді комп'ютерної програми на мові Object Pascal в середовищі IDE Delphi 7.0 з використанням якої проведені дослідження його ефективності.

Мережа задається за допомогою файлу з розширенням *.xls із назвою "Data for DP", який представляє матрицю інцидентій. Користувачу пропонується вибрати самому файл з даними для формування матриці інцидентій. Весь прогрес програми виводиться у

поле Мемо. Також виводиться інформація про знайдений найкоротший шлях між заданими вершинами. В програмі використовується основний цикл, де перебираються всі вершини; з нього викликається функція *ifNeibor*. Останньою використовується процедура *SearchShortWay* – для того, щоб записати результати пошуку у поле Мемо. Після отримання результатів з найкоротшою віддаллю між заданими точками, у програмі можна передивитися результати візуально у 3 – D просторі.

Література

1. Беллман Р., Дрейфус С. Прикладные задачи динамического программирования. – М.: Наука, 1965. – 457 с.
2. Вознюк И.П. Задача размещения на сети с ограниченными пропускными способностями коммуникаций // Дискретный анализ и исследование операций, (6) 1999. – № 1. – С. 3 – 11.
3. Бартіш М.Я., Дудзяний І.М. Дослідження операцій. Ч.2. Алгоритми оптимізації на графах: Підручник. – Львів: ВЦ ЛНУ, 2007. – 120 с.
4. Цегелик Г.Г., Романчук Я.П. Відшукування найкоротших шляхів у транспортній мережі методом динамічного програмування // Науков. Вісник Ужгородського ун-ту. Сер. математика. – (20) 2010. – (у друці).

ОСОБЛИВОСТІ ОПТИМІЗАЦІЇ СТРУКТУРНОЇ НАДІЙНОСТІ СИСТЕМИ З АВТОМАТИЧНИМ ПЕРЕМИКАННЯМ НА РЕЗЕРВ

Романчук К.Г., Стефанишин Д.В.

Міжнародний економіко-гуманітарний університет
ім. С. Дем'янчука, м. Рівне
Інститут телекомунікацій і глобального інформаційного
простору НАН України, м. Київ
c.romanchuk@mail.ru, dvstefanyshyn@yahoo.com

Для структурованих систем важливе значення має вибір оптимального їх складу, при якому мінімально необхідна надійність системи забезпечується шляхом встановлення оптимального співвідношення вартості та надійності структурних компонент.

Розглядається система з автоматичним перемиканням на резерв (позначимо її $S_{2,a}^r$), структуру якої формують основна підсистема (s_1), підсистема, що перебуває в «холодному» резерві (s_2), та автоматичний перемикач на резерв ($a_{1,2}$): $S_{2,a}^r = \{s_1, a_{1,2}, s_2\}$. Нехай вартості $C(s_1)$, $C(s_2)$, $C(a_{1,2})$ структурних одиниць s_1 , s_2 , $a_{1,2}$

системи $S_{2,a}^r$ монотонно зростають зі зменшенням ймовірностей їх відмов $p(s_1)$, $p(s_2)$, $p(a_{1,2})$, відповідно.

Вирішується задача оптимізації складу системи $S_{2,a}^r$, як задача мінімізації її вартості $C(S_{2,a}^r) = C(s_1) + C(s_2) + C(a_{1,2})$ при обмеженні $P(S_{2,a}^r) \leq P_0$, де $P(S_{2,a}^r)$ – розрахункова, P_0 – допустима ймовірності відмови системи.

Література

1. Стефанишин Д.В., Романчук К.Г. Оцінка ймовірності відмови зарезервованої системи з автоматичним перемиканням на резерв// Вісник НУВГП. Вип. 4 (44). Рівне: НУВГП. 2008. С.334-340.
2. Романчук К.Г., Стефанишин Д.В. Про надійність структурно надмірної системи з автоматичним перемиканням на резерв// PDMU-2009. Abstracts of Int. Workshop. Kamyanets-Podilsky, Ukraine, October 5-9, 2009. P.P. 103-105.

ОБЧИСЛОВАЛЬНИЙ МЕТОД РЕАЛІЗАЦІЇ ОПТИМАЛЬНОЇ ЗМІШАНОЇ СТРАТЕГІЇ У МАТРИЧНИХ ІГРАХ

Романюк В. В.

Хмельницький національний університет
romanukevadimv@i.ua

Антагоністичні 2×2 -ігри є найпростішими у класі матричних ігор. Якщо матриця гри $P = \begin{bmatrix} a & b \\ c & d \end{bmatrix}$ не має сідлових точок у чистих стратегіях, то використання оптимальних змішаних стратегій $\hat{X} = [\hat{p} \ 1 - \hat{p}]$ та $\hat{Y} = [\hat{q} \ 1 - \hat{q}]$ завжди забезпечить математичне сподівання виграшу першого гравця рівним $V_{opt} = V(\hat{p}, \hat{q}) = \hat{X}P\hat{Y}^T$ [1]. Але в одиночному досліді гравець може застосувати тільки одну з двох чистих стратегій, ймовірності вибору яких він знає. Тоді перший гравець розіграє рівномірно розподілену на напівсегменті $[0; 1)$ випадкову величину Θ зі значенням θ і знаходить число

$$s = \frac{\text{sign}(\hat{p} - \theta) + 1}{2} \cdot |\text{sign}(\hat{p} - \theta)|,$$

яке, як видно, дорівнює 0 або 1. Паралельно другий гравець розіграє рівномірно розподілену на напівсегменті $[0; 1)$ випадкову величину Ξ зі значенням ξ і знаходить число

$$r = \frac{\text{sign}(\tilde{q} - \xi) + 1}{2} \cdot |\text{sign}(\tilde{q} - \xi)|,$$

де $r \in \{0, 1\}$. Далі перший гравець отримує виграш

$$\begin{aligned} V(s, r) &= \begin{bmatrix} s & 1-s \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a & b \\ c & d \end{bmatrix} \begin{bmatrix} r \\ 1-r \end{bmatrix} = \\ &= apq + cq(1-p) + bp(1-q) + d(1-p)(1-q), \end{aligned}$$

що є значенням випадкової величини, математичне сподівання якої дорівнює значенню гри $V_{\text{opt}} = V(\hat{p}, \tilde{q}) = \hat{X}P\tilde{Y}^T$. Цей метод практичної реалізації змішаних стратегій у найпростішій матричній грі є фундаментальним для матричних ігор довільного формату.

У довільній $M \times N$ -грі з порожньою множиною сідлових точок у чистих стратегіях, або дискретизованій неперервній грі з дискретизацією ядра до $M \times N$ -матриці, де

$$\hat{X} = [\hat{p}_1 \ \hat{p}_2 \ \dots \ \hat{p}_{M-1} \ \hat{p}_M], \ \tilde{Y} = [\tilde{q}_1 \ \tilde{q}_2 \ \dots \ \tilde{q}_{N-1} \ \tilde{q}_N]. \quad (1)$$

$$\text{supp } \hat{X} = \{x_i \in X : \hat{p}_i > 0\} = \{x_{i_k}\}_{k=1}^K, \ \hat{X}_0 = [\hat{p}_{i_1} \ \hat{p}_{i_2} \ \dots \ \hat{p}_{i_{K-1}} \ \hat{p}_{i_K}], \quad (2)$$

$$\text{supp } \tilde{Y} = \{y_j \in Y : \tilde{q}_j > 0\} = \{y_{j_l}\}_{l=1}^L, \ \tilde{Y}_0 = [\tilde{q}_{j_1} \ \tilde{q}_{j_2} \ \dots \ \tilde{q}_{j_{L-1}} \ \tilde{q}_{j_L}], \quad (3)$$

перший гравець розіграє випадкову величину Θ_k завжди перед випадковою величиною $\Theta_{k+1} \ \forall k = \overline{1, K-2}$, причому якщо значення

$\theta_u < \hat{p}_{i_u} \left(1 - \sum_{k=1}^{u-1} \hat{p}_{i_k}\right)^{-1}$ випадкової величини Θ_u , то перший гравець

обирає чисту стратегію $x_{i_u} \ \forall u = \overline{1, K-1}$; інакше, якщо

$\theta_u \geq \hat{p}_{i_u} \left(1 - \sum_{k=1}^{u-1} \hat{p}_{i_k}\right)^{-1}$, то перший гравець має розігравати випадкову

величину $\Theta_{u+1} \ \forall u = \overline{1, K-2}$ та має обирати чисту стратегію x_{i_K} при

$u = K-1$. Другий гравець діє аналогічно. У такий спосіб кожен з гравців обирає чисті стратегії зі спектрів (2) і (3) з відповідними імовірностями $\hat{X}_0$ й $\tilde{Y}_0$, реалізуючи таким способом оптимальні змішані стратегії (1). Але так буде тільки при невідомій наперед кількості партій гри, тобто там, де невідомо, коли гра зупиниться. При заздалегідь відомій кількості партій гри гравець намагатиметься

розробити власну тактику перебору чистих стратегій для забезпечення свого якомога більшого середнього виграшу. І тут можна припустити, що вибір чистої стратегії гравця буде залежати від його вибору у попередній партії гри. Крім того, буде залежність і від вибору опонента у попередній партії. Тоді гравці обчислюватимуть компоненти біжучих векторів $\hat{X}_0(g)$ й $\hat{Y}_0(g)$ залежно від номеру партії гри g так, що імовірності обраних чистих стратегій будуть знижуватись, а всі інші імовірності в цих векторах тимчасово перераховуватимуться (власне, підвищуватимуться) з відповідним коефіцієнтом. Така реалізація принципу оптимальності має місце при моделюванні низки багатоетапних процесів, зокрема, при поступових пошуках порушників державного кордону вздовж певної зони.

Література

1. Оуэн Г. Теория игр / Оуэн Г. ; [пер. с англ.]. — 2-е изд. — М. : Едиториал УРСС, 2004. — 216 с.

РОЗРОБКА І АНАЛІЗ АЛГОРИТМІВ ПРОГНОЗУВАННЯ ТРЕТИННОЇ СТРУКТУРИ ПРОТЕЇНУ У ПРОСТОРІ

Рудик В.О.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

vitalina.rudyk@gmail.com

Нерозв'язаною і актуальною на сьогодні є проблема прогнозування третинної структури протеїну по послідовності амінокислотних залишків. Існує декілька підходів до побудови математичної моделі цього процесу – на основі статистичних даних, з використанням дискретизації простору і зведенням проблеми до задачі комбінаторної оптимізації [1–2]. В роботі розглядається одна з найпоширеніших моделей – НР-модель Ділла[1], відповідно до якої протеїн подається у вигляді послідовності гідрофобних (Н) та полярних (Р) амінокислотних залишків (відповідно до їх фізичних властивостей), кожен з яких розташовується у вузлі деякої дискретної решітки, причому сусідні у послідовності залишки мають займати сусідні вузли решітки (така властивість називається зв'язністю). Таким чином, структура протеїну являє собою шлях (або так звану згортку) без самоперетинів. Енергія згортки визначається як кількість пар гідрофобних залишків, що знаходяться у сусідніх вузлах решітки, але не є сусідніми у послідовності, зі знаком мінус. Задача зводиться до пошуку згортки з мінімальною енергією.

В роботі використано трикутну тривимірну решітку, оскільки вона більше відповідає фізичним умовам і є на сьогодні менш дослідженою із-за своєї складності.

В такій решітці пропонується три види кодування. Перший з них – координатне – подає згортку у вигляді послідовності цілочислових координат, приписаних кожному амінокислотному залишку у решітці. В такому поданні є простою перевірка на самоперетини, однак воно не є зручним для застосування, оскільки в загальному випадку зміна одного з елементів кодування (координат одного з залишків) порушує зв'язність згортки. До того ж, одна згортка може бути подана у вигляді великої кількості послідовностей координат, які переходять одна в одну поворотом або паралельним переносом. Для уникнення цього накладаються додаткові умови, які складно перевіряти в процесі роботи алгоритмів.

Ці проблеми частково вирішуються абсолютним кодуванням, що являє собою послідовність одиничних векторів зсуву положення кожного наступного амінокислотного залишку відносно позиції попереднього. Умова зв'язності в такому випадку виконується автоматично, а для перевірки на самоперетини необхідно перейти до координатного кодування, що не є складним ні з математичного, ні з обчислювального боку. У обраній решітці кожній згортці відповідає 12 різних послідовностей абсолютного кодування – відповідно до кількості можливих поворотів у ній.

Спроба подати згортку однозначно призводить до ідеї відносного кодування, у якому кожен наступний напрямок зсуву залежить від попередніх (так, для наочного розуміння, якщо у деякій решітці абсолютне кодування задається напрямками «північ», «південь», «захід», «схід», то відносне – напрямками «вперед», «вправо», «вліво»). Відсутність напрямку «назад» частково обмежує генерацію згорток з самоперетинами. На практиці генеруються таблиці абсолютних та відповідних відносних напрямків, за допомогою яких здійснюється перехід від відносного до абсолютного, а потім координатного кодування для перевірки на самоперетини. Відмінністю від абсолютного кодування також є те, що зміна елемента відносного кодування більше змінює структуру згортки. Це є як перевагою (урізноманітнює згортки, отримані алгоритмом в процесі пошуку), так і недоліком (більш ймовірно, що при зміні одного елемента виникне самоперетин).

Для абсолютного та відносного кодувань розроблено і реалізовано програмно алгоритми детермінованого локального пошуку з

околами одиничного та подвійного радіусів, алгоритм імітаційного відпаду [3] та *G*-алгоритм [4]. В доповіді наводяться результати їх порівняльного аналізу при розв'язанні задач різної розмірності.

Література.

1. K.Dill, S.Bromberg, K.Yue, K.M.Fiebig, D.Yee, P.Thomas, H.Chan. Principles of protein folding - a perspective from simple exact models // Protein Science. – 1995. – 4. – P. 561– 602.
2. M.Paluszewski, P.Winter. Protein Decoy Generation Using Branch and Bound with Efficient Bounding // Algorithms in Bioinformatics. – 2008. – №08. – P. 382-393.
3. H.Hoos, T.Stützle. Stochastic Local Search: Foundations and Applications. – San Francisco: Morgan Kaufmann Publ., 2005. – 658 p.
4. Гуляницький Л.Ф. Решение задач комбинаторной оптимизации алгоритмами ускоренного вероятностного моделирования // Компьютерная математика. – Киев: Ин-т кибернетики им. В.М. Глушкова НАН Украины, 2004. – №1. – С. 64–72.

МОДЕЛЮВАННЯ ЗАЛЕЖНОСТЕЙ МЕТОДАМИ МОНТЕ-КАРЛО ТА НЕЧІТКОЇ ЛОГІКИ

Рутицька В. В., Степанов О. В.

Київський національний університету імені Тараса Шевченка.

vlarut@mail.ru, yltastep@gmail.com

В задачах прогнозування та оцінки ризику широкого застосування набув метод моделювання Монте-Карло. Суть його полягає в побудові розподілу функції від випадкових змінних. Моделювання здійснюється за допомогою достатньо великої кількості стохастичних експериментів. Емпіричний розподіл досліджуваної величини будується з набраної статистики.

На практиці часто виникає необхідність у моделюванні залежностей змінних. Популярним підходом є генерування залежних змінних використовуючи коефіцієнт кореляції. Але використання цього коефіцієнту обмежено у своїх можливостях – якщо немає достатньої кількості даних з минулого, то немає і ефективних методів його визначення. Пропонується використати математичний апарат нечіткої логіки.

Залежності можуть бути виражені у вигляді нечітких правил. Наприклад: «Якщо **Х** буде *великим*, то **У** буде *малим*.» Тут курсивом відмічені лінгвістичні терми у сенсі Заде [1], вони характеризуються своїми функціями належності. **Х** – екзогенна змінна, **У** -ендогенна.

Моделювання залежності у генерації випадкових чисел здійснюється на основі складеної бази нечітких знань, та модифікованого алгоритму нечіткого виводу «ймовірносного контролера» (probabilistic controller) наведеного у [2].

Література

1. Zadeh L. Toward a Perception-based Theory of Probabilistic Reasoning with Imprecise Probabilities // ElsevierScience. – 2002. - 105. - P. 233-264
2. Barrett J. D., Woodall W. H. A probabilistic alternative to fuzzy logic controllers // IIE Transactions. – 1997. - 29. - P. 459-467.

МОДЕЛЬ КВАЗІ-ШАРП ТА ЇЇ ЗАСТОСУВАННЯ ПРИ ОПТИМІЗАЦІЇ ІНВЕСТИЦІЙНИХ ОПЕРАЦІЙ

Рутицька В.В., Тютюнник Т.І.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
tatkamoska@ukr.net

У роботі пропонується розглянути особливості застосування модифікованої моделі Квазі-Шарп для розрахунку характеристик інвестиційного портфеля. Застосування моделі Квазі-Шарп ґрунтується на встановленні взаємозв'язку дохідності цінного папера з дохідністю одиничного портфеля [1]. Згідно з моделлю Квазі-Шарп, дохідність цінного папера пов'язується з дохідністю одиничного портфеля функцією лінійної регресії вигляду:

$$R_i = \bar{R}_i + \beta_i (R_{sp} - \bar{R}_{sp}) .$$

Дохідність та ризик портфеля розраховуються за формулами:

$$\sigma_p = \sqrt{\sum_{i=1}^N (\beta_i W_i)^2 \sigma_{sp}^2 + \sum_{i=1}^N (\sigma_{ei}^2 W_i^2)} ,$$

$$R_p = \sum_{i=1}^N (\bar{R}_i W_i) + (R_{sp} - \bar{R}_{sp}) \sum_{i=1}^N (\beta_i W_i) .$$

При застосуванні модифікованої моделі для розрахунку характеристик портфеля формуються пряма і обернена задачі [1], будуються процедури розв'язання та аналізуються результати чисельного моделювання. Пряма задача має вигляд:

$$\begin{cases} \sum_{i=1}^N (\bar{R}_i W_i) + (R_{sp} - \bar{R}_{sp}) \sum_{i=1}^N (\beta_i W_i) \rightarrow \max \\ \sqrt{\sum_{i=1}^N (\beta_i W_i)^2 \sigma_{sp}^2 + \sum_{i=1}^N (\sigma_{ei}^2 W_i^2)} \leq \sigma_{max} \\ W_i \geq 0 \\ \sum W_i = 1 \end{cases} .$$

Література

1. Бирман Г., Шмидт С. Экономический анализ инвестиционных проектов / М.: Банки и биржи, 1997, 528 с.

ОБҐРУНТУВАННЯ ТА ПРИЙНЯТТЯ РІШЕННЯ ПРИ ВИЗНАЧЕННІ ОПТИМАЛЬНИХ ОБСЯГІВ КОНТРОЛЮ ТЕПЛООБМІННИХ ТРУБ ПАРОГЕНЕРАТОРІВ АЕС В УМОВАХ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ СТАНУ ОБ'ЄКТУ КОНТРОЛЮ

Сахно Н.В., Каденко І.М.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

NDEF.Office@gmail.com

З метою забезпечення та надійної експлуатації АЕС щорічно проводяться планово-попереджувальні ремонти, під час яких виконуються в т.ч. й експлуатаційний контроль обладнання. Перелік та обсяг таких робіт визначено в нормативних документах та відповідних програмах.

Парогенератор (ПГ), що містить у собі систему теплообмінних труб (ТОТ), є однією з найбільш важливих з точки зору ядерної безпеки підсистем АЕС, оскільки втрата цілісності ТОТ ПГ через вплив на них різних деградаційних процесів потенційно може призвести до позапланового зупинення енергоблоку та подальшого його простою, або навіть до розвитку аварійного сценарію. Нормативно встановлено мінімальний обсяг щорічного контролю ТОТ ПГ з використанням вихроострумового методу контролю (ВСК).

Однак, при проведенні ВСК ТОТ ПГ часто трапляються ситуації, коли цей обсяг має бути скоригованим внаслідок невизначеності стану об'єкту контролю. Це пов'язано з тим, що при знаходженні ТОТ з дефектом необхідно терміново прийняти рішення щодо визначення зони обов'язкового проведення ВСК навколо знайденої дефектної труби таким чином, щоб не пропустити в цьому околі ТОТ з дефектом.

Базуючись на досвіді експлуатації та статистичній обробці даних ВСК у роботі розроблено математичний алгоритм задля оптимізації обсягів проведення щорічного ВСК ТОТ ПГ, на підставі чого поточний стан об'єкту контролю враховується при встановленні оптимального обсягу ВСК. Застосування розробленого алгоритму забезпечує надійну експлуатацію ПГ і всієї АЕС впродовж наступної кампанії та знижує ймовірність позапланового зупинення енергоблоку внаслідок виникнення течії теплоносія з першого контуру в другий через нещільні ТОТ ПГ. Також у роботі розроблено блок-схему для прийняття рішення щодо виконання подальших дій, а саме:

визначення необхідного обсягу та порядку проведення ВСК для критичних зон (навколо окремої ТОТ з дефектом).

На основі цього алгоритму розроблено Галузеве технічне рішення ДП „НАЕК „Енергоатом” щодо визначення обсягів контролю ТОТ ПГ.

НЕРУЙНІВНИЙ КОНТРОЛЬ ЯК ІНСТРУМЕНТ ДЛЯ ПРИЙНЯТТЯ РІШЕНЬ ЩОДО ЗНИЖЕННЯ РИЗИКУ ЕКСПЛУАТАЦІЇ АЕС

Сахно Н.В., Каденко І.М.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
NDEF.Office@gmail.com

Серед технічних складних систем АЕС є однією з найбільш важливих для економіки України. Проблеми безпеки та зменшення ризиків при експлуатації АЕС є дуже актуальними, приймаючи до уваги те, що деякі енергоблоки АЕС України вже допрацьовують свій планований проектний ресурс, а тому велика увага приділяється як безпеці АЕС в цілому, так і її окремим важливим складовим.

Розглядається ядерна енергетична установка (ЯЕУ) як високотехнологічний складний об'єкт. Виробничий цикл забезпечується експлуатацією підсистем та елементів, що входять до складу ЯЕУ, та класифікуються за призначенням, за характером функцій безпеки, що ними виконуються, та за впливом на безпеку [1]. Ті з підсистем та елементів, що впливають на безпеку, є елементами систем безпеки ЯЕУ, відмови яких призводять як до невиконання цими системами, а отже і всією ЯЕУ, своїх функцій, так і до можливого пошкодження активної зони. В ядерній енергетиці реалізація такого найгіршого перебігу подій визначається частотою пошкодження активної зони (ЧПАЗ) АЕС.

Для запобігання можливості відмови тієї чи іншої підсистеми ЯЕУ необхідно забезпечувати своєчасний контроль їх структурної цілісності, для чого використовуються методи неруйнівного контролю [2].

В роботі виконано математичну постановку задачі зменшення ЧПАЗ при застосуванні певних методів неруйнівного контролю для кожної з підсистем за умов обмеження наявних ресурсів та обговорюється особливості прийняття рішень при переході до застосування ризик-орієнтованих підходів щодо оптимізації експлуатаційного контролю обладнання та трубопроводів АЕС.

Література

1. НП 306.2.141-2008. Загальні положення безпеки атомних станцій. - Київ. - 2008. – 72 с.
2. ПМ-Т.0.03.061-04. Типовая программа периодического контроля за состоянием основного металла, сварных соединений и наплавов оборудования и трубопроводов атомных электростанций с реакторами ВВЭР-1000. – 2004 г.- 135 с.

СТАТИСТИЧНІ МОДЕЛІ ДОСЛІДЖЕННЯ СУСПІЛЬНОЇ ПОЛЯРИЗАЦІЇ В УКРАЇНІ: 1999-2007

Семенов В.В.

Інститут демографії та соціальних досліджень НАНУ
semenovsr@meta.ua

В аналіз нерівності розподілу доходів можуть бути внесені значні інновації при розгляді проблем формування середнього класу. У зв'язку із цим корисною характеристикою розподілів доходів є поняття поляризації. Індекси поляризації характеризуються наступними властивостями [1]:

1. Поляризація зростає при зменшенні чисельності середнього класу.
2. Поляризація зростає коли зростає концентрація економічних агентів в околі конкретних рівнів доходу (поляричних точок, мод).
3. Поляризація зростає, коли точки концентрації віддаляються одна від одної.
4. Поляризація зростає при зростанні кореляції між економічними та соціальними характеристиками.

В доповіді розглянуто динаміку формування доходних груп в Україні за 1999-2007рр.

Результати дослідження

При групуванні за середнім доходом частка осіб із доходами не вищими середніх постійно зменшується, а частка сукупних доходів цих осіб постійно зростає. При цьому зростає частка осіб із доходами вищими середніх, проте, частка їх доходів в сукупних доходах постійно зменшується. Цей факт свідчить, що економічне зростання є сприятливим для осіб із доходами не вищими середніх (темпи зростання доходів біднішої групи вищі), відбувається “стискування” розподілу в напрямку до центральної частини доходного інтервалу та, відповідно, скорочується нерівність. Відносні різниці між середніми груповими доходами постійно зменшуються. Нормативність групування за середнім доходом полягає в тому, що отримуються

оцінки популяційної частки із доходами, не вищими середніх, та частки їх доходів в сукупних доходах суспільства в динаміці. Групування за середнім доходом є оптимальним в тому сенсі, що ми отримуємо розподіл із максимальною міжгруповою нерівністю (максимальним міжгруповим “відчуженням”) та мінімальною внутрішньогруповою нерівністю (максимальним внутрішньогруповим “ототожненням”). Міжгрупова поляризація за такого групування постійно зменшується в часі. Отже, можна зробити висновок, що за період 1999–2007 рр. економічні зрушення в Україні в цілому були сприятливими для групи із доходами не вищими середніх: середні доходи біднішої і багатшої груп в поточних цінах за вказаний період зросли в 6.89 та в 5.08 разів, відповідно. В цінах 1999 року ці показники відповідно становлять 3.38 та 2.49.

При групуванні за медіанним доходом отримуємо дві групи фіксованої величини. Фіксуємо популяційну частку $p = 0.5$ отримуємо: ордината кривої Лоренса $L(0.5)$ постійно зростає. Це означає, що частка сукупних доходів першої (біднішої) половини популяції зростає а міжгрупова нерівність зменшується, що приводить до зменшення міжгрупової поляризації. Частка доходів біднішої половини популяції постійно зростає (зростає ордината кривої Лоренса). Номінальні доходи біднішої та багатшої груп в 2007р. порівняно із 1999р. зросли в 7.4 та 5.4 разів, а в цінах 1999р. в 3.4 та 2.5 разів, відповідно. Це свідчить про те, що економічні зрушення за вказаний період в цілому були сприятливими для перших (бідніших) 50% осіб. Крім того, зменшення міжгрупової поляризації та стискування функції розподілу доходів у напрямку до середини доходного інтервалу є ознакою сприятливості економічних зрушень для групи із середнім рівнем доходів.

Поляризація у випадку трьох груп. Перша група отримана за допомогою нормативно заданої межі бідності. Друга та третя групи, які можна інтерпретувати як групи із середнім та високим рівнем доходів, отримані із умови оптимального групування. Таким чином, в цих групах найменша із усіх можливих внутрішньогрупова дисперсія доходів і найбільша міжгрупова нерівність (а тому найбільша різниця в групових середніх доходах). За умови нормативно заданої межі бідності на рівні 75% середнього доходу та 75% медіанного доходу частка першої групи постійно зменшується а частки другої та третьої груп зростають. Таким чином, як і у випадку біполяризації, економічне зростання є сприятливим для групи бідних та забезпечує

передумови для формування та зростання потужності середнього класу за доходною ознакою.

Література

1. Семенов В.В. Економіко-статистичні моделі та методи дослідження соціальних процесів: нерівність, бідність, поляризація: Т. 2. Бідність та поляризація. – Полтава: РВВ ПУСКУ, 2008.–270с.

МНОГОКРИТЕРИАЛЬНАЯ ОПТИМИЗАЦИЯ ПРОЦЕССОВ МЕДИЦИНСКОЙ ДИАГНОСТИКИ В КОМПЬЮТЕРНЫХ СЕТЯХ

Семенова Н. В., Долгополов И.Н.

Институт кибернетики им. В.М. Глушкова НАН Украины,
Международный научно-учебный центр ИТ и С НАН Украины
nvsemenova@meta.ua, dolgigo@ukr.net

Разработан метод построения плана оптимальной диагностической траектории (ДТр), в соответствии с которой, в системе управления (СУ) процессами клинической диагностики (КД) планируются циклы последовательного и целенаправленного определения недостающих признаков средствами диагностических технологий (ДТ) для перевода множества правдоподобных диагнозов в достоверный. Для решения этой задачи предлагается алгоритм управления процессами КД на основе оптимизации проведения планов мероприятий ДТр, на каждом шаге которого определяются, не только необходимые признаки, но и ДТ, используемые с учётом всех ограничений [1]. Цель функционирования СУ процессами КД территориальной компьютерной сети (КС) описывается некоторым векторным критерием $F = (f_1(x), \dots, f_l(x))$. При $l = 6$: $f_1(x)$ – эксплуатационная стоимость диагностических и телекоммуникационных технологий территориальной КС, $f_2(x)$ – их надёжность, $f_3(x)$ – стоимость трафика, $f_4(x)$ – пропускная способность, $f_5(x)$ – информационный вклад конкретного признака, $f_6(x)$ – качество медицинских услуг. Под допустимым множеством альтернатив X , будем понимать множество вариантов ДТр. Опишем X как комбинаторное множество размещений. Следовательно, математическая модель задачи выбора ДТ имеет такой вид: $Z(F, X) : \max \{F(x) | x \in X\}$ и состоит в нахождении элементов множества: $P(F, X)$ – Парето-оптимальных решений. Справедливо соотношение:

$$\forall x \in X : x \in P(F, X) \Leftrightarrow \{y \in X \mid F(y) \leq F(x), F(y) \neq F(x)\} = \emptyset.$$

Поскольку $|X| < \infty$, то $P(F, X) \neq \emptyset$ и внешне устойчиво. Задача $Z(F, X)$ является качественно новой и актуальной, объединяющей многокритериальность альтернатив и допустимое множество решений, имеющее комбинаторные свойства размещений. В [2] сформулированы и доказаны теоремы об условиях оптимальности эффективных решений векторной задачи вида $Z(F, X)$, предложен полиэдральный подход к ее решению.

Література

1. Долгополов И.Н. Система управления процессами клинической диагностики в компьютерных сетях в условиях неопределенности // Проблемы управления и информатики. - 2008. - №5. - С. 133-148
2. Семенова Н.В. Условия оптимальности в векторных задачах комбинаторной оптимизации // Теорія оптимальних рішень. - 2008. - № 7. - С.153-160.

АСИМПТОТИЧНА СТІЙКІСТЬ ЕВОЛЮЦІЙНИХ СИСТЕМ З ІМПУЛЬСНИМИ МАРКОВСЬКИМИ ЗБУРЕННЯМИ

Семенюк С.А.

Національний університет "Львівська Політехніка"
semenyuk@gmail.com

Розглянемо еволюційну систему

$$du^\varepsilon(t) = C(u^\varepsilon(t), x(t/\varepsilon^4)) + \varepsilon d\eta^\varepsilon(t), \quad u^\varepsilon(t) \in R, \quad (1)$$

де $x(t), t \geq 0$ - стрибковий рівномірно ергодичний марковський процес в стандартному фазовому просторі (X, X) з стаціонарним розподілом $\pi(B), B \in X$.

Імпульсний процес збурень $\eta^\varepsilon(t)$ задається співвідношенням

$$\eta^\varepsilon(t) = \int_0^t \eta^\varepsilon(ds; x(s/\varepsilon^4)), \quad \text{де сімейство процесів з незалежними}$$

приростами $\eta^\varepsilon(t; x)$ задається генераторами

$$\Gamma^\varepsilon(x)\varphi(w) = \varepsilon^{-4} \int_R [\varphi(w + \varepsilon^2 v) - \varphi(w)] \Gamma(dv; x), \quad x \in X.$$

Нехай при цьому виконуються умова балансу

$$\Pi b_1(x) = \int_X \pi(dx) b_1(x) = 0.$$

Встановлюються умови асимптотичної стійкості вихідної системи (1) при усіх $\varepsilon < \varepsilon_0$, де ε_0 достатньо мале, за умов збіжності вихідної динамічної системи до усередненої системи

$$d\hat{u}(t) = \hat{C}(\hat{u}(t))dt, \quad (2)$$

при $\varepsilon \rightarrow 0$ та при експоненційній стійкості усередненої системи (2).

Також припускається існування єдиної точки рівноваги усередненої системи (2) $u_0: C(u_0) = 0$.

Література

1. Korolyuk V.S., *Stability of Stochastic Systems in Diffusion Approximation Scheme*. Ukr.Math.J. 1998,50, № 1, - p. 36-47.
2. S. A. Semenyuk, Ya. M. Chabanyuk, *Fluctuations of the evolution system with Markov impulsive perturbations*. Matematichni Studii, 2009, vol.32, №2. - с.115-121.
3. Korolyuk V.S, Limnius N. *Stochastic Systems in Merging Phase Space*, - World Scientific, 2005. - 330 p.

ПРО КРИТЕРІЇ НЕЧІТКОЇ КЛАСТЕРИЗАЦІЇ ФІТОЦЕНОЗІВ

Сіренко І.П.

Київський національний університет ім. Т.Шевченка

i_sirenko@univ.kiev.ua

Сіренко С.І.

Інститут кібернетики ім.В.М.Глушкова НАНУ

s.sirenko@gmail.com

В еколого-біологічних дослідженнях часто виникає потреба класифікування фітоценозів [1] за участю у них різних видів рослин. При натурних дослідженнях фітоценоз представляється фітоценотичним описом, який спрощено можна розглядати як множину видів рослин, що спостерігалися на певній площі. Таблиця фітоценотичних описів, на основі якої проводиться класифікування, являє собою (0,1)-матрицю, де одиниця в i -тому рядку на j -тому місці означає присутність i -того виду в j -тому описі, а нуль — його відсутність.

Ця задача є задачею нечіткої кластеризації і полягає у виділенні таких підмножин стовпців та рядків, що елементи, які стоять на їх перетинах, утворюють „прямокутник”, що володіє такою властивістю: кількість одиниць у кожному стовпчику та рядку перевищує заданий показник p , який менший 100%. Кількість одиниць є мірою входження стовця або рядка в кластер. Задача є розвитком задачі [2].

В роботі досліджується ряд нових критеріїв для задачі нечіткої кластеризації фітоценозів. Запропоновані критерії ґрунтуються на

введенні мір подібності рядків/стовпців між собою та мір подібності „прямокутників” і відповідних підмножин елементів рядка/стовпця.

Введення додаткових критеріїв дозволяє більш повно досліджувати дані фітоценотичних описів, формалізувати процес класифікування фітоценозів експертами-ботаніками і зробити його об’єктивнішим.

Література

1. Миркин Б.М., Наумова Л. Г. Наука о растительности (история и современное состояние науки). – Уфа: Гилем, 1998. – 413 с.
2. Косман О. Г., Сіренко І. П., Соломаха В. А., Шеляг-Сосонко Ю. Р. Новый компьютерный метод обработки описов растительных угрупповань. // Укр. ботан. журн. – 48, №2. – 1991. – С. 98-104.

ОЦІНЮВАННЯ ПАРАМЕТРІВ ЛІНІЙНИХ СИСТЕМ В УМОВАХ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ З ВРАХУВАННЯМ ДОДАТКОВОЇ ІНФОРМАЦІЇ

¹Слабоспицький О.С., ²Слабоспицький О.О.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

¹sl@univ.kiev.ua, ²ol@univ.kiev.ua

Розглядається задача знаходження невідомих параметрів об’єкту, для яких відомі їх точки “тяжіння”. Врахування цієї додаткової інформації дозволяє конструювати оцінки параметрів методом найменших квадратів з найменшою нормою відхилення від вищезгаданих точок. Побудова таких оцінок проведена для класу лінійних дискретних динамічних систем при неklasичних припущеннях, коли не гарантується єдиність оцінки.

Нехай оцінюється матриця невідомих параметрів A для лінійної динамічної системи:

$$x(k+1) = Ax(k) + \xi(k), \quad k \in \mathbb{N}, \quad (1)$$

де $x(k), \xi(k)$ - вектори фазового стану та похибок моделі відповідно.

При порушенні класичних припущень, оцінка матриці параметрів A методом найменших квадратів для об’єкту (1) не обов’язково буде єдиною, а множина усіх таких оцінок на момент N набуває такого вигляду:

$$\text{Arg min}_A Q(A, N), \quad \text{де } Q(A, N) = \sum_{k=1}^N \|\xi(k)\|^2. \quad (2)$$

Нехай для матриці параметрів A системи (1) в кожен момент N додатково відома її точка “тяжіння” A_N , $N = 0, 1, 2, \dots$. Тоді логічно в

якості єдиної оцінки $\hat{A}(N)$ методу найменших квадратів матриці параметрів A об'єкту (1) в момент N , з урахуванням знання точок "тяжіння", серед усіх оцінок з множини (2) використовувати саме оцінку з найменшою нормою відхилення від матриці A_N , яка має таку явну форму представлення:

$$\hat{A}(N) = X_{2,N+1}^T (X_{1,N}^T)^+ + A_N [E_n - (X_{1,N}^T)(X_{1,N}^T)^+], \quad N \in \mathbb{N},$$

де $(^+)$ – оператор псевдообернення по Муру–Пенроузу, $X_{1+i,N+i}^T = (x(1+i), x(2+i), \dots, x(N+i)), i = 0, 1$.

Отримані дві рекурентні форми представлення для оцінки $\hat{A}(N)$, а також рекурент для залишкової суми квадратів.

ОСОБЛИВОСТІ МОДЕЛЮВАННЯ І СТРАТЕГІЯ РОЗВ'ЯЗКУ ЗАДАЧІ ПОКРИТТЯ КОМПАКТНОЇ БАГАТОГРАННОЇ МНОЖИНИ МІНІМАЛЬНОЮ КІЛЬКІСТЮ КОНГРУЕНТНИХ ПРЯМИХ ПАРАЛЕЛЕПІПЕДІВ

Сосюрка О.С.

Інститут проблем машинобудування ім. А.М. Підгорного,
НАН України
addtrip@mail.ru

Нехай задана компактна багатогранна множина та сім'я однакових прямих паралелепіпедів. Розташування у просторі кожного паралелепіпеду повністю визначається його вектором трансляції. Сім'я паралелепіпедів називається покриттям цільової множини, якщо існують їх параметри розташування такі, що об'єднання трансльованих паралелепіпедів буде містити область покриття. Необхідно знайти мінімальну кількість паралелепіпедів заданого розміру та їх вектори трансляції, при яких об'єднання паралелепіпедів буде покриттям заданої множини. Задача являється багатоекстремальною та NP-складною [1].

В якості конструктивного засобу математичного та комп'ютерного моделювання задачі покриття у даній роботі використовується метод Ф-функцій [2] для аналітичного опису критерію покриття і метод Г-функції (функції покриття) [3] для аналітичного опису відношень сім'ї трансльованих покриваючих паралелепіпедів та області покриття. Побудовано математичну модель задачі та досліджено її особливості, на основі яких розв'язання розглянутої задачі зводиться до

послідовності задач лінійного програмування. Розроблено стратегію та реалізовано алгоритм розв'язання задачі. Надано результати чисельних експериментів.

Література.

1. Х. Пападимитриу, К. Стайглиц. Комбинаторная оптимизация. Алгоритмы и сложность: Москва: Мир, 1985. – 512 с.
2. Stoyan Yu., Scheithauer G., Pridatko D., Romanova T. Φ -function for primary 3D objects // Technische Univarsitat Dresden. – 2002. – №15. – P. 7-11.
3. Stoyan Yu. Covering a polygonal region by a collection of various size rectangles // Пробл. машиностроения. – 2007. – 10, №2. – С. 67-82.

МОДЕЛИРОВАНИЕ РЕЧЕВОГО АППАРАТА ЧЕЛОВЕКА В ЗАДАЧАХ КОМПЬЮТЕРНОГО СИНТЕЗА

Стеля И.О.

Институт информационных систем

igor.stelia@gmail.com

В работе развитие получила методика решения проблемы синтеза речевой информации, что позволило решить задачу искусственного образования звуков голоса человека, основываясь на совместном использовании физических моделей голосового источника и речевого тракта. Разработан усовершенствованный численный алгоритм для реализации двухмассовой модели голосовых связок Ишизаки-Фланагана, в основу которого положена комбинация методов решения системы уравнений колебания двух масс и нелинейной системы для изменения давления. Численный алгоритм позволяет задавать желаемые фонетические параметры речевого сигнала путем изменения соответствующих параметров модели. Распространение акустических волн в речевом тракте как в неоднородной акустической трубе, которая начинается от голосовых связок и заканчивается губами, промоделирована на базе разработанных алгоритмов решения системы уравнений акустики, уравнения Вебстера и уравнения Клейна-Гордона. Разработанные численные алгоритмы позволяют синтезировать речевой сигнал на выходе из тракта, используя в качестве голосового источника сигнал, полученный в модели голосовых связок. На базе разработанных алгоритмов создан программно-алгоритмический комплекс для исследования влияния различных факторов и параметров моделей в системе «голосовой источник – речевой тракт» на речеобразование.

Для акустического уравнения Клейна-Гордона решена обратная задача восстановления параметров речевого тракта по измеренному

сигналу на выходе. При решении обратной задачи минимум функционала находится градиентным методом, где градиент функционала определяется через решение сопряженной задачи. Решение прямой и сопряженной задач находится с помощью разработанных и программно реализованных алгоритмов на основе метода конечных разностей.

Литература.

1. Крак Ю.В. Синтез звуков голоса людини на основі фізичних моделей голосових зв'язок та мовного тракту / Ю.В. Крак, І.О. Стеля // Искусственный интеллект. – 2009. – № 4. – С. 74–79.

**ОПТИМІЗАЦІЯ ДРЕНАЖУ ПРИ ЗАХИСТІ НАСЕЛЕНИХ
ПУНКТІВ ВІД ПІДТОПЛЕННЯ**

Стеля О.Б.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

oleg.stelya@gmail.com

В роботі розглядаються математичні методи та програмне забезпечення для розв'язання обернених задач фільтрації ґрунтових вод. Сформульовані та розв'язані задачі оптимізації дренажу підтоплених територій за умов стаціонарного та нестаціонарного режиму ґрунтових вод. Стаціонарний режим є характерним для населених пунктів та територій, що розташовані в зоні впливу каскаду дніпровських водосховищ. В разі розташування населеного пункту на території з інтенсивним зрошенням, режим ґрунтових вод є нестаціонарним, особливо це стосується півдня України. Наслідком цього є деградація земель, заболочення та прискорення міграції забруднюючих речовин. Вирішення цих проблем висуває нові вимоги до математичного та програмного забезпечення для підтримки прийняття рішень в галузі оздоровлення земель.

В основу математичної моделі покладене двовимірне рівняння потоку ґрунтових вод в плані. Для мінімізації функціоналів використовується градієнтний метод, де градієнти функціоналів знаходяться через розв'язки спряжених задач. Модель використовує скінченнорізницьовий метод для розв'язування крайових задач і має графічний інтерфейс користувача для введення необхідної інформації. Для відображення результатів моделювання на цифровій карті використовується географічна інформаційна система.

Розвинутий в роботі апарат моделювання реальних явищ підтоплення населених пунктів був успішно застосований для

оптимізації дренажу підтоплених ділянок. В результаті розрахунків були встановлені об'єми відбору води, необхідні для підтримки нормативного рівня вільної поверхні ґрунтових вод, а в нестаціонарному випадку розраховано графік включення дренажних свердловин. Знайдена модельним шляхом вільна поверхня ґрунтових вод дозволяє контролювати дію дренажу протягом всього часу експлуатації дренажної системи.

Проведені дослідження дозволяють сподіватись на успішне використання розробленої методики на інших об'єктах з підвищеним рівнем ґрунтових вод або таких, що знаходяться під загрозою підтоплення.

ПРО ОЦІНКУ ЙМОВІРНОСТІ АВАРІЙ НА САЯНО-ШУШЕНСЬКІЙ ГЕС

¹Стефанишин Д.В., ²Романчук К.Г.

¹Інститут телекомунікацій і глобального інформаційного простору НАН України, м. Київ

²Міжнародний економіко-гуманітарний університет ім. С. Дем'янчука, м. Рівне

dvstefanyshyn@yahoo.com, c.romanchuk@mail.ru

Наводяться результати оцінки ймовірності виникнення гідродинамічної аварії на Саяно-Шушенській гідроелектростанції (ГЕС), що побудована на р. Єнісей в Хакасії (Російська Федерація) [1, 2]. В якості одного з модельних сценаріїв аварії на ГЕС, аналогічної тій, що сталася 17 серпня 2009 року, розглядався сценарій, згідно з яким в результаті посиленої вібрації та недостатньої міцності кріплення турбінної кришки відбулася розгерметизація напірного тракту гідроагрегата №2. При цьому не спрацювала система автоматичного гальмування аварійного гідроагрегата та аварійного перекриття затвором напірного тракту.

Аналізувалися різні гіпотетичні сценарії виникнення та розвитку гідродинамічної аварії на ГЕС з оцінкою ймовірностей їх реалізації методом дерев несправностей. При оцінці ймовірності виникнення аварії на гідроагрегаті ГЕС використовувалися рішення, отримані в [3, 4].

Література

1. Брызгалов В. И. Из опыта создания и освоения Красноярской и Саяно-Шушенской гидроэлектростанций. Красноярск: Сибирский изд. дом «Суриков», 1999.

2. Гидротехническое строительство. НТФ «Энергопрогресс». Ежемесячный научно-технический журнал. №11. 2008.
3. Стефанишин Д.В., Романчук К.Г. Оцінка ймовірності відмови зарезервованої системи з автоматичним перемиканням на резерв// Вісник НУВГП. Зб. наук. праць. Вип. 4 (44). Рівне: НУВГП. 2008. С. 334-340.
4. Романчук К.Г., Стефанишин Д.В. Про надійність структурно надмірної системи з автоматичним перемиканням на резерв// PDMU-2009. Abs. of Int. Workshop. Kamyanets-Podilsky, October 5-9, 2009. P.P. 103-105.

ПРОГНОЗУВАННЯ ЙМОВІРНИХ ЗБИТКІВ ВІД ПАВОДКІВ В БАСЕЙНІ РІКИ ТИСА НА ОСНОВІ НЕЧІТКОГО МОДЕЛЮВАННЯ З ВИКОРИСТАННЯМ ЕКСТРАПОЛЯЦІЙ

Стефанишина Ю.Д., Стефанишин Д.В.

Інститут телекомунікацій і глобального інформаційного
простору НАН України, м. Київ
dvstefanyshyn@yahoo.com

Розглянута задача прогнозування ймовірних збитків від майбутніх паводків в басейні р. Тиса в Закарпатській області на основі екстраполяції даних про збитки від минулих паводків (табл. 1).

Таблиця 1

Збитки від руйнівних паводків в басейні р. Тиса в Закарпатській області (за даними Державного комітету України з водного господарства)

Роки	Збитки, млн. грн.	Роки	Збитки, млн. грн.
1955	43,7	1974	33,6
1957	21,3	1975	87,9
1958	9,8	1976	60,1
1965	14,2	1977	85,2
1967	10,9	1978	115,8
1968	10,4	1979	64,4
1969	34,4	1980	325
1970	237	1986	127,9
1971	35,5	1998	81
1972	24	2001	284,9
1973	23,5	2008	163

При прогнозуванні приймалася гіпотеза, що тенденція до наростання збитків від руйнівних паводків в басейні р. Тиса зберігатиметься і в майбутньому.

В якості екстраполяцій використовувалися тренди для різних за початком відліку рядів динаміки [1, 2]. Значення ймовірних (очікуваних) збитків від паводків, що були отримані екстраполяціями за різними трендами, розглядалися в якості експертних оцінок, функції належності яких при нечіткому моделюванні [3] встановлювалися за коефіцієнтами детермінації трендів [4].

Прогноз складався на інтервалі до 2020 р. Побудова трендів здійснювалася в зворотному відліку – з «заглибленням» в ретроспективу. Були виділені дві групи трендів: 1) тренди з початком відліку на інтервалі з 1971 до 1986 року; 2) тренди з початком відліку на інтервалі з 1958 до 1970 року. Значення ймовірних (очікуваних) збитків, що були отримані за різними трендами з цих двох груп, були віднесені до двох нечітких множин $\tilde{A}$, $\tilde{B}$, що формували значення відповідних лінгвістичних змінних *«очікуване значення збитку до 2020 року буде не меншим»* та *«очікуване значення збитку до 2020 року буде не більшим»*.

Для оцінки чіткого значення ймовірного збитку на інтервалі до 2020 року знаходилася нечітка множина $\tilde{C} = \tilde{A} \cap \tilde{B}$ з функцією належності нечіткої змінної *«очікуване значення збитку до 2020 року буде знаходитися в інтервалі»*.

Приведення до чіткого значення нечіткої оцінки ймовірного збитку, що описувалася функцією належності нечіткої змінної *«очікуване значення збитку до 2020 року буде знаходитися в інтервалі»*, здійснювалося методом «центра тяжіння».

Література

1. Стефанишин Д.В., Стефанишина Ю.Д. Використання методу екстраполяцій при прогнозуванні рівнів води в ріці, де відбувається трансформація русла, з врахуванням ризику// Гідромеліорація та гідротехнічне будівництво. Зб. наукових праць. Вип. 30. Рівне: НУВГП. 2005. С.107-116.
2. Stefanyshyna Yu.D., Stefanyshyn D.V. An approach to use of trend analysis under extrapolation of time series data// XII Int. Scientific Kravchuk Conf./ Conf. materials, II. 15-17 May, Kyiv, 2008. P. 118.
3. Zimmermann H.-J. Fuzzy set Theory and its applications. Springer. 4-th ed., 2001. 544 p.
4. Стефанишин Д.В., Стефанишина Ю.Д. Побудова функції належності нечіткої множини при експертному оцінюванні параметрів на основі

ПОРІВНЯЛЬНИЙ АНАЛІЗ ПАРАМЕТРІВ МОДЕЛІ РОСТУ ПОПУЛЯЦІЙ З ВРАХУВАННЯМ ВІРУСНОЇ ІНФЕКЦІЇ

Сушко О.М., Загородній Ю.В.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
yuzagor@ukr.net

Розглядається наступна модель росту біологічної популяції [1] (наприклад, живих клітин організму печериць[2]) з врахуванням вірусної інфекції:

$$\begin{aligned}\frac{dw_j(t)}{dt} &= (F(w_j, t)w_j(t) - G(w_j, t)v_j(t)) \\ \frac{dv_j(t)}{dt} &= (c_{v0} - c_{v1})G(w_j, t)v_j(t) - c_{v2}v_j^2(t) \\ w_j(t_j) &= (1 - z_j)w_{j-1}(t_j), \quad v_j(t_j) = (1 - z_j)v_{j-1}(t_j), \\ j &= \overline{1, n}, \quad w_0(t_0) = w^0, \quad v_0(t_0) = v^0,\end{aligned}$$

де $w_j(t)$, $v_j(t)$ - відповідно додатні функції біомаси популяції та концентрації вірусу в ній, які визначені на інтервалах часу $t \in [T_j, T_{j+1}]$, $0 = T_0 \leq T_1 \leq \dots \leq T_{n+1} = T$, c_{v0}, c_{v1}, c_{v2} - невід'ємні дійсні параметри динаміки концентрації вірусу, $0 \leq z_j \leq 1$ - доля зібраного урожаю при вирощуванні популяції на час збору T_j , при цьому $z_0 = 0$. Параметри моделі $F(w_j, t)$, $G(w_j, t)$ є невід'ємними функціями, які визначені на прямокутнику $w_j \in [0, w^{\max}]$, $t \in [0, T]$, $w^{\max} > 0$, виражають, відповідно питому швидкість росту популяції (функція пристосування) та питому величину деструкційного впливу вірусу на ріст інфікованої популяції.

Варіанти цих функцій, які ґрунтуються на принципах лінійної залежності від $w_j(t)$, логістичного росту [1] та використання моделі з неперервним віком і були ціллю дослідження даної роботи.

Література

1. Динамическая теория биологических популяций/под. Ред. Полужктова Р.А.-М.:Наука, 1974.-456с.

2. Бойко О.Л., Загородній Ю.В. Математична модель динаміки росту маси плодових тіл печериць *Agaricus Bisporus* у нормі і при вірусній патології// Агроєкологічний журнал.-№1.-2004.-С.46-50.

**ОЦІНКА РИЗИКУ ДЕФОЛТУ ФІРМИ
ДЛЯ *n*-СТРИБКОВОЇ МОДЕЛІ ВНУТРІШНЬОЇ ДОХОДНОСТІ
Терент'єва Л.С.**

Інститут теоретичної фізики ім. М.М. Боголюбова НАН України
mmitp@bitp.kiev.ua

В роботі досліджуються внутрішні характеристики роботи фірми відносно її можливості виконати зовнішнє боргове зобов'язання, а також умови відсутності дефолту фірми, динаміка вартості якої є специфікацією широкого класу випадкових процесів для еволюції активів, розробленого в [1].

Розроблений у [2], [3] метод оцінювання ризиків дефолту застосовується для знаходження оцінок в узагальненій моделі еволюції внутрішньої доходності фірми, динаміка якої передбачає n незалежних рівномірно розподілених на інтервалах $\left[\frac{iT}{n}, \frac{(i+1)T}{n}\right)$,

$i = \overline{0, n-1}$, стрибків до термінального моменту часу T .

Знаходяться умови щодо майбутніх фінансових потоків фірми, які забезпечують її бездефолтне функціонування на певному часовому інтервалі. Схильність до дефолту фірми визначається рівнем $\bar{k}$ внутрішньої доходності, що відповідає дефолту. Параметр масштабування внутрішньої доходності b у цій моделі може бути визначений з достатньо малих за часом спостережень за динамікою вартості фірми.

Література

1. Гончар М.С. Фондовий ринок і економічний ріст. – Київ: Обереги, 2001. – 826 с.
2. Гончар М.С., Терент'єва Л.С. Оцінювання ризиків дефолту та реальних опціонів // Системні дослідження та інформаційні технології, 2009, №3, с. 43-51.
3. Гончар Н.С., Терент'єва Л.С. Оценка дефолта фирмы для процесса внутренней доходности специального вида// Проблемы управления и информатики, 2008, №4, с.130-144.

ЗАДАЧІ КОМБІНАТОРНОЇ ОПТИМІЗАЦІЇ ТА ГІБРИДНІ АЛГОРИТМИ

Тимофієва Н.К.

Міжнародний науково-навчальний центр інформаційних технологій та
систем НАН та МОН України

tymnad@gmail.com

Для розв'язання задач комбінаторної оптимізації розробляються алгоритми, які поєднують два чи більше методів і ґрунтуються на організації покрокових обчислень – ітераційного процесу, що породжує послідовність розв'язків у відповідності із вбудованими процедурами. Якщо вбудовані процедури – незалежні алгоритми, орієнтовані на розв'язання задач певних класів, то вони називаються гібридними. При розробці таких алгоритмів задача, яку необхідно розв'язати, за виявленими ознаками розбивається на підзадачі. Задачі ж комбінаторної оптимізації, в яких цільова функція залежить від кількох змінних, за цією ознакою розділяються на незалежні підзадачі, які належать різним класам. Її розв'язок визначається на множинах комбінаторних конфігурацій різних типів. В цьому разі суть гібридного алгоритму полягає у поєднанні таких методів для знаходження оптимального розв'язку, який був би дійсний для кожної із заданих множин.

Теорема 1. Задачі комбінаторної оптимізації, цільова функція яких залежить від кількох змінних (комбінаторних конфігурацій різних типів) розділяються на незалежні підзадачі.

Теорема 2. Задачі комбінаторної оптимізації, які розділяються на підзадачі за типом комбінаторних конфігурацій (аргумента цільової функції), потребують для свого розв'язання розроблення гібридних алгоритмів.

Доведення. Для задачі комбінаторної оптимізації запишемо цільову функцію $F(\mu, \omega, \rho)$, яка залежить від кількох змінних, де μ – вибірка певного типу, ω – перестановка, ρ – розбиття n -елементної множини на підмножини. Згідно з теоремою 1 базова задача розділяється на підзадачі різних класів, значення цільової функції для яких знаходиться на трьох комбінаторних множинах. Для їхнього розв'язання необхідно об'єднати три незалежні алгоритми, а це характерно для гібридних алгоритмів, що і доводить теорему 2.

НОВІ КРИТЕРІЇ ВИБОРУ ПРОЕКТУ

Урманчева Л.Б., Урманчев В.І.

Державна академія статистики, обліку та аудиту

urmancheva@rambler.ru

Запропоноване спеціальне розширення системи оцінки проектів, які відповідають «природнім міркуванням ОПР», і на цій основі побудований новий критерій оцінки проекту, в якому враховується як статистична інформація так і міра схильності ОПР до ризику.

Для врахування якісних характеристик проектів досліджуваного типу, пропонується розглядати якісні особливості часових рядів які описують прибутки по проектам досліджуваного типу.

Показано, що для оцінки проекту, з точки зору ОПР, природнім обґрунтованим є розгляд таких числових характеристик: середні значення та їх кількість для додатних та від'ємних відхилень прибутку $X(T)$ від середнього значення $m(T)$ на проміжку часу T коли зберігається тип монотонності в динаміці прибутків; середня швидкість зміни прибутку на проміжку часу коли зберігається тип монотонності в динаміці прибутків, яку позначимо $V_1(T, X)$; середня швидкість зміни прибутку на всьому проміжку часу, яку позначимо $V_2(T, X)$.

ОПР яка схильна до ризику буде цікавитись в основному величиною $V_1(X, T)$, а обережна ОПР буде обов'язково цікавитись і $V_2(X, T)$.

Нехай прогнозне значення середньої швидкості на яке буде спиратися ОПР при мірі схильності до ризику $\alpha \in [0, 1]$ визначається формулою

$$V(X, T) = \alpha \cdot V_1(T, X) \cdot \frac{m(X)}{n} + (1 - \alpha) \cdot V_2(T, X).$$

Критерієм якості проекту є прогнозний приріст прибутку

$$K(X, T) = \frac{1}{2} \left(V(X, T) \cdot \frac{m(X)}{n} \cdot (t^* - t_n) + \frac{m^+(X)}{n} \cdot \sigma^+(X) - \frac{m^-(X)}{n} \cdot \sigma^-(X) \right)^3$$

гіпотезою про збереження прогнозних значень прибутків з відомою функцією розподілом імовірності.

БАГАТОВИМІРНІ СПЛАЙН-ФУНКЦІЇ НА ХАОТИЧНІЙ СІТЦІ ТА ЇХ ВИКОРИСТАННЯ ДЛЯ ОПТИМІЗАЦІЇ ПАРАМЕТРІВ ТЕХНІЧНИХ СИСТЕМ

Харченко І.І., Куценко І.А., Лях М.А.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

ihar@unicyb.kiev.ua

Пропонується методика оптимізації параметрів технічних систем без побудови формульної математичної моделі. Для цього розроблено підхід, який базується на створенні чисельної моделі функціонування технічних пристроїв на основі результатів їх тестування при різних значеннях функціональних параметрів технічної системи при різноманітних зовнішніх вимогах, а саме функціях відгуку, до яких можна віднести ефективність, продуктивність, затрати енергоносіїв та інші. Чисельна модель будується у вигляді багатовимірних сплайн-функцій на хаотичній сітці (БСФХС) для кожної функції відгуку [1]. На побудованій сплайн-функції здійснюється пошук оптимальних значень вибраних параметрів. При цьому як побудова моделі, так і її використання здійснюється в діалоговому режимі, що дає можливість більш адекватно відтворити процес функціонування технічної системи.

Важливими особливостями даної БСФХС для практичного використання є те, що її можна будувати на довільній сітці при будь-якій розмірності простору побудови, при цьому – відповідно до інтерполяційного та апроксимаційного (середньоквадратичного і мінімаксного) критеріїв – є можливість адаптивно налаштовувати її за допомогою вибраних параметрів для конкретного набору даних. У залежності від значень параметрів побудови сплайн-функція може відтворювати як неперервні, так і розривні поверхні функції відгуку. Вже побудовану БСФХС легко використовувати, оскільки вона є простою сумою деяких функцій, а обмеження на область її застосування, на відміну від класичних поліноміальних сплайн-функцій, виникають лише з практичних міркувань.

Суттєвими параметрами побудови БСФХС є множина точок у багатовимірному просторі – сітка що задається, яку доцільно будувати в процесі поетапного нарощування, додаючи в першу чергу точки, в яких спостерігається осциляція функції відгуку, її так звані локальні оптимуми.

Запропоновану методику покращення параметрів можна використати для оптимізації значень конструктивних елементів такого

перспективного агрегату, як роторна косарка для скошування рослинності [2]. При врахуванні її конструктивних особливостей залишаються не до кінця дослідженими питання щодо визначення ефективності експлуатації косарки при тьох змінних складових: 1) продуктивності як на наявних слабосильних моторних агрегатах та при відсутності жорстких обмежень на їх потужність; 2) мінімізації експлуатаційних затрат на утримання самої косарки; 3) визначення можливості скошування максимального діаметру грубостебелевої рослинності типу лоза, очерет тощо. У якості параметрів оптимізації можуть бути вибрані такі технічні характеристики косарки, як ширина захвату, діаметр роторів з ножами, кут та форма заточки ножів і протирізів. Дослідження з оптимізації дозволять визначити стандартизований ряд косарок, що дасть можливість отримати максимальний економічний ефект у залежності від до того чи іншого приводу, та дозволить, таким чином, покращити конкурентноздатність такого типу виробів на ринку.

Література

1. Куценко І.А. Побудова апроксимаційної середньоквадратичної та мінімаксної багатовимірної сплайн-функції на хаотичній сітці. // Системні дослідження та інформаційні технології. – 2008. – № 4. – С. 121-124.
2. Кравчук В.А., Лях М.А., Войтович І.В., Харченко І.І., Ковтуненко І.В. / Косарка роторна для скошування рослинності (Патент на корисну модель № 44570, бюл №19, 12.10.2009).

ГЕНЕРАТОР ПРОЦЕДУРИ СТОХАСТИЧНОЇ ОПТИМІЗАЦІЇ З ДИФУЗІЙНИМ ЗБУРЕННЯМ

Хімка У.Т., Чабанюк Я.М., Будз І.С.

Національний університет "Львівська політехніка"

yaroslav_chab@yahoo.com

Неперервна процедура Кіфера-Вольфовиця з дифузійним збуренням пошуку точки $u_0 \in R^d$ максимуму функції регресії $C(u, x)$ задається стохастичним диференціальним рівнянням:

$$du^\varepsilon(t) = a(t) [\nabla_b C(u^\varepsilon(t), x(t/\varepsilon^2)) + \varepsilon^{-1} C_0(x)] dt, \quad (1)$$

$$\nabla_b C(u, \cdot) = \{(C(u_i^+, \cdot) - C(u_i^-, \cdot)) / 2b(t), i = \overline{1, d}\}, u_i^\pm = u_i \pm b(t)e_i,$$

$e_i = \{0, \dots, 1, 0, \dots, 0\}$. Нехай $C(u, x)$, $u \in R^d$ - функція регресії залежить від рівномірно ергодичного марковського процесу $x(t), t \geq 0$, у вимірному фазовому просторі станів (X, X) [1]. Тоді для генератора Q

марковського процесу зі стаціонарним розподілом $\pi(B), B \in X$, визначений потенціал R_0 .

Лема. Генератор двокомпонентного марковського процесу $u^\varepsilon(t), x_t^\varepsilon := x(t/\varepsilon^2), t \geq 0$, на тест-функціях $\varphi(u, \cdot) \in C^2(R^2)$ має аналітичне представлення

$$L_t^\varepsilon \varphi(u, x) = \varepsilon^{-2} Q \varphi(u, x) + \varepsilon^{-1} a(t) Q_1(x) \varphi(u, x) + a(t) Q_2(x) \varphi(u, x), \quad (1)$$

де $Q_1(x) \varphi(u, x) = C_0(x) \varphi'_u(u, x), Q_2(x) \varphi(u, x) = \nabla_b C(u, x) \varphi'_u(u, x)$.

Представлення (1) дозволяє встановити асимптотичні властивості нормованої процедури в схемі дифузійної апроксимації (2).

Література

1. Хімка У.Т., Чабанюк Я.М. Збіжність стохастичної оптимізації з марковськими переключеннями.// (PDMU-2009) International Conference. Abstracts. Sxidnizya, April 27-30. Ukraine.-2009. С. 172.
2. Хімка У.Т., Чабанюк Я.М.. Генератор нормованої процедури стохастичної оптимізації в схемі усереднення.// Тези міжн. конф. до 100-річчя М.М. Боголюбова та 70-річчя М.І.Нагнибіди. – Чернівці. 8-13 червня 2009. С.194-196.

МОДЕЛЬ ЛЕОНТЬЄВА-СТРАУТА ЯК ГРАВІТАЦІЙНА МОДЕЛЬ.

Хомич С.В., Кінаш О.М.

Львівський національний університет імені Івана Франка

email@hotbox.ru, Okinasch@yahoo.com

Існує принаймні два приклади моделей гравітаційного типу, які безпосередньо використовуються в економічних теоріях, хоч насправді вони не класифікуються як гравітаційні, тобто як аналоги гравітаційної взаємодії Ньютона. Моделі такого типу розглядалися Тейлом [1] та Леонтьєвим і Страутом [2]. Пропонується підхід до моделі «витрати-випуск» як до гравітаційної моделі. При різних обмеженнях розглянуто чотири модифікації цієї моделі. Також розглянуто деякі застосування [3],[4],[5],[6].

Література.

1. Theil H. Economics and information theory/ North-Holland. Amsterdam, 1967.
2. Leontief W., Strout A. Multi-regional input-output analysis. In: Structural Interdependence and Economic Development/ Ed. T. Barna, Macmillan, London, 1963.
3. Кінаш О.М., Попадик А.Ф. Економіко-математичне моделювання руху грошових коштів// Трансформація економічної системи в Україні. Науковий збірник/ За ред. З.Г. Ватаманюка// Львів: Інтереко, 2000.-С.471-475.

4. Кінаш О.М., Лапішко М.Л., Кожан Р.В. Економіко-математичне моделювання грошових потоків// Соціально-економічні дослідження в перехідний період. Економічні проблеми ринкової трансформації України(Збірник наукових праць). Вип.1(XXXIX)/ НАН України. Інститут регіональних досліджень.- Львів, 2003.- С. 256-263.
5. Кінаш О.М., Яструбський М.Я. Вибір механізму оптимізації розподілу фінансових ресурсів у вищих навчальних закладах// Наук.вісник: Збірник науково-технічних праць.- Львів: НЛТУ України.-2005, вип. 15.3.- С 301-309.
6. Kinash O.M., Khomych S.V. Modelling of the Money Flow// Fourth Summer School "Algebra, Topology, Functional and Stochastic Analysis" (Lviv-Kozyova, July 17-29, 2006). Invited Lectures and Abstracts of Research Reports. – Lviv, 2006. – P.143-144.

АСИМПТОТИЧНІ ВЛАСТИВОСТІ ЛІНІЙНОЇ МЕРЕЖЕВОЇ МОДЕЛІ СИСТЕМ ОБСЛУГОВУВАННЯ З ПОВТОРНИМИ ЗВЕРНЕННЯМИ

Чечельницький О.А., Кучеренко О.В.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
che@unicyb.kiev.ua

Ми розглянемо лінійну модель систем обслуговування, яка складається з r вузлів. Перші $r-1$ вузлів функціонують як системи обслуговування типу $\langle M_Q / M_Q / 1 \rangle$, а останній вузол - як система обслуговування з повторними викликами типу $\langle M_Q / M_Q / 1 / w.r. \rangle$. Системи утворюють лінійну модель $\langle M_Q / M_Q / 1 \rangle \rightarrow \dots \rightarrow \langle M_Q / M_Q / 1 \rangle \rightarrow \langle M_Q / M_Q / 1 / w.r. \rangle$. Вимоги до нашої моделі на інтервалі $[t, t+h]$ надходять групами з ймовірністю $\lambda(a_1, \dots, a_r)h + o(h)$, де змінні a_i , $i = \overline{1, r}$ описують число вимог у вузлах відповідно. Перші $r-1$ вузлів складаються з одного приладу, які обслуговують вимоги з зовнішнього потоку випадковий інтервал часу з показниковим розподілом з параметрами $\mu_i(a_1, \dots, a_r) > 0$, $i = \overline{1, r-1}$. Після обслуговування в одному з вузлів $r-1$ вимога обов'язково надходить на обслуговування до наступного вузла. У r -му вузлі утворюється пуассонівський потік повторних запитів з параметром $\nu(a_r) > 0$. Якщо прилад є вільним, він обслуговує вимогу, незалежно від того звідки вона б не надійшла, інтервал часу,

який має показниковий розподіл з параметром $\mu_r > 0$. Через $X_i(t), i = \overline{1, r}$ позначимо число вимог у вузлах.

Припустимо, що параметр повторних звернень $\nu(a_r) > 0$ залежить від n (номеру серій) наступним чином : $\nu^{(n)}(a_r) = n^{-1}\nu(a_r)$, а характеристики $X_i(t), i = \overline{1, r}$ розглянемо у зміненому масштабі часу nt : $X_i^{(n)}(t) = X_i(nt), i = \overline{1, r}$ $X^{(n)}(t) = (X_1^{(n)}(t), \dots, X_r^{(n)}(t))$.

Теорема 1. (Закон великих чисел для змішаної лінійної моделі мережі обслуговування). Нехай наша модель задовольняє наступним умовам :

1) функції $\lambda(a_1, \dots, a_r), \mu_1(a_1, \dots, a_r)$ та $\nu(a_r)$ є локально липшицеві по змінним $a_i, i = \overline{1, r}$; крім того $\lambda(a_1, \dots, a_r) - \mu_i(a_1, \dots, a_r) > 0, a_i > 0, i = \overline{1, r}$;

2) $n^{-1}X^{(n)}(0) \xrightarrow{p} S_0$, де $X^{(n)}(0) = (X_1^{(n)}(0), \dots, X_r^{(n)}(0))$.

Тоді $\sup_{0 \leq t \leq T} |n^{-1}X^{(n)}(t) - s(t)| \xrightarrow{p} 0, n \rightarrow \infty$,

де вектор-функція $s(t) = (s_1(t), \dots, s_r(t))$ задовольняє системі диференціальних рівнянь наступного вигляду:

$$\begin{cases} ds_i(t) = (\lambda(s_1(t), \dots, s_r(t)) - \mu_i(s_1(t), \dots, s_r(t))) dt \\ ds_r(t) = \lambda(s_1(t), \dots, s_r(t)) dt - m(s_1(t), \dots, s_r(t))^{-1} dt \end{cases}$$

$i = \overline{1, r-1},$

де $m(a) = (\mu_r)^{-1} + (\lambda(a_1, \dots, a_r) + \mu_{r-1}(a_1, \dots, a_r) + a_r \nu(a_r))^{-1}$.

Література

1. Chechelnitzki A.A., (1999) Asymptotical properties of Erlang Queueing systems with dependent Poisson input flow. Top, v.7, 221-229.

ОПТИМІЗАЦІЯ ТЕХНОЛОГІЙ РОЗБИРАННЯ ТА СКЛАДАННЯ МАШИН

В.Є. Чухрай

Факультет механіки та енергетики

Львівський національний аграрний університет, Україна

l.chukhray@mail.ru

Характерним для машинобудівного та ремонтного виробництва є те, що для аналогічних машин, агрегатів, вузлів та механізмів можуть використовуватися різні варіанти технологічних процесів їх складання та розбирання. Технології складання та розбирання машин залежать від особливостей їх конструкцій та технологічного оснащення яке використовується. Разом з тим послідовність виконання операцій залежить від рівня доступності до конкретної деталі на кожному етапі розбирання. В свою чергу послідовність виконання операцій може впливати на їх зміст і тривалість.

Метою досліджень є розробка методики моделювання процесів розбирання і складання об'єктів техніки, яка включає розробку графічних символів спряжень і контактів деталей, побудову матриць взаємних зв'язків та рівнів доступу, побудову графічної моделі об'єкта ремонту з відображенням рівнів доступу до кожної деталі, складання матриці допустимих послідовностей виконання операцій розбирання для складання багатоваріантних технологій розбирання і складання.

Таблиця - Допустимі варіанти послідовності виконання операцій розбирання опори проміжної з відображенням конструктивних обмежень

Зміст операції	Можливий порядковий номер операції поштучного від'єднання деталей										
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
Зняти <i>a1</i>						<i>o1</i> _{4,10}	<i>o1</i> _{4,10}	<i>o1</i> _{4,10}			
Зняти <i>a2</i>							<i>o2</i> ₁	<i>o2</i> ₁	<i>o2</i> ₁	<i>o2</i> ₁	<i>o2</i> ₁
Зняти <i>a3</i>			<i>o3</i> ₄	<i>o3</i> ₄	<i>o3</i> ₄	<i>o3</i> ₄	<i>o3</i> ₄	<i>o3</i> ₄	<i>o3</i> ₄	<i>o3</i> ₄	<i>o3</i> ₄
Зняти <i>a4</i>		<i>o4</i> ₈	<i>o4</i> ₈	<i>o4</i> ₈	<i>o4</i> ₈	<i>o4</i> ₈					
Зняти <i>a6</i>									<i>o6</i> _{7,2-3}	<i>o6</i> _{7,2-3}	<i>o6</i> _{7,2-3}
Зняти <i>a7</i>							<i>o7</i> ₁	<i>o7</i> ₁	<i>o7</i> ₁	<i>o7</i> ₁	
Зняти <i>a8</i>	<i>o8</i>	<i>o8</i>	<i>o8</i>	<i>o8</i>							
Зняти <i>a9</i>		<i>o9</i> ₈	<i>o9</i> ₈	<i>o9</i> ₈	<i>o9</i> ₈	<i>o9</i> ₈	<i>o9</i> ₈	<i>o9</i> ₈	<i>o9</i> ₈	<i>o9</i> ₈	<i>o9</i> ₈
Зняти <i>a10</i>			<i>o10</i> ₁₁	<i>o10</i> ₁₁	<i>o10</i> ₁₁	<i>o10</i> ₁₁	<i>o10</i> ₁₁				
Зняти <i>a11</i>		<i>o11</i> ₁₂	<i>o11</i> ₁₂	<i>o11</i> ₁₂	<i>o11</i> ₁₂	<i>o11</i> ₁₂					
Зняти <i>a12</i>	<i>o12</i>	<i>o12</i>	<i>o12</i>	<i>o12</i>	<i>o12</i>						
Кількість операцій на цій позиції	2	5	7	7	6	6	6	5	5	5	4

У таблиці відсутня операція **o5** знімання вала **a5**, оскільки вона постійно матиме 11 порядковий номер, аналогічно до номера операції під час якої від вала **a5** від'єднується остання деталь, а саме **a2**, **a3**, **a6**, або **a9**.

Для кожного варіанта перестановки виконання операцій накладатимуться обмеження, зазначені в таблиці. Наприклад, запис **o1_{4,10}** означає, що перед зніманням деталі **a1** потрібно зняти деталі **a4** та **a10**, а запис **o6_{7,2-3}**, - що перед зніманням деталі **a6** потрібно зняти деталь **a7** та одну з деталей **a2** або **a3**. Зокрема, операція знімання втулки **o6_{7,2-3}**, може мати дев'ятий порядковий номер лише у випадку, якщо після неї стоятиме операція **o9**. Кількість варіантів визначалася шляхом побудови графів. Основним завдання досліджень є оптимізація технологій складання і розбирання машин шляхом мінімізації тривалості процесу складання або розбирання, зменшення енергетичних та матеріальних затрат.

Література

1. Чухрай В.Є. Киричинська І.Б. Розрахунок кількості варіантів послідовності виконання операцій розбирання об'єктів ремонту // Вісник ЛДАУ: Агроінженерні дослідження. Львів: Львівський держагроуніверситет. 2006. -№10.-С 189-196.

МІНІМАКСЕ ОЦІНЮВАННЯ ПАРАМЕТРІВ ДЛЯ ПАРАБОЛІЧНОЇ ЗАДАЧІ В УМОВАХ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ

Л.В. Чухрай

Факультет кібернетики

Київський національний університет імені Тараса Шевченка, Україна

l.chukhray@mail.ru

Припускається, що на відрізку $(0, T]$ спостерігаються функції:

$$y_k(t) = \int_0^h h_k(t, x) \varphi(x, t) dx, \quad k = \overline{1 \dots N}, \quad (1)$$

де $h_k(t, x)$ - неперервна функція по t, x , $k = \overline{1 \dots N}$. $\varphi(x, t)$ - функція, що є класичним розв'язком оберненої параболічної задачі вигляду

$$\beta(t) \varphi_t = a(t) \varphi_{xx}, \quad (x, t) \in \Omega_T \quad (2)$$

з крайовими умовами

$$\varphi(0, t) = 0, t \in (0, T], \quad \varphi(h, t) = \mu_2(t), t \in (0, T], \quad (3)$$

$$\varphi(x, 0) = 0, t \in (0, T], \quad (4)$$

де

$$\Omega_T = \{(x, t) : 0 < x < h, 0 < t < T\}, \beta(t) > 0, a(t) > 0,$$

$$\lim_{t \rightarrow 0} \frac{\beta(t)}{t^m} = 0, m \geq 1.$$

Вважається, що $\mu_2(t)$ не визначена точно, а відомо, що вона задовольняє умову

$$\int_0^T (\mu_2^{(n)}(t))^2 dt \leq q^2. \quad (5)$$

Розглядається задача мінімаксного оцінювання, що полягає в тому, щоб за спостереженнями вигляду (1) за станом системи, що описується крайовою задачею (1)-(3) при умові (5) оцінити лінійний функціонал

$$L(\mu) = \int_0^T l(t) \mu_2(t) dt \quad (6)$$

в класі лінійних оцінок вигляду

$$\hat{L}(\mu) = \int_0^T \sum_{k=1}^N u_k(t) y_k(t) dt, \quad (7)$$

де $u_k(t) \in L_2(\Omega_T)$.

Оцінку $\hat{L}(\mu)$, яка визначається як розв'язок екстремальної задачі

$$\inf_{u_k(t) \in L^2(\Omega_T)} \sup_{\mu_2(t)} |L(\mu) - \hat{L}(\mu)|^2 = \sup_{\mu_2(t)} |L(\mu) - \hat{L}(\mu)|^2$$

називають мінімаксною оцінкою функціоналу (6), а величину

$$\sigma^2 = \sup_{\mu_2(t)} |L(\mu) - \hat{L}(\mu)|^2$$

мінімаксною похибкою оцінювання.

Знайдено регуляризовану мінімаксну оцінку функціоналу $L(\mu)$ у наступному вигляді

$$\hat{\hat{L}}(\mu) = \int_0^T \sum_{k=1}^N \hat{u}_k(t) y_k(t) dt,$$

де $\hat{u}_k(t)$ є розв'язком інтегрального рівняння Фредгольма 2-го роду

$$\int_0^T \left(\int_0^h \sum_{k=1}^N h_k(x, t) p(x, t) dx + \gamma^2 \hat{u}_k(t) \right) v_k(t) dt \equiv 0 \quad \forall v_k(t) \in L_2(\Omega_T), k=1 \dots N.$$

Функція $p(x, t)$ однозначно визначається як розв'язок системи інтегрально-диференціальних рівнянь.

Література

1. Наконечний О.Г. Оцінювання параметрів в умовах невизначеності // Наукові записки КНУ ім.Т.Г.Шевченка. — 2004.- Том 7:факультет кібернетики. — С.102-112.
2. Наконечний О.Г. Оптимальне керування та оцінювання в рівняннях із частинними похідними. Навчальний посібник – ВПЦ «Київський університет», 2004.

ПРО ЗМЕНШЕННЯ РОЗМІРНОСТЕЙ ПЕРКОЛЯЦІЙНИХ МАТРИЦЬ

Шарапов М.М.

В роботі [1] було розглянуто методику побудови перколяційних матриць для відшукування ймовірностей досяжності для випадкових графів наступної структури: маємо $mn + 2$ вершин $L_0, \dots, L_{mn+1}$ випадкового графа з ребрами

$$C(0, i) = C(m(n-1) + i, mn + 1) = 1, \quad i = \overline{1, m};$$

$$C(m(j-2) + i, m(j-1) + i) = 1, \quad i = \overline{1, m}, \quad j = \overline{2, n};$$

$C(m(j-1) + i, m(j-1) + i + 1) = 1, \quad i = \overline{1, m-1}, \quad j = \overline{1, n};$ решта (вістуні ребра) $C(i, j) = 0$. Було запропоновано ймовірності досяжності шукати через степені спеціальних матриць (матриці перколяції) і було показано, що розмірності цих матриць є числами Каталана.

На частковому прикладі ($m = 2$) покажемо, що розмірність перколяційних матриць може бути зменшена. Так, в [1] для $m = 2$ розмірність матриці перколяції складала 3. Покажемо, що можна понизити розмірність до 2.

Занумеруємо вертикальні пари станів випадкового графу по $i = \overline{1, n}$ та розглянемо деяку i -ту пару. Нехай a_i – ймовірність того, що зі стану 0 можна потрапити до будь-якого стану i -тої пари тими ребрами графу, що лежать лівіше; b_i – ймовірність того, що зі стану 0 можна дійти тільки до одної з вершин i -тої пари тими ребрами, що лежать лівіше. Враховуючи, що $a_0 = 1, b_0 = 0$, маємо рекурентну залежність для a_i та b_i :

$$a_{i+1} = \frac{1}{4}a_i + \frac{1}{8}b_i, \quad b_{i+1} = \frac{1}{2}a_i + \frac{1}{2}b_i, \quad (1)$$

звідки $a_i = \frac{F_{2i-1}}{4^i}$ та $b_i = \frac{2F_{2i}}{4^i}$, де F_i – i -те число Фібоначчі ($F_1 = 1$, $F_2 = 1$, ..., $F_k = F_{k-1} + F_{k-2}, \dots$), тому шукана ймовірність досяжності є

$$p_{n+1} = a_{n+1} + b_{n+1} = \frac{F_{2(n+2)}}{4^{n+1}}. \quad (2)$$

Формула (2) є компактною і зручною для використання, але інтерес представляють саме формули (1), які фактично визначають наступні співвідношення: для вектора $v_0 = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix}$, векторів $v_n = \begin{pmatrix} a_n \\ b_n \end{pmatrix}$ та матриці

$$M = \begin{pmatrix} \frac{1}{4} & \frac{1}{8} \\ \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \end{pmatrix} \quad \text{формули (1) задають рекурсію } v_{n+1} = Mv_n, \quad \text{тобто,}$$

визначають співвідношення

$$v_n = M^n v_0$$

з матрицею перколяції, яка має розмірність 2, що і треба було довести.

Відкритим залишається питання про можливість зменшення розмірностей матриць перколяції для інших випадків ($m > 2$).

Література

1. Sharapov M.M., Volovoda O.V., Naidyon Y.V., Morozov K.V. Probabilistic approach of one percolation problem, Вісник Київського університету, Серія: фіз.-мат. науки, № 2, 2009, ст.159-162.
2. Harry Kesten, What is ... Percolation?, Notices of the American Mathematical Society, 53 (5), May 2006. 572-573.
3. Béla Bollobás, Oliver Riordan, *Percolation*, Cambridge University Press. 2006.
4. Geoffrey Grimmett, *Percolation*, Second Edition. Springer. 1999.
5. Кочин Ф.В. Случайные графы. М. – 2004, 256с.

ЯКІСНИЙ АНАЛІЗ НЕЛІНІЙНИХ СИСТЕМ РЕГУЛЮВАННЯ НЕЙТРАЛЬНОГО ТИПУ В УМОВАХ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ

Шатирко А.В.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

a_shatyrko@mail.ru

Предметом дослідження обрано нелінійні системи автоматичного регулювання, що описуються в термінах диференціальних рівнянь *нейтрального типу*. Під невизначеністю розуміється приналежність невідомої нелінійної характеристики системи до заданого «сектору», а також наявність інтервальної заданості коефіцієнтів в описі лінійної частини системи.

Апаратом дослідження обрано прямий метод Ляпунова з функціоналами Ляпунова-Красовського різного вигляду, що залежать від координат системи, їх похідних, та враховують відхилення аргумента і нелінійну характеристику.

Доведено достатні умови стійкості – абсолютної за нелінійністю й інтервальної за параметрами системи. Побудовані експоненційні оцінки збіжності розв'язків. Критерії стійкості та оцінки розв'язків отримані у вигляді конструктивних алгебраїчних нерівностей.

Для випадка систем «прямого» регулювання частину з наведених результатів можна знайти в роботі [1].

Література

1. Шатирко А.В., Хусаїнов Д.Я. Абсолютна інтервальна стійкість диференціальних систем регулювання нейтрального типу// Збірник праць Інституту математики НАН України «Проблеми динаміки та стійкості багатовимірних систем». Т.6, №3, Київ. 2009, С.232-247.

ЗАСТОСУВАННЯ МЕТОДІВ ТИПУ ХОРД ДО НЕЛІНІЙНИХ ЗАДАЧ ТЕПЛОПРОВІДНОСТІ

С.М. Шахно, Г.П. Ярмола

Львівський національний університет імені Івана Франка

shakhno@is.lviv.ua, halina_yarmola@ukr.net

В даній роботі розглянуто одновимірні нестационарні нелінійні задачі теплопровідності, які описують процес поширення тепла у стержні та в пластині. При цьому коефіцієнти теплоємності і теплопровідності нелінійно залежать від температури. Вивчаються задачі з крайовими умовами як першого, так і другого роду.

За методом скінченних різниць нелінійна задача зводиться до системи нелінійних рівнянь. Залежно від способу апроксимації

похідних, отримуємо неявні різницеві схеми з порядком $O(\tau + h^2)$ і $O(\tau^2 + h^2)$. Розглядаються різні способи апроксимації нелінійної крайової умови та теплофізичних коефіцієнтів, заданих таблично [1]. Для розв'язування систем нелінійних рівнянь застосовано двопараметричний метод типу хорд [2], частковими випадками якого є відомі методи хорд, лінійної інтерполяції та Ньютона. Вивчено вплив параметрів на швидкість збіжності методу.

Чисельні експерименти дали змогу дослідити різницеві схеми для розв'язування даної задачі. Зокрема, встановлено, що при великому кроці по просторовій змінній погано відображається розв'язок у діапазоні сильної нелінійності теплофізичних коефіцієнтів. Разом з тим, розрахунки можна проводити при досить крупному кроці по часу. Виявлено значний вплив способу апроксимації крайової умови на розв'язок. Також практичні дослідження показали ефективність методу типу хорд для розв'язування різницевого схем, які використовують при апроксимації крайової умови основне рівняння.

Література

1. Безухов Н. И., Бажанов В. Л., Гольденблат И. И. и др. Расчеты на прочность, устойчивость и колебания в условиях высоких температур. — М. : «Машиностроение», 1965. — 566 с.
2. Шахно С., Граб С., Ярмола Г. Двопараметричні методи типу хорд для розв'язування нелінійних рівнянь // Вісник Львівського університету. Сер. прикл. матем. та інф., 2009. Вип. 15.

ІТЕРАЦІЙНО-РІЗНИЦЕВІ МЕТОДИ РОЗВ'ЯЗУВАННЯ НЕЛІНІЙНИХ ОПЕРАТОРНИХ РІВНЯНЬ

С.М. Шахно

Львівський національний університет імені Івана Франка

shakhno@is.lviv.ua

В цій доповіді розглянуто ітераційні різницеві методи для розв'язування нелінійних операторних рівнянь, які використовують замість похідних нелінійного оператора поділені різниці. З єдиної точки зору проведено дослідження популярних методів хорд [1], лінійної інтерполяції Курчатова, Стеффенсена [2], методу з порядком збіжності 1,839... та методу з надквадратичною збіжністю [3]. Вивчено питання локальної та напівлокальної збіжності методів за умов Ліпшиця та Гольдера. Введено поняття узагальненої умови Ліпшиця для поділеної різниці першого порядку, яка замість сталої

Ліпшиця використовує додатну інтегровану функцію. За введених умов вивчено збіжність згаданих методів.

Запропоновано двопараметричний різницевий метод, частковими випадками якого є деякі відомі різницеві методи, та досліджено його збіжність. Також розглянуто збіжність неточних різницевих методів. Наведено результати чисельних експериментів, проведених на тестових задачах.

Література

1. Шахно С.М. Метод хорд при узагальнених умовах Ліпшиця для поділених різниць першого порядку // Матем. вісник НТШ, 2007. № 4. С. 296–305.
2. Shakhno S.M. On the Steffensen method under the generalized Lipschitz conditions for the divided difference operator // Proc. Appl. Math. Mech., 2008. V. 8. P. 10855–10856.
3. Shakhno S.M. On an iterative algorithm with superquadratic convergence for solving nonlinear operator equations // Journal of Computational and Applied Mathematics, 2009. V. 231. P. 222–235.

КОМПОЗИЦІЙНО-НОМІНАТИВНІ ТЕМПОРАЛЬНІ ЛОГІКИ ФУНКЦІОНАЛЬНО-ЕКВАЦІЙНОГО РІВНЯ

Оксана С. Шкільняк

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

oshkilnyak@unicyb.kiev.ua

Темпоральні логіки успішно використовуються для опису й моделювання складних динамічних систем, специфікації програмних систем. На базі темпоральних логік збудовано низку систем та мов специфікації програм (Temporal Logic, Petri nets, TLA+, TLS, StateCharts, GIL, CSP). Можливості темпоральних логік та композиційно-номінативних логік квазіарних предикатів поєднують [1] композиційно-номінативні темпоральні логіки (КНТЛ). Такі логіки на пропозиційному, реномінативному і кванторному рівнях досліджувались, зокрема в роботах [2,3]. В даній доповіді пропонуються КНТЛ функціонально-екваційного рівня. На такому рівні за допомогою явно заданих (базових) функцій маємо розширені можливості формування нових аргументів для функцій і предикатів та можливість ото-тожнювати й розрізняти предметні значення, вироблені функціями. Це дає змогу ввести композиції суперпозиції $S^{\bar{v}}$ та рівності $=$. Базовими модальними композиціями КНТЛ є $\Box_{\uparrow}$ (завжди буде), $\Box_{\downarrow}$ (завжди було), $\Diamond_{\uparrow}$ (колись буде) і $\Diamond_{\downarrow}$ (колись було).

Для КНТЛ функціонально-екваційного рівня вводиться поняття темпоральної модальної системи (ТмМС), визначається мова таких логік. Залежно від умов, які накладаються на відношення досяжності на станах світу, можна визначати різні класи ТмМС. Досліджуються семантичні властивості КНТЛ функціонально-екваційного рівня. Виявляється, що в загальному випадку таких ТмМС не можна проносити символи суперпозиції через символи модальних композицій, тому для гарантування такої можливості пропонуються ТмМС із умовою збереження значень функціональних символів при русі по станах – функціонально стабільні ТмМС.

Література

1. Нікітченко М.С., Шкільняк С.С. Математична логіка та теорія алгоритмів. – К.: ВПЦ "Київський університет". – 2008.
2. Шкільняк О.С. Композиційно-номінативні модальні та темпоральні логіки: семантичні властивості, секвенційні числення. – Наукові записки НаУКМА. Том 86. Серія: Комп'ютерні науки. – К.: 2008.
3. Шкільняк О.С. Семантичні властивості композиційно-номінативних модальних логік // Пробл. програмування. – 2009. – № 6.

ФОРМАЛІЗАЦІЯ РОЗМІЩЕННЯ НЕЧІТКИХ ПРЯМОКУТНИКІВ

Ємець О.О., Ємець Ол-ра О.

Полтавський університет економіки і торгівлі
yemetsli@mail.ru, yemets2008@ukr.net

В доповіді представлено апарат врахування невизначеності даних нечіткими множинами при моделювання задач геометричного проектування на прикладі задачі упакування прямокутників в смугу.

Нечітким числом a називають нечітку множину [1] вигляду $a = \{(a_i | \mu_i), \dots, (a_k | \mu_k)\}$, де $\{a_1, a_2, \dots, a_k\}$, $a_i \in \mathbb{R}^1$, $\forall i \in J_k$ – носій нечіткої множини, $\{\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_k\}$, $\mu_i \in \mathbb{R}^1$, $\forall i \in J_k$ – множина значень функції приналежності, $0 \leq \mu_i \leq 1$, $\forall i \in J_k$. Через J_k позначено множину перших k натуральних чисел.

Нехай розміри смуги (прямокутника) задаються дійсними числами h_0 та d_0 . Зв'яжемо з нижнім лівим кінцем смуги початок прямокутної декартової системи координат, спрямувавши вісі вздовж смуги.

Позначимо прямокутник, що буде розміщуватися в смугі, P . Розміщення прямокутників будемо розглядати такі, що вісі системи координат зв'язаної з кожним з прямокутників паралельні осям $O\delta_1$,

$0\delta_2$ та направлені в ті ж сторони. Початок 0^I (поліус) власної системи координат прямокутника розмістимо в лівий нижній кут прямокутника. Тоді прямокутник Π_i відносно смуги визначається параметрами: ξ_i, v_i – абсциса та ордината поліуса в системі координат $0\delta_1\delta_2$; h_i, d_i – ширина (висота) та довжина прямокутника. Прямокутник будемо позначати $\Pi_i(\xi_i, v_i, h_i, d_i)$ або просто Π_i .

Для формалізації розташування нечітких прямокутників необхідно дати означення суми, лінійної впорядкованості нечітких чисел та поняття характеристичної функції $H(x)$ нечіткого числа x як $H(x): X \rightarrow R^1$, яка діє з множини нечітких чисел X в R^1 (в множину дійсних чисел), такі, що узагальнюють метричні властивості дійсного числа. Наприклад, так як це зроблено в [2].

Нехай смуга (прямокутник), в якій відбувається розміщення, задана так: $\Pi_0(S_0, D_0)$, де $S_0, D_0 \in X$, S_0 – це ширина (висота) смуги, а D_0 – довжина, система координат розташована як описано вище. Розглянемо розташування двох прямокутників $\Pi_i(\xi_i, v_i, h_i, d_i)$ та $\Pi_j(\xi_j, v_j, h_j, d_j)$ за умови $\xi_i, \xi_j, v_i, v_j, h_i, h_j, d_i, d_j \in X$ – множині нечітких чисел, $R^1 \in X$.

Прямокутник Π_i назвемо таким, що розміщується (поміщується) в смузі Π_0 , якщо
$$\begin{cases} 0 \leq H(\xi_i) \leq H(D_0) - H(d_i); \\ 0 \leq H(v_i) \leq H(S_0) - H(h_i). \end{cases}$$

Прямокутники Π_i та Π_j назвемо такими, що перетинаються, якщо виконується одна з умов:

$$\begin{cases} H(\xi_i) \leq H(\xi_j) < H(\xi_i) + H(d_i); & \begin{cases} H(\xi_i) \leq H(\xi_j) < H(\xi_i) + H(d_i); \\ H(v_i) \leq H(v_j) < H(v_i) + H(h_i); \end{cases} \\ H(v_i) \leq H(v_j) < H(v_i) + H(h_i); & \begin{cases} H(v_i) \leq H(v_j) < H(v_i) + H(h_i); \\ H(\xi_i) \leq H(\xi_j) < H(\xi_i) + H(d_i); \end{cases} \end{cases}$$

Прямокутники Π_i та Π_j назвемо такими, що не перетинаються, якщо виконується сукупність нерівностей
$$\begin{cases} H(\xi_j) > H(\xi_i) + H(d_i); \\ H(v_j) > H(v_i) + H(h_i). \end{cases}$$

Прямокутники Π_i та Π_j назвемо такими, що дотикаються, якщо виконується одна або декілька наступних систем:

$$\left\{ \begin{array}{l} H(\xi_j) = H(\xi_i) + H(d_i); \\ H(v_i) \leq H(v_j) + H(h_j) \leq H(v_i) + H(h_i); \end{array} \right. \left\{ \begin{array}{l} H(\xi_j) = H(\xi_i) + H(d_i); \\ H(v_i) \leq H(v_j) \leq H(v_i) + H(h_i); \end{array} \right.$$

$$\left\{ \begin{array}{l} H(v_j) = H(v_i) + H(h_i); \\ H(\xi_i) \leq H(\xi_j) \leq H(\xi_i) + H(d_i); \end{array} \right. \left\{ \begin{array}{l} H(v_j) = H(v_i) + H(h_i); \\ H(\xi_i) \leq H(\xi_j) + H(d_j) \leq H(\xi_i) + H(d_i). \end{array} \right.$$

Нехай є деяка напівнескінчена смуга, яка розділена на смужки однакової ширини h . Задано p прямокутників, довжини яких є $a_1, \dots, a_p$ – нечіткі числа, ширина – h . Задача полягає в розміщенні прямокутників без накладань у смугі на її початку таким чином, щоб довжина зайнятої частини смуги була мінімально можливою. Під довжиною зайнятої частини смужки будемо розуміти суму довжин прямокутників, що розташовуються в цій смужці. Серед цих сум виберемо найбільшу – це й буде довжина зайнятої частини смуги.

В доповіді розглядається побудова математичної моделі задачі та її розв'язання.

Література

1. Кофман А. Введение в теорию нечетких множеств. – М.: Радио и связь, 1982. – 432 с.
2. Ємець О.О., Ємець, Ол-ра О. Операції та відношення над нечіткими числами // Наукові вісті НТУУ «КПІ». – 2008 – №5. – С. 39-46.

ОПИС, ГЕНЕРАЦІЯ ТА ПЕРЕЛІЧЕННЯ КЛАСІВ КОМБІНАТОРНИХ МНОЖИН, ЩО МАЮТЬ СПЕЦІАЛЬНІ ВЛАСТИВОСТІ

Гребеннік І.В.

Харківський національний університет радіоелектроніки
grebennik@onet.com.ua

Багато наукових і прикладних задач, у тому числі задачі прийняття рішень і розміщення геометричних об'єктів, мають комбінаторну структуру. При цьому комбінаторні властивості задач є такими, що класичні комбінаторні множини (перестановки, сполучення, розміщення й ін.) не завжди можуть становити адекватну основу їхніх математичних моделей. Тому необхідно вводити нові комбінаторні множини як засоби побудови математичних моделей задач зазначеного класу.

Класичні підходи до формалізації визначення комбінаторних множин відносяться до перелічувальної комбінаторики та пов'язані з конфігураціями К.Бержа та теорією перелічення Дж.Пойа.

Застосування цих підходів до математичного моделювання класів задач геометричного проектування та прийняття рішень часто призводить до громіздких результатів.

Задачі генерації різних комбінаторних об'єктів є актуальними в математичних дослідженнях і застосуваннях. Під генерацією розуміється побудова всіх комбінаторних структур певного типу. При цьому в літературі в основному розглядаються питання генерації досить простих об'єктів - перестановок, сполучень, розбиттів, дерев, двійкових послідовностей. Генерація більш складних комбінаторних об'єктів ускладнюється відсутністю конструктивних засобів і необхідністю значних обчислювальних витрат, пов'язаних з надлишковістю результатів застосування відомих засобів генерації.

Сучасні погляди на опис, побудову й аналіз дискретних структур, до яких належать і комбінаторні множини, представлені в комбінаторній теорії видів (Combinatorial theory of species), запропонованої в 1980 р. А. Жоаялем (A. Joyal). Створені в цій теорії засоби можуть бути ефективно використані для перерахування різних класів комбінаторних множин.

В цій роботі для побудови нових класів комбінаторних множин із заданими властивостями запропонована концепція композиційних k -образів комбінаторних множин (k -множин), породжених базовими комбінаторними множинами. У якості базових комбінаторних множин розглядаються перестановки, розміщення, сполучення й кортежі. Описи базових комбінаторних множин виконуються за допомогою відображень. Операції, задані на базових комбінаторних множинах, дозволяють створювати елементи нових комбінаторних множин. Сформовано класи k -множин, які визначаються класами базових комбінаторних множин. За допомогою уведених конструктивних засобів побудовані й досліджені класи комбінаторних множин зі спеціальними властивостями. Серед них множини перестановок кортежів, композиції перестановок, кортеж перестановок.

Для перелічення k -множин побудовані комбінаторні види й відповідні твірні ряди для кожного із класів досліджених k -множин.

Апарат композиційних k -образів комбінаторних множин може бути використаний як з метою формального опису, так і для генерації досить складних комбінаторних конфігурацій.

У роботі виконані постановка й розв'язання деяких задач генерації перестановок, які містять цикли, із застосуванням конструктивних засобів на основі композиційних k -образів комбінаторних множин. Уведено нову комбінаторну множину - кортеж перестановок,

виконаний його формальний опис на основі відображень. Побудовано відповідний комбінаторний вид кортежу перестановок і відповідний твірний ряд. Запропоновано підходи до розв'язання таких задач.

1. Генерація єдиної перестановки по заданим вибраними циклічними перестановками циклам.

2. Генерація всіх перестановок по циклах, заданим усякими циклічними перестановками елементів вибраних множин.

3. Генерація всіх перестановок, які містять цикли, породжених множиною, що складається з N різних елементів.

Запропонований у роботі підхід до задач генерації перестановок, які містять цикли, є досить універсальним. Використовуючи його, можна генерувати перестановки, які містять цикли, з урахуванням великого набору вимог до породжувальних елементів перестановок, кількості циклів, їхньої довжини й т.д.

Розглянуто приклади опису, генерації й перелічення композиційних k -образів комбінаторних множин з використанням запропонованих конструктивних засобів і їхнє застосування в задачах розміщення геометричних об'єктів. Наводяться й аналізуються приклади задач, що мають комбінаторну структуру, та відповідних композиційних k -образів комбінаторних множин, які становлять основу їх математичних моделей.

СИСТЕМНИЙ ПІДХІД І МЕТОД КВАЗІКОНФОРМНИХ ВІДБРАЖЕНЬ МОДЕЛЮВАННЯ ОДНОГО КЛАСУ МАЛОПРОСТОРОВИХ ІДЕАЛЬНИХ ПОЛІВ ЗА УМОВ КЕРУВАННЯ

¹Бомба А. Я., ²Теребус А. В.

Рівненський державний гуманітарний університет

¹abomba@ukr.net, ²terebus@rivne.com

Розглядається ідеальний процес у спеціального типу двозв'язній малопросторовій області – криволінійному паралелепіпеді з деякою циліндричною порожниною, обмеженому чотирма поверхнями течії та трьома екіпотенціальними поверхнями (двома протилежними гранями та внутрішньою поверхнею – носієм керуючого потенціалу). Відповідну задачу на просторове конформне відображення [1]-[3] зведено до задачі на плоске квазіконформне відображення. Проведено системний аналіз випадків формування течії залежно від потенціалу керування, побудовано алгоритм вибору та наведено приклад розв'язання задачі за умов відсутності перетоку від ділянки

входу до порожнини при максимальному значенні керуючого потенціалу (мінімумі напору) ([3]-[4]).

Література.

1. Бомба А. Я. Нелінійні сингулярно-збурені задачі типу «конвекція-дифузія» / А. Я. Бомба, С. В. Барановський, І. М. Присяжнюк // – Рівне. – 2008. – 252 с.
2. Бомба А. Я. Просторові гармонічні многочлени та аналоги задач на конформні відображення / А. Я. Бомба, А. В. Теробус // Волинський математичний вісник. Серія “прикладна математика”. – 2008. – 5 (14). – С.39-63.
3. Бомба А. Я. Просторові узагальнення крайових задач на конформні відображення з особливостями / А. Я. Бомба, А. В. Теробус // Вісник Харк. нац. ун-ту. – 2009. – № 863. Сер. «Математичне моделювання. Інформаційні технології. Автоматизовані системи управління», вип. 12. – С. 13-20.
4. Бомба А. Я. Системна методологія моделювання фільтраційних процесів в криволінійних областях з невизначеними ділянками меж / А. Я. Бомба, В. І. Гаврилюк // Міжнародний науково-технічний журнал “Системні дослідження та інформаційні технології”. – 2009. – № 4 – С.117-128.

ЕФЕКТИВНИЙ ІНТЕРВАЛЬНИЙ ІТЕРАЦІЙНИЙ МЕТОД ВИСОКОГО ПОРЯДКУ ЗБІЖНОСТІ ДЛЯ РОЗВ’ЯЗУВАННЯ СИСТЕМ ТРАНСЦЕНДЕНТНИХ РІВНЯНЬ

П.С. Сеньо, Н.О. Анісімова

Львівський національний університет імені Івана Франка

ktop@franko.lviv.ua

Для розв’язування рівняння

$$f(x) = 0, \quad (1)$$

де $f : D \subset R^n \rightarrow G \subset R^n$,

запропоновано метод:

$$Z_n^{(3)} = \bar{x}_n - \left(\alpha_1^{(3)} f'(\bar{x}_n) + \alpha_2^{(3)} f'(\bar{x}_n + \beta_2 (X_n - \bar{x}_n)) \right)^{-1} f(\bar{x}_n), \quad (2)$$

$$\tilde{X}_n^{(3)} = X_n \cap Z_n^{(3)}, \quad (3)$$

$$Z_n^{(4)} = \bar{x}_n - \left(\alpha_1^{(4)} f'(\bar{x}_n) + \alpha_2^{(4)} f'(\bar{x}_n + \beta_2 (X_n - \bar{x}_n)) + \right. \\ \left. + \alpha_3^{(4)} f'(\bar{x}_n + \beta_3 (\tilde{X}_n^{(3)} - \bar{x}_n)) \right)^{-1} f(\bar{x}_n), \quad (4)$$

$$\tilde{X}_n^{(4)} = \tilde{X}_n^{(3)} \cap Z_n^{(4)}, \quad (5)$$

$$Z_n^{(m-1)} = \bar{x}_n - \left(\alpha_1^{(m-1)} f'(\bar{x}_n) + \alpha_2^{(m-1)} f'(\bar{x}_n + \beta_2 (X_n - \bar{x}_n)) + \dots + \right. \\ \left. + \alpha_{m-2}^{(m-1)} f'(\bar{x}_n + \beta_{m-1} (\tilde{X}_n^{(m-2)} - \bar{x}_n)) \right)^{-1} f(\bar{x}_n), \quad (6)$$

$$\tilde{X}_n^{(m-1)} = \tilde{X}_n^{(m-2)} \cap Z_n^{(m-1)}, \quad (7)$$

$$Y_n = \bar{x}_n - (\alpha_1 f'(\bar{x}_n) + \alpha_2 f'(\bar{x}_n + \beta_2 (X_n - \bar{x}_n)) + \alpha_3 f'(\bar{x}_n + \beta_3 (\tilde{X}_n^{(3)} - \bar{x}_n)) + \dots + \alpha_{m-1} f'(\bar{x}_n + \beta_{m-1} (\tilde{X}_n^{(m-1)} - \bar{x}_n)))^{-1} f(\bar{x}_n) \quad (8)$$

$$X_{n+1} = \tilde{X}_n^{(m-1)} \cap Y_n, \quad (9)$$

де $\alpha_1, \dots, \alpha_m, \beta_2, \dots, \beta_m$ – розв’язки системи

$$\begin{cases} \sum_{i=1}^m \alpha_i = 1; \\ \sum_{j=2}^m \alpha_j \beta_j^s = \frac{1}{1+s}; \end{cases} \quad (s = 1, 2, \dots, (m-1)),$$

а $\{\alpha_i^{(k)}\}_{i=1}^{k-1}$, $k = \overline{3, m}$ – розв’язки системи

$$\begin{cases} \sum_{i=1}^{k-1} \alpha_i^{(k)} = 1; \\ \sum_{j=2}^{k-1} \alpha_i^{(k)} \beta_j^s = \frac{1}{1+s}; \end{cases} \quad (s = 1, 2, \dots, (m-1)), \quad k = \overline{3, m}$$

$\bar{x}_n = m(X_n)$ – вектор середин компонент інтервального вектора X_n .

При виконанні певних умов даний метод має порядок збіжності не нижче $2m-1$.

Література

1. Алефельд Г., Херцбергер Ю. Введение в интервальные вычисления. М.: Мир, - 1987. – 357 с.
2. Сеньо П.С. Інтервальні методи розв’язування деяких класів детермінованих задач // Вісн. Львів. уні-ту.-сер. прикл. матем. та інформ. 2003.-Вип 7.С.86-96.

ПРО ОДИН АЛГОРИТМ ПРИЙНЯТТЯ РІШЕНЬ В СИТУАЦІЇ З НЕЧІТКИМИ ДАНИМИ

Євген В. Івохін., к.ф.-м.н., Бабанін С.О., студ.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка,
факультет кібернетики
ivohin@univ.kiev.ua

Сучасний рівень інформаційних технологій дає можливість накопичувати та обробляти різноманітні дані з метою їх подальшого використання в задачах автоматизації прийняття проектних та управлінських рішень.

Розглянемо методику вибору рішень за умов представлення вихідних даних у вигляді сукупності складених нечітких множин.

Розглянемо універсальну множину X у вигляді декартового добутку універсальних множин $X = \times_{i=1}^m X_i$. Сформуємо множину

$$\tilde{A}^m = \{(x^1, \mu_{\tilde{A}_1}(x^1)), (x^2, \mu_{\tilde{A}_2}(x^2)), \dots, (x^m, \mu_{\tilde{A}_m}(x^m))\}, \quad x^i \in X_i,$$

яку будемо називати складеною нечіткою множиною в універсальній множині $\times_{i=1}^m X_i$ [1].

Припустимо, що висновки в ситуації прийняття рішення описуються деякою сукупністю станів $S = \{S_1, S_2, \dots, S_n\}$, і кожний з елементів множини S , визначений числовим або вербальним діапазоном значень $S_q = \{s_1^q, \dots, s_{p_q}^q\}$, $p_q \leq p$, $q = \overline{1, n}$, може бути заданим у вигляді нечіткої множини $\tilde{S}_q = \{(s_1^q, \mu(s_1^q)), \dots, (s_{p_q}^q, \mu(s_{p_q}^q))\}$, $q = \overline{1, n}$, значення функції належності якої визначатимуть ступені відповідності окремих елементів $s_1^q, \dots, s_{p_q}^q$, $q = \overline{1, n}$, конкретному висновку.

Задача в даній постановці може розглядатися як задача групування (кластеризації) нечітко визначених даних з заданими n центрами кластерів.

Література

1. Івохін Є.В., Косинський К.О. Про підхід до реалізації нечітких баз даних // Вісник Київського національного ун-та. Сер.: фіз.-мат.н. Вип.2. - С.83-86.

АСИМПТОТИЧНІ ВЛАСТИВОСТІ УЗАГАЛЬНЕНОЇ БАГАТОКАНАЛЬНОЇ МЕРЕЖІ З ДВОВИМІРНИМ ПУАССОНІВСЬКИМ ВХІДНИМ ПОТОКОМ ВИМОГ

Касьянов А.А.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

a.kasyanov@taslife.com.ua

The asymptotical behavior of the multichannel network with the generalized bivariate Poisson input flow of customers is considered. An ergodic distribution was obtained for the service process.

Розглянемо модель мережі Джексона, елементи (вузли) якої функціонують як системи масового обслуговування типу $M / M / \infty$.

Будемо передбачати, що вхідний потік є узагальненим двовимірним пуассонівським вхідним потоком вимог $(\nu_i(t), \nu_j(t))$ з параметрами $\lambda_i > 0, \lambda_j > 0, \lambda^{ij} > 0 \quad i = \overline{1, r}, \quad j = \overline{1, r}$. Вимоги з потоку $\nu_i(t)$ прибувають на i -ту систему, а вимоги з потоку $\nu_j(t)$ прибувають на j -ту систему обслуговування. Нехай $\mu_k > 0, k = \overline{1, r}$ параметри показникових розподілів часу у відповідних ситемах. Позначимо також через $X_i(t)$ число вимог, які обслуговуються в i -тій системі $M / M / \infty$ в момент часу t , а через $X_j(t)$ - число вимог у j -тій системі в момент часу t . Після обслуговування в i -тому вузлі вимога з ймовірністю p_{ij} надходить на обслуговування до j -тої системи, або з ймовірністю $p_{i(r+1)}$ залишає нашу мережу. Аналогічно, після обслуговування в j -тому вузлі вимога з ймовірністю p_{ji} переходить на обслуговування до i -того вузла, або з ймовірністю $p_{j(r+1)}$ залишає мережу. Однією з ключових проблем, яка розв'язується в рамках теорії масового обслуговування, є дослідження стаціонарних характеристик моделі. Знайдемо стаціонарний розподіл процесу обслуговування $(X_i(t), X_j(t))$, $i = \overline{1, r}, \quad j = \overline{1, r}$. В зв'язку з цим має місце наступна теорема.

Теорема 1. Нехай мережа $(M / M / \infty)^r$ є відкритою. Тоді процес обслуговування $(X_i(t), X_j(t))$, $i = \overline{1, r}, \quad j = \overline{1, r}$ в мережі $(M / M / \infty)^r$ з узагальненим двовимірним пуассонівським потоком вимог $\nu_r^{ij}(t)$ має ергодичний розподіл з генератрисою наступного вигляду:

$$\begin{aligned} \varphi^{ij}(z_i, z_j, t) &= \prod_{i=1}^r \prod_{j=1}^r M z_i^{X_i} z_j^{X_j} = \\ &= \prod_{i=1}^r \prod_{j=1}^r \exp \{ -c_1(1-z_i) - c_2(1-z_j) - c_3(1-z_i z_j) - c_4(1-z_i^2) - c_5(1-z_j^2) \} \end{aligned}$$

Константи c_1, c_2, c_3, c_4, c_5 мають наступний вигляд як:

$$c_1 = \frac{\eta_i}{\mu_i} - \lambda^{ij} \frac{\mu_i + \mu_j p_{ji}}{\mu_i (\mu_i + \mu_j) (1 - p_{ij} p_{ji})},$$

$$c_2 = \frac{\eta_j}{\mu_j} - \lambda^{ij} \frac{\mu_j + \mu_i p_{ij}}{\mu_j (\mu_i + \mu_j) (1 - p_{ij} p_{ji})},$$

$$c_3 = \frac{1}{(\mu_i + \mu_j) (1 - p_{ij} p_{ji})}, c_4 = \frac{\mu_j p_{ji} \lambda^{ij}}{2 \mu_i (\mu_i + \mu_j) (1 - p_{ij} p_{ji})},$$

$$c_5 = \frac{\mu_i p_{ij} \lambda^{ij}}{2 \mu_j (\mu_i + \mu_j) (1 - p_{ij} p_{ji})},$$

де вектор $\eta^{ij} = (\eta_i, \eta_j)$ є розв'язком системи рівнянь $\eta^{ij} (I - P) = \lambda^{ij}$,
 $\lambda^{ij} = (\lambda^{ij}, \lambda^{ij})$.

Література

1. Griffiths R.S., Milne R.K. A class of bivariate Poisson process, jorm." Multivar. Anul." Issue 8, №3, 1978, p. 380-396.
2. Анисимов В.В., Лебедев Е.А. Стохастические сети обслуживания, К.: Лыбидь, 1992.
3. Касьянов А.А., Лебедев Є.О., Чечельницький О.А. Асимптотичні властивості багатоканальної мережі з двовимірним пуассонівським вхідним потоком вимог, Вісник Київського університету. Серія: фіз.-мат. науки. –2010.

МОДЕЛЮВАННЯ І ОПТИМІЗАЦІЯ РІВНЯ НАКОПИЧЕННЯ ПОЛЮТАНТІВ У РОСЛИНАХ

Савула Я.Г., Щербата Г.М., Щербатий М.В.

Львівський національний університет імені Івана Франка

shcherbatyy@gmail.com

Розглядаються задачі оптимізації рівня накопичення полютантів (забруднювачів) важких металів в кореневій та надземній частинах рослини в процесі її росту. Міграція полютанту у рослині описується рівнянням параболічного типу [1]:

$$\frac{\partial C}{\partial t} = \frac{\partial}{\partial x} \left(D \frac{\partial C}{\partial x} \right) + f(x, t), \quad t > 0, \quad -h_r(t) \leq x \leq h_s(t),$$

$$D = \begin{cases} D_r, & x \leq 0 \\ D_s, & x > 0 \end{cases}, \quad f(x, t) = \begin{cases} f_r(x, t), & x \leq 0 \\ f_s(x, t), & x > 0 \end{cases},$$

де $C(x, t)$ - концентрація політанта у кореневій та надземній зонах рослини; D_r, D_s - коефіцієнти дифузії політанта у відповідних зонах; f_r, f_s, h_r, h_s - інтенсивність поглинання політанта та довжини кореневої системи та надземної частин рослини відповідно. На межі кореневої та надземної зон рослини (при $x = 0$) накладаються умови рівності концентрацій та масових потоків. Рівняння міграції політантів доповнюється відповідними початковими та крайовими умовами.

В ролі керування вибираємо коефіцієнти дифузії та функції інтенсивності поглинання політанта. Забруднення рослини характеризується наступними показниками: загальна кількість політанта в кореневій та в надземній частині рослини в кінцевий момент часу; відхилення концентрації політанта в рослині від гранично допустимої норми в кінцевий момент часу. Один із заданих показників вибирається в ролі критерію мети. Інші в цей час можуть відігравати роль обмежень. Приведено результати числових досліджень задач аналізу та оптимізації.

Література.

1. Скопечка О.В., Кремез В.С., Мусієнко М.М. Математичне моделювання міграції політантів в сільськогосподарських культурах (на прикладі міграції свинцю в рослинах озимої пшениці)// Доповіді НАН України. – 2001, №1. – С.203-208.

ПРОБЛЕМА ДИВЕРСИФІКАЦІЇ ПОРТФЕЛЮ ЦІННИХ ПАПЕРІВ ТА МЕТОД ОБЧИСЛЕННЯ ЙОГО ДИСПЕРСІЇ

Перекуда Антон

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

fgjh_fgjh@ukr.net

В наш вік масової глобалізації усіх сфер людського життя особливо гостро постають різні питання, пов'язані з методиками формування портфелю цінних паперів [1],[2]. Насамперед тому, що неможливо передбачити всі чинники, які впливають на процес формування ціни акції. Зокрема диверсифікація слугує засобом зменшення ризику за рахунок зменшення фінансового ефекту портфеля. Але виникає деяка складність при підрахунку стандартного відхилення – показника рівня зміни прибутковості портфелю тому, що воно не відображає середню зміну прибутковості його компонентів.

Причина цього ефекту диверсифікація, вона значно зменшує ризик за рахунок прибутку. Так, як ціни акції коливаються неоднаково і в багатьох випадках при зниженні вартості акції одного виду, збільшується вартість акції іншого виду. Тому саме для спрощення підрахунку була створена програма, що обчислює необхідні показники для подальшого застосування їх у диверсифікації портфелю цінних паперів.

Наприклад:

$$R = (1; 1; 1; 1); \quad x = (0.25; 0.25; 0.25; 0.25).$$

R		порахувати	1	ефект від портфеля
x			1	відхилення
0			0	Відхилення від очікуваного значення

Оптимальний портфель

Література

1. Лебедєв Є.О., Макушенко І.А. Оптимізація ризику для багатоканальних стохастичних мереж: Навчальний посібник. –К.:НБУВ, 2007. – 65 с.
2. Ануфриєв І.Е., Смирнов А.Б., Смирнова Е.Н. MATLAB 7. – СПб.: БХВ-Петербург, 2005. – 1104 с.

ЗАДАЧА ТРАНСЛЯЦІЙНОГО БАГАТОКУТНОГО ВКЛЮЧЕННЯ ЗІ ЗМІННИМИ МЕТРИЧНИМИ ХАРАКТЕРИСТИКАМИ

¹Гребеннік І.В. ²Камак Г.В. ³Шеховцов С.Б.

Харківський національний університет радіоелектроніки

¹grebennik@onet.com.ua; ²sherom@kharkov.ua; ³tarom7@yahoo.com

Задачі впакування й розкрою (*nesting problems, cutting-stock problems*) виникають у багатьох галузях промисловості, у тому числі машинобудуванні, металургії, кораблебудуванні, текстильній, паперовій. Ці задачі спрямовані на пошук раціонального розташування об'єктів на промисловому матеріалі / аркушах з метою максимізації коефіцієнта використання матеріалу або мінімізації відходів.

З метою мінімізації відходів промислового матеріалу в задачах листового розкрою довільна форма області породжується довільною формою залишків матеріалу в результаті розміщення на аркуші чергового елемента («викрійки»). По своїй постановці задачі розміщення – оптимізаційні задачі. Функція мети в даних задачах – коефіцієнт використання промислового матеріалу.

Незважаючи на те, що задачі розглянутого класу – оптимізаційні, виникає проблема застосування відомих методів локальної й глобальної оптимізації (наприклад, метод послідовно квадратичного програмування, можливих напрямків, симплекс-метод, метод внутрішньої точки, гілок та меж, околів, що звужуються), пов'язаних з відсутністю математичних моделей розглянутого класу задач.

У публікаціях, присвячених засобам математичного моделювання й методам рішення задач розміщення довільних геометричних об'єктів, запропоновані підходи, засновані на різних евристичних і модифікаціях методу оптимізації по групах змінних. Розробка ефективних методів рішення оптимізаційних задач розміщення вимагає побудови адекватних математичних моделей. Фундаментальною основою математичного моделювання задач даного класу є аналітичний опис умов розміщення довільних об'єктів у заданій області й неперетинання розташовуваних об'єктів.

Метою роботи є побудова математичної моделі задачі трансляційного включення зі змінними метричними характеристиками об'єкта включення.

Нехай є сім'я $\Lambda = \{\tilde{P}_i, i \in I_n\}$, $I_n = \{1, 2, \dots, n\}$, орієнтованих прямокутників $\tilde{P}_i$ і компактна багатозв'язна ϕ -багатокутна множина $\Omega \subset R^2$. Розташування Ω і $\tilde{P}_i$ в просторі R^2 однозначно визначається векторами трансляції $v = (x, y)$ та $u_i = (x_i, y_i)$, $i \in I_n$ відповідно. Прямокутник $\tilde{P}_i$, трансльований на вектор u_i , позначимо $\tilde{P}_i(u_i)$, а сім'ю трансльованих прямокутників $\tilde{P}_i(u_i)$, $i \in I_n$, – $\Lambda(u)$, де $u = (u_1, u_2, \dots, u_n) \in R^{2n}$. Очевидно, що $\Omega(v) \subset P(u)$, де $P(u) = \bigcup_{i=1}^n \tilde{P}_i(u_i)$, $\tilde{P}_i(u_i) \in \Lambda(u)$, $i \in I_n$, якщо $\Omega(v) \cap \text{int } h(u) = \emptyset$, де $h(u) = R^2 \setminus \text{int}(P(u))$, $\text{int}(\cdot)$ – внутрішність множини $(\cdot)$.

Вважаємо, що параметри розміщення області $\Omega(v)$ є змінними, а параметри розміщення u_i , $i \in I_n$, об'єктів $\tilde{P}_i(u_i)$, $i \in I_n$, фіксовані, тобто $v \in R^2$, $u = u^0 = \text{const}$. При цьому метричні характеристики області покриття є змінними з точністю до коефіцієнта гомотетії α .

Необхідно визначити максимальне значення α , при якому сім'я $\Lambda(u^0)$ є покриттям області $\alpha \Omega(v^*)$. Для формалізації поставленої задачі використовується метод Φ -функцій. Φ -функція для об'єктів $\Omega(v)$ і $h(w)$ має вигляд $\Phi(w, v) = \max_{s \in I_\tau} \min_{j \in I_\lambda} \Phi_{sj}(w + w_{sj}, v)$,

де $h(w) = R^2 \setminus \text{int } P(w)$, $\Phi_{sj}(w + w_{sj}, v)$ – Φ -функція множин $C_{sj}(w + w_{sj})$ і $\Omega(v)$, $w_{sj} = \text{const}$, $v \in R^2$, $j \in I_\lambda$, $s \in I_\tau$.

Математична модель задачі трансляційного включення має вигляд $\alpha^* = \max_{(v, \alpha) \in D \subset R^3} \alpha$, де $D = \{(\alpha, \chi) \in R^3 \mid \Phi(v, \alpha) \geq 0\}$.

З метою отримання глобального екстремуму застосовується метод гілок та меж. Пропонуються ефективні правила відсікань безперспективних вершин дерева рішень.

ПРИЙНЯТТЯ РІШЕНЬ В ІНФОРМАЦІЙНО-АНАЛІТИЧНІЙ СИСТЕМІ ОЦІНКИ ЕКОЛОГІЧНОГО СТАНУ БАСЕЙНУ МАЛОЇ РІКИ

¹Ковальчук П.І., ²Демчук О.С.

¹Інститут гідротехніки і меліорації УААН
ldem1997@ukr.net

²Національний університет водного господарства та
природокористування
kovalchukvp@mail.ru

З метою автоматизації комплексної оцінки та аналізу екологічного стану басейнів малих рік України розроблено програмний комплекс “Інформаційно-аналітична система оцінки екологічного стану басейну малої ріки”. Дана система може використовуватись для розробки комплексних схем охорони та раціонального використання водно-земельних ресурсів в басейнах малих рік та визначення басейнів, що потребують першочергових інвестицій.

Для прийняття рішень в умовах невизначеності та ризику в інформаційно-аналітичній системі нами вдосконалено системну

модель [1] для комплексної оцінки та аналізу екологічного стану басейнів малих рік. На нижньому рівні ієрархії розглянуто окремі показники підсистем, на середньому рівні проводиться оцінка кожної підсистеми за комплексом критеріїв, на верхньому рівні оцінюється стан басейну ріки в цілому.

В підсистемі „Якість водних ресурсів” математична модель класифікації на середньому рівні ієрархії здійснює узагальнення оцінок якості води за окремими показниками з визначенням інтегральних значень класів і категорій. Це узагальнення полягає у визначенні середніх, найгірших та зважених за критерієм Ходжеса-Лемана [2] значень для трьох блокових індексів якості води. В підсистемі „Використання земель” удосконалюються існуючі методичні підходи до прийняття рішень на випадок імовірного або нечіткого задання окремих показників [3].

Оцінити в повній мірі екологічний стан басейну малої ріки не можливо без врахування якості повітря та ґрунтів. Для здійснення контролю забруднення повітря та ґрунтів нами запропоновано доповнити системну логіко-ієрархічну модель “Басейн малої річки” підсистемою оцінки забруднення повітря і ґрунтів. Для оцінки відносного внеску різних джерел в загальне забруднення повітря запропоновано ефективні критерії і методи комплексної багатокритеріальної оцінки сумарного забруднення повітря [4]. В розробленій моделі гри з природою прийняття рішень здійснюється як з використанням елементів класичних критеріїв, так і зведенням багатокритеріальних задач до єдиного безрозмірного показника, по величині якого можна порівнювати джерела і рівні забруднення повітря в просторі і часі.

Також нами запропоновано вдосконалити дану модель шляхом введення підсистеми “Затоплення-підтоплення земель” з метою оцінки ризиків збитків від затоплення і підтоплення. Стосовно затоплення земель для прийняття рішень запропоновано використовувати ГІС-технології та статистичні методи оцінки економічних, екологічних та соціальних збитків, на основі яких здійснюється віднесення басейну малої ріки до тієї чи іншої зони ризику [5]. Для прийняття рішень в підсистемі підтоплення земель використовується метод статистичного моделювання, зокрема побудови гістограм розподілу площ за рівнями ґрунтових вод з урахуванням зон ризику та ланцюги Маркова для ситуаційного прогнозування процесів підтоплення.

Література

1. Методика розрахунку антропогенного навантаження і класифікації екологічного стану басейнів малих річок України./ А. В. Яцик, Л. Б. Бишовець, О. М. Петрук та ін. – К.: Міністерство охорони навколишнього природного середовища України, Держводгосп України, УНДІВЕР, 2007. – 71 с.
2. Ковальчук П.І., Демчук О. С., Стаднічук О.М. Система аналізу антропогенного навантаження і класифікації екологічного стану малих річок України // Вісник НУВГП. Вип. 3 (31). - Рівне, 2005.
3. Ковальчук П.І., Демчук О.С., Бобер О.В. “Прийняття рішень в підсистемі “Використання земель” інформаційно-аналітичної системи оцінки екологічного стану малих річок в умовах невизначеності та ризику” // Вісник НУВГП, присвячений 85-річчю НУВГП. Вип. 4(40). Частина 1.– Рівне, 2007.
4. Ковальчук П.І., Демчук О.С., Романчук Я.І. “Прийняття рішень в системах автоматизованого контролю навколишнього середовища в умовах невизначеності та ризику” // Вісник НУВГП. Вип.3 (35) – Рівне, 2006.
5. Демчук О.С. “Моделювання ризиків затоплення земель в басейні малої ріки” // Вісник НУВГП. Вип.3 (47). – Рівне, 2009.

МАТЕМАТИЧНЕ МОДЕЛЮВАННЯ МІГРАЦІЙНИХ ПРОЦЕСІВ НАРОДОНАСЕЛЕННЯ В ОДНОВИМІРНОМУ ВИПАДКУ

Власюк А.П., Грабоус І.В.

Національний університет водного господарства та природокористування м.Рівне

A.P.Vlasyuk@rambler.ru, Grabous@mail.ru

Специфіка сучасного етапу розвитку суспільства пов’язана із суттєвими змінами напрямків і масштабів внутрішніх та міждержавних міграційних переміщень населення.

В зв’язку з цим досліджуються міграційні процеси народонаселення між двома державами в одновимірному випадку.

На даний час в науковій літературі існують різні математичні моделі даних процесів [1]. Однак, для моделювання даних процесів, використаємо дифузійні моделі. Зокрема, в найпростішому випадку, математична модель розглядуваної задачі в одновимірному випадку у загальноприйнятих позначеннях може бути описано наступною крайовою задачею:

$$D_1 \frac{\partial^2 c_1}{\partial x^2} - v_1 \frac{\partial c_1}{\partial x} - \gamma_1 c_1 = \frac{\partial c_1}{\partial t}, \quad (1)$$

$$D_2 \frac{\partial^2 c_2}{\partial x^2} - v_2 \frac{\partial c_2}{\partial x} - \gamma_2 c_2 = \frac{\partial c_2}{\partial t}, \quad (2)$$

$$c_1(x, 0) = \tilde{C}_0^1(x), \quad x \in (0, a_1), \quad (3)$$

$$c_2(x, 0) = \tilde{C}_0^2(x), \quad x \in (a_1, a), \quad (4)$$

$$l_1 c_1(0, t) = \tilde{C}_1(t), \quad t > 0, \quad (5)$$

$$l_2 c_2(a, t) = \tilde{C}_2(t), \quad t > 0, \quad (6)$$

$$l_3(c_1(a, t), c_2(a, t)) = \tilde{C}_3(t), \quad t > 0, \quad (7)$$

$$l_4(q_1(a, t), q_2(a, t)) = \tilde{C}_4(t), \quad t > 0. \quad (8)$$

де $c_i = c_i(x, t)$, $q_i = q_i(x, t)$, $i = 1, 2$ - концентрації та потоки народонаселення, v_i , $i = 1, 2$ - швидкості міграції народонаселення, (2), (3) задають початкові умови для концентрацій народонаселення, D_1, D_2 - коефіцієнти дифузії народонаселення; l_i , $i = 1, 2$ - оператори, що задають граничні умови для концентрацій c_1 і c_2 на кінцях відрізка $(0, a)$, l_i , $i = 3, 4$ - оператори, що задають умови спряження для концентрацій та потоків населення в точці $x = a$.

Для задачі (1)-(8) побудована монотонна різницева схема та знайдено її чисельний розв'язок [2]. Розроблено відповідне програмне забезпечення та проведено чисельні експерименти.

На основі запропонованої моделі досліджень міграційних процесів можливо підвищити якість аналізу стану міграційної системи, моделювати та прогнозувати міграцію населення.

Автори вдячні проф. В.М. Михалевичу за цінні поради.

Література

1. Овчиннікова О.Р. Проблеми управління міждержавними міграційними процесами на сучасному етапі // Придніпровський науковий Вісник (Донбаський випуск).- Економіка.- Донецьк, 1998.- №108(175).- С.54-57.
2. Власюк А.П., Остапчук О.П., Степанченко О.М. Монотонна різницева схема для нелінійного одновимірного рівняння параболічного типу, що містить першу похідну // Вісник Київського університету. Сер. фіз.- мат.наук.-2005.-Вип. 2.- С.188-197.

**ЛОКАЛІЗАЦІЯ МІСЦЕПОЛОЖЕННЯ ДЖЕРЕЛА
ЗАБРУДНЕННЯ В ОДНОВИМІРНИЙ СТАЦІОНАРНИЙ ЗАДАЧІ
МАСОПЕРЕНОСУ**

Власюк А. П., Багнюк О.М.

Національний університет водного господарства та
природокористування

A.P.Vlasyuk@rambler.ru, olga_bagnyk@ukr.net

Розглядається процес дифузійного перенесення на відрізку $[0, l]$ від точкового джерела потужності Q , розміщеного в точці $x = x_0$ [1]. Потрібно знайти координату x_0 розміщення джерела, концентрація $c(x, x_0)$ від якого визначається із розв'язку крайової задачі

$$Lc \equiv D \frac{d^2 c}{dx^2} - \gamma c = -Q \delta(x - x_0), \quad x \in (0, l), \quad (1)$$

$$c(0, x_0) = 0, \quad c(l, x_0) = 0. \quad (2)$$

Згідно методу функції Гріна, концентрація забруднення

$$c(x, x_0) = \frac{Q}{\omega D \operatorname{sh} \omega l} \begin{cases} \operatorname{sh} \omega (l - x_0) \operatorname{sh} \omega x, & 0 < x < x_0, \\ \operatorname{sh} \omega x_0 \operatorname{sh} \omega (l - x), & x_0 < x < l. \end{cases} \quad (3)$$

Якщо в деякій точці $x = x_1$ відомо наближені результати вимірювань концентрації $\bar{C}_1$, то наближене значення координати $\tilde{x}_0^1$ розміщення джерела

$$\tilde{x}_0^1 = \begin{cases} l - \frac{1}{\omega} \operatorname{Arsh} \left(\frac{\bar{C}_1}{A_0 \cdot \operatorname{sh} \omega x_1} \right), & 0 < x_1 < x_0, \\ \frac{1}{\omega} \operatorname{Arsh} \left(\frac{\bar{C}_1}{A_0 \cdot \operatorname{sh} \omega (l - x_1)} \right), & x_0 < x_1 < l. \end{cases}$$

Для оцінки залежності похибки розв'язку від похибки вимірювань концентрації маємо

$$\varepsilon = |x_0 - \tilde{x}_0^1| = \frac{2}{\omega} \operatorname{Arsh} (a_0 \cdot |C_1 - \bar{C}_1|),$$

де

$$a_0 = \frac{1}{2A_0} \begin{cases} \left(\operatorname{sh} \omega x_1 \operatorname{ch} 0.5 \omega (2l - x_0 - \tilde{x}_0^1) \right)^{-1}, & 0 < x_1 < x_0, \\ \left(\operatorname{sh} \omega (l - x_1) \operatorname{ch} 0.5 \omega (x_0 + \tilde{x}_0^1) \right)^{-1}, & x_0 < x_1 < l. \end{cases}$$

Згідно [2] у випадку n замірів концентрації $\overline{C}_i = c(x_i, x_0)$, $i = \overline{1, n}$ маємо задачу

$$\begin{aligned} Lc &= f(x), \\ c(0, x_0) &= 0, \quad c(l, x_0) = 0, \end{aligned}$$

розв'язок якої, як відомо, має вигляд

$$c(x, \xi) = \int_0^l G(x, \xi) f(\xi) d\xi,$$

де $G(x, \xi)$ - функція Гріна (3) із заміною x_0 на ξ , $f(x)$ - деяка невідома функція. Тоді маємо

$$\overline{C}_i = \frac{1}{\omega D sh \omega l} \begin{cases} sh \omega x_i \int_0^l sh \omega (l - \xi) f(\xi) d\xi, & 0 < x_i < \xi, \\ sh \omega (l - x_i) \int_0^l sh \omega \xi \cdot f(\xi) d\xi, & \xi < x_i < l, \quad i = \overline{1, n}. \end{cases} \quad (4)$$

Розв'язок системи інтегральних рівнянь (4) шукаємо у вигляді

$$\hat{f}(\xi) = \sum_{j=1}^n G(\xi, x_j) b_j,$$

де b_j - невідомі коефіцієнти, які знаходимо із розв'язку системи лінійних алгебраїчних рівнянь

$$\sum_{j=1}^n a_{ij} b_j = \overline{C}_i$$

з коефіцієнтами

$$a_{ij} = \frac{1}{(\omega D sh \omega l)^2} \begin{cases} sh \omega x_i \cdot sh \omega (l - x_j) \int_0^l sh \omega (l - \xi) \cdot sh \omega \xi d\xi, & x_i < \xi < l, \\ sh \omega x_j \cdot sh \omega (l - x_i) \int_0^l sh \omega \xi \cdot sh \omega (l - \xi) d\xi, & 0 < \xi < x_i. \end{cases} \quad (5)$$

Тоді точка x_0 , де зосереджено джерело, визначається як

$$x_0 = \hat{\xi} = Arg \max \hat{f}(\xi).$$

Література

1. Власюк А. П., Багнюк О.М., Ідентифікація місцеположення джерела забруднення в одновимірних задачах масопереносу // Вісник НУВГП.- Рівне, 2009.- Вип. 4(36), Ч.2 – С. 26 -36.
2. Наконечний О.Г., Оптимальне керування та оцінювання в рівняннях із частинними похідними: К.: ВПЦ «Київський університет», 2004. – 103 с.

**ЧИСЕЛЬНЕ ДОСЛІДЖЕННЯ ВПЛИВУ МАСОПЕРЕНОСУ НА
НАПРУЖЕНО-ДЕФОРМОВАНІЙ СТАН ҐРУНТОВОГО
МАСИВУ ПРИ НАЯВНОСТІ РУХОМОЇ ВІЛЬНОЇ ПОВЕРХНІ
ҐРУНТОВИХ ВОД**

Філатова І.А.

Національний університет водного господарства та
природокористування, м. Рівне

Ifilatova@gmail.com

Досліджується задача моделювання напружено-деформованого стану (НДС) ґрунтового масиву з урахуванням переносу солей фільтраційним потоком в ізотермічних умовах при наявності рухомої вільної поверхні ґрунтових вод (рис. 1).

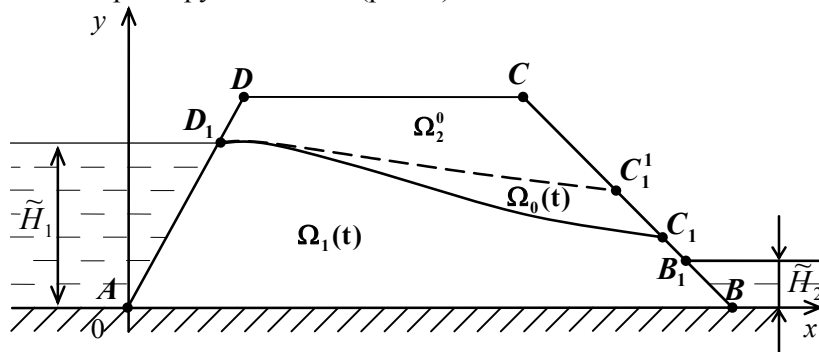


Рис.1. НДС основи ґрунтової греблі в умовах масопереносу при наявності рухомої вільної поверхні ґрунтових вод

Математичну модель розглядуваної задачі в двохвимірній постановці в загальноприйнятих позначеннях можна описати наступною крайовою задачею [1,2]:

$$\begin{aligned} \mu(c)\Delta U + (\lambda(c) + \mu(c)) \frac{\partial}{\partial x} \left(\frac{\partial U}{\partial x} + \frac{\partial V}{\partial y} \right) + \left[\frac{\partial \lambda(c)}{\partial x} \left(\frac{\partial U}{\partial x} + \frac{\partial V}{\partial y} \right) + 2 \frac{\partial \mu(c)}{\partial x} \frac{\partial U}{\partial x} + \right. \\ \left. + \frac{\partial \mu(c)}{\partial y} \left(\frac{\partial U}{\partial y} + \frac{\partial V}{\partial x} \right) \right] = X, \\ \mu(c)\Delta V + (\lambda(c) + \mu(c)) \frac{\partial}{\partial y} \left(\frac{\partial U}{\partial x} + \frac{\partial V}{\partial y} \right) + \left[\frac{\partial \lambda(c)}{\partial y} \left(\frac{\partial U}{\partial x} + \frac{\partial V}{\partial y} \right) + 2 \frac{\partial \mu(c)}{\partial y} \frac{\partial V}{\partial y} + \right. \\ \left. + \frac{\partial \mu(c)}{\partial x} \left(\frac{\partial U}{\partial y} + \frac{\partial V}{\partial x} \right) \right] = Y, \end{aligned} \quad (1)$$

$$\frac{\partial}{\partial x} \left(D_1(c) \frac{\partial c}{\partial x} \right) + \frac{\partial}{\partial y} \left(D_2(c) \frac{\partial c}{\partial y} \right) - v_1(c) \frac{\partial c}{\partial x} - v_2(c) \frac{\partial c}{\partial y} - \gamma(c - C_m) = n \frac{\partial c}{\partial t}, \quad (2)$$

$$\frac{\partial}{\partial x} \left(k_1(c) \frac{\partial h}{\partial x} \right) + \frac{\partial}{\partial y} \left(k_2(c) \frac{\partial h}{\partial y} \right) - \frac{\partial}{\partial x} \left(v_c^{(1)}(c) \frac{\partial c}{\partial x} \right) - \frac{\partial}{\partial y} \left(v_c^{(2)}(c) \frac{\partial c}{\partial y} \right) = a \frac{\partial h}{\partial t}, \quad (3)$$

$$\vec{v} = -K(c) \text{grad} h + v_c(c) \text{grad} c, \quad \text{div } \vec{v} + \frac{\partial n}{\partial t} = 0, \quad (4)$$

$$l_1 h(x, y, t)|_{\Gamma_T} = \tilde{H}_1(x, y, t), \quad l_2 c(x, y, t)|_{\Gamma_T} = \tilde{C}_1(x, y, t), \quad (x, y, t) \in \Gamma_T, \quad (5)$$

$$(\vec{v}, \vec{n})|_{C_1 D_1} = n \frac{\partial \varphi}{\partial t}, \quad \varphi(x, y, t) = (y - h(x, y, t))|_{C_1 D_1} = 0, \quad h|_{C_1 B_1 \cup C_1 D_1} = y, \quad (6)$$

$$\sigma_n = 0, \quad \tau_s = 0, \quad (x, y) \in D_1 D \cup DC \cup CC_1 \cup C_1 B_1, \quad (7)$$

$$u_n = u_s = 0, \quad (x, y) \in AB, \quad \sigma_n = 0, \quad \tau_s = 0, \quad (x, y) \in AD_1 \cup BB_1, \quad (8)$$

$$[u_n] = [u_s] = 0, \quad [\sigma_n] = [\tau_s] = 0, \quad (x, y) \in C_1 D_1, \quad (9)$$

$$h(x, y, 0) = \tilde{H}_0(x, y), \quad c(x, y, 0) = \tilde{C}_0(x, y), \quad (x, y) \in \Omega_1(t), \quad (10)$$

де $\Omega_2(t) = \Omega_2^0 \cup \Omega_0(t)$, l_i , $i = \overline{1, 3}$ – диференціальні оператори, що задають граничні умови відповідно для напору та концентрації солей на бічній поверхні Γ_T циліндра $Q_T = \Omega \times (0; T]$.

На основі отриманого чисельного розв'язку крайової задачі (1)-(10) проведено чисельні експерименти, в результаті чого знайдено переміщення, напруження та деформації. Проведено аналіз стану ґрунтового масиву, несучої здатності ґрунтів та стійкості укусу греблі по його напружено-деформованому стану внаслідок впливу масопереносу при фільтрації сольових розчинів при наявності рухомої вільної поверхні ґрунтових вод.

Література

1. Сергиенко И.В., Скопецкий В.В., Дейнека В.С. Математическое моделирование и исследование процессов в неоднородных средах. – К.: Наук. Думка, 1991. – 432с.
2. Філатова І.А. Математичне моделювання впливу масопереносу на напружено-деформований стан ґрунтового масиву з використанням числових конформних відображень//Вісн.НУВГП, вип. 4(40), Ч.3.–Рівне, 2007.–С.347-354.