

*Taras Shevchenko National University of Kyiv
(Faculty of Cybernetics)
International Institute for Applied Systems Analysis (Austria)
Glushkov Institute of Cybernetics of NAS of Ukraine
Lviv Polytechnic National University
Ivan Franko National University of Lviv
National university of water management and
nature resources use (Rivne)
Panstwowa Wyzsza Szkola Zawodowa w Chelmie (Poland)
System Analysis Committee of Presidium National Academy of
Sciences of Ukraine
Academy of Sciences "Vysha Skola" of Ukraine*

International Conference

PROBLEMS OF DECISION MAKING UNDER UNCERTAINTIES (PDMU-2009)

April 27-30, 2009

ABSTRACTS

INTERNATIONAL PROGRAM COMMITTEE

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

NATIONAL ORGANIZING COMMITTEE

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

LOCAL ORGANIZING COMMITTEE

P.Zinko - Chairman
Ya.Chabanuk – Vice-chairman
I.Harchenko, V.Shevchenko, A.Muzychuk, O.Lukovych,
O.Kucherenko, O.Kapustyan, S.Voloschuk, M.Loseva,
T.Korobko, I.Usar

ФАКУЛЬТЕТУ КІБЕРНЕТИКИ – 40 РОКІВ!



Факультет кібернетики Київського національного університету імені Тараса Шевченка створений наказом міністра вищої і середньої спеціальної освіти УРСР № 258 від 6 травня 1969 р. Першим деканом факультету було призначено доктора фізико-математичних наук, професора Ляшка І.І. В склад факультету входили кафедри: обчислювальної математики, теоретичної кібернетики, економічної кібернетики, математичної лінгвістики.

На початок 2009 року факультет кібернетики є одним із найбільших у Київському університеті. Факультет складається з 9 кафедр, 7 науково-дослідних лабораторій та сектору, де працюють 184 штатних викладачі та науковці (31 професор, доктор наук, 87 доцентів, кандидатів наук). На факультеті навчається понад 1000 студентів, а також близько 90 аспірантів та докторантів. Факультет оснащено сучасною обчислювальною технікою для навчання та наукової роботи, працює Internet. За роки існування на факультеті підготовлено понад 6 тис. фахівців, понад 60 докторів та 400 кандидатів наук.

Факультет здійснює підготовку фахівців з усіх фундаментальних спеціальностей кібернетики: **прикладна математика** – застосування сучасних математичних методів та програмного забезпечення для розв'язування складних науково-технічних задач (кафедри обчислювальної математики (завідувач член-кор. НАНУ Ляшко С.І.), моделювання складних систем (проф. Гаращенко Ф.Г.), дослідження операцій (член-

кор. АПН Закусило О.К.)); **інформатика** – розробка новітніх комп'ютерних систем та комплексів, насамперед їхньої архітектури та програмного забезпечення, захист даних, штучний інтелект, бази даних та знань (кафедри математичної інформатики (член-кор. НАНУ Анісімов А.В.), теоретичної кібернетики (проф. Белов Ю.А.), теорії та технології програмування (проф. Нікітченко М.С.)); **системний аналіз** – використання сучасних інформаційних технологій та математичного апарату для аналізу складних систем в умовах неформального опису, неповноти інформації, ієрархічності, тощо (кафедри прикладної статистики (проф. Лебедєв Є.О.), системного аналізу та теорії прийняття рішень (проф. Наконечний О.Г.)); **програмне забезпечення автоматизованих систем** – конструювання інформаційно-аналітичних програмних систем, насамперед для комп'ютерних мереж, задач мультимедіа та штучного інтелекту, web-технології, захист інформації, мови програмування, розподілені системи (кафедри математичної інформатики (член-кор. НАНУ Анісімов А.В.), інформаційних систем (проф. Провотар О.І.)).

Підготовка спеціалістів на факультеті відповідає міжнародним стандартам і ґрунтується на глибокій фундаментальній підготовці з математики та інформатики. Свідченням цього є щорічні успішні виступи студентів на міжнародних олімпіадах з програмування та численні міжнародні гранти в галузі комп'ютерних наук. Випускники факультету успішно працюють в Україні та за її межами у державних та комерційних структурах, банках, науково-дослідних інститутах, конструкторських бюро, обчислювальних центрах та у вищих навчальних закладах. Детальніше про науку, умови навчання та про багато іншого цікавого можна дізнатися на сайті факультету кібернетики: www.unicyb.kiev.ua.

CONTENT*

ЗМІСТ

Beyko I., Vovk O.	
Numerical algorithms for extremal strategies design in the pursuit-evasion differential games	17
Bratiichuk M.S.	
Risk processes with threshold strategy	18
Chechelnitski A., Kucherenko O.	
Diffusion approximation of single queues at the network's models with parallel structure and multidimensional input flow	19
Dolenko G., Lobach A., Sotnichenko O.	
Multicriteria decision making problem of financial capital market.....	20
Emelichev V.A., Karelkina O.V.	
On one type of stability of lexicographic combinatorial problem with non linear criteria.....	21
Emelichev V.A., Kuzmin K. G., Korotkov V. V.	
On stability of vector minimax problem.....	23
Fischer, G., Winiwarter, W., Cao, G.-Y., Ermolieva, T., Qui, H., Klimont, Z., Wiberg, D., Wagner, F.	
Integrated spatio-temporal estimation and mitigation of disperse agricultural pollution	25
Iksanov A. M.	
Recent results on the bernoulli sieve	28
Karpíšek Z.	
Fuzzy modeling of probability distribution	29
Kogut P.I.	
Multiobjective nonlinear control problems	31
Kříž O., Buňka F., Michálek J.	
The application of statistical methods in sensory analysis of food.....	32

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

Lukianenko I., Teryomenko H.	
Methods of the measure of the Ukrainian agriculture farm's productivity under uncertainty	33
Mihalevich V.M.	
A model of decision making system.....	35
Novikov V.V., Timoshenko Y.A.	
Accuracy evaluation of measurements results with uncertainty for decision making	36
Odehnal Jakub, Michálek Jaroslav	
Application of multivariate classification techniques to assessment of competitiveness of Chosen European Union Regions	37
Savula Ya., Shcherbata H., Shcherbatyy M.	
Fitting models and parameter estimation for ordinary differential equations.....	39
Sharapov M.M., Volovoda O.V., Naidyon Y.V., Morozov K.V.	
Obtaining dimension of transition probabilities matrix of one percolation problem.....	40
Shkilnyak O. S.	
On composition nominative modal and temporal logics	41
Slabospitsky A. S.	
Parameter estimates with the minimum deviation from 'attraction' points by the least squares method under uncertainties.....	42
Tereshchenko V.	
Parallel algorithms in geometric modeling.....	43
Vesely V., Hübnerova Z., Michalek J.	
Sparse estimates from a glm with environmental application	45
Voznyak R.	
Measuring and predicting internal migration from the micro data	47
Zagorodniy Y., Voytenko V.	
Using problem-solving strategies in programming courses with ecological examples	48
Zelenskyy S.	
Stackelberg differential game between the manufacturer and the distributor	49

Акіменко В.В., Загородній Ю.В.	
Задача оптимального керування в моделі клітинних угруповань з неперервним віком	51
Акіменко В.В., Митрохін С.О.	
Задача оптимального керування процесом підтоплення територій для початково-крайової задачі для квазілінійного рівняння параболічного типу	52
Анікушин А.В.	
Узагальнені розв'язки для лінійних рівнянь з послабленими апріорними нерівностями	53
Анісімова Н.О., Сеньо П.С.	
Модифікація інтервального ітераційного методу типу Рунге високого порядку збіжності для розв'язування систем трансцендентних рівнянь	54
Баєв А.	
Об одном методе нахождения стабилизационного управления накопительным фондом с функциями страховой компании	55
Бартіш М.Я., Ковальчук О.В.	
Трикроковий різницевий метод розв'язування систем нелінійних рівнянь	56
Бартіш М.Я., Огородник Н.П.	
Трикрокова модифікація методу Стеффенсена розв'язування задач мінімізації	57
Бахрушин В.Є., Галенко С.В., Шумада Р.Я.	
Ідентифікація моделей складних релаксаційних процесів при неповних даних	58
Бахрушин В.Є., Журавель С.В., Ігнахіна М.О.	
Ідентифікація емпіричних функцій розподілу освітніх даних	59
Бачишина Л.Д.	
Про результати застосування програмного комплексу тренажера в навчальному процесі	60
Бєбич Ю.Ю.	
Знаходження ймовірності банкрутства страхової компанії в одній моделі зі стохастичною ставкою відсотка	61

Бейко І., Бевз В. Побудова оптимізованих стабілізаторів для нестійких динамічних систем	62
Белецкий А. А., Белецкий Б. А. Моделирование многокомпонентных систем	63
Белов Ю.А., Касьянюк В.С., Малютенко Л.М., Польша М.В. Побудова логіки нечітких предикатів на основі теоретико-можливісного підходу	64
Бойко Б. І. Структурування імен даних, функцій обробки та їх композицій	65
Бойко Т.М. Практическая устойчивость «эволюционирующих» динамических систем и модели финансово-промышленных корпоративных структур	66
Бомба А.Я., Гаврилюк В.І. Прийняття рішень та керування нелінійними фільтраційними процесами у криволінійних анізотропних областях з невизначеними ділянками меж.....	67
Бомба А.Я., Ярошак С.В. Прийняття рішень та керування фільтраційними процесами у чотирих зв'язних криволінійних областях	68
Бондарев Б.В., Козырь С.М. Задача Р.Мертон в случае периодических случайных возмущений	69
Бондарчук Ю. В. Щодо зв'язку життєвого циклу об'єту управління, принципів управління та ефективності прийняття рішень.....	70
В'юн А.П., Заславський В.А., Мензатов Л. І. Математичні моделі при розміщенні елементів об'єктів критичної інфраструктури	71
Виклюк Я.І. Методи моделювання самоорганізації атракторів соціальних систем	72
Виклюк Я.І., Артеменко О.І. Побудова густини потенціального поля рекреаційної привабливості території з використанням нечіткої логіки	73

Власенко Л.А., Наконечный А.Г. Руткас А.Г. Об оптимальном управлении дескрипторными распределенными и сосредоточенными системами второго порядка по времени	74
Власюк А.П., Демчук М.Б. Аналіз чутливості параметрів моделі зажимного нагнітання рідини в грунт.....	75
Власюк А.П., Мартинюк П.М. Про метод радіальних базисних функцій в просторовій задачі консолідації трифазного ґрунту з урахуванням повзучості його скелету та впливу тепло-масопереносу	77
Волощук С.Д., Стоян В.А. Задача керування параболічною системою в умовах невизначеності початково-крайових умов	79
Гасанов А.С., Вавилов С.Е, Беляев С.В. Организация запуска из MATLAB программ для принятия решения при анализе данных МГУА	80
Гасанов А.С., Самарин Н.С, Беляев С.В. Адаптивный алгоритм для исследования и прогнозирования диаметра труб	81
Гезь-Косовська О.І., Загородній Ю.В. Задачі оптимізації в моделі сталого розвитку регіонів	82
Горбатенко М.Ю. Мінімаксні сереньоквадратичні оцінки розв'язків лінійних еліптичних рівнянь, що допускають змішане варіаційне формулювання	83
Горбатенко М.Ю., Герман Ю.В. Система реального часу та збору економічної інформації «БУК-1»	84
Горбачук В.М., Гаркуша Н.І. Рівноваги Курно–Неша та Бертрана–Неша для диференційованих продуктів	85
Граб С.І., Шахно С.М., Ярмола Г.П. Двопараметричний метод типу хорд для розв'язування нелінійних рівнянь	86
Гребеннік І.В. Перелічення та конструктивні засоби генерації класів комбінаторних множин	87

Грицюк П. М.	
До проблеми відновлення пропущених рівнів часового ряду.....	88
Губеладзе А.К.	
Про умову стаціонарності складних двійкових ланцюгів Маркова	89
Гуляницький Л.Ф.	
Розробка кооперативних метаевристик.....	90
Гуляницький Л.Ф. , Ходзінська О.О.	
Деформація багатогранників при розв’язуванні задач комбінаторної оптимізації на перестановках	91
Демиденко С., Жук С.	
Мінімаксне оцінювання параметрів лінійних дискретних періодичних процесів в умовах невизначеності	93
Джалладова І.А.	
Метод функцій Ляпунова для дослідження стійкості розв’язків системи лінійних стохастичних рівнянь	95
Долгополов И.Н	
Семиотические аспекты процесса принятия решений в клинической диагностике	97
Дорошенко С.О.	
Розпізнавання мовної інформації: вектори ознак на основі гістограмних характеристик Формант мовного сигналу	99
Емеличева Е. В., Платонов А. А.	
Об устойчивости векторной комбинаторной задачи с параметрическим принципом оптимальности	100
Єлейко Я.І., Базидевич І.Б., Кіндій В.	
Задача для гіллястих процесів із зліченною кількістю типів частинок та неперервним фазовим простором.....	102
Єлейко Я.І., Базидевич І.Б., Тимків Г.	
Гранична задача для гіллястого процесу із зліченною кількістю типів частинок та імміграцією.....	103
Єлейко Я.І., Косаревич К.	
Рівноважні змішані стратегії кооперації олігополії зі скінченною кількістю фірм	105
Жмыхова Т.	
Вероятность разорения страховой компании в модели со стохастич-	

ческими премиями и исками и возможностью инвестиций в финансовый (B, S) -рынок	106
Заславський В.А., Стрижак Г.О. Програмне забезпечення для оцінки ризиків в платіжній системі ...	107
Зінько П.М., Чабан А.В. Математична модель лінійного вузла електричного навантаження..	109
Зінько Т.П. Кластеризація та класифікація мовних сигналів	110
Ільків В. С., Магеровська Т. В. Крайові задачі для рівнянь у частинних похідних – задачі в умовах невизначеності	111
Калуски Ян Многоагентные решающие системы	112
Капустян О.А., Сукретна А.В. Наближений синтез оптимального обмеженого керування для параболічного процесу	113
Кириченко М.Ф., Донченко В.С. Псевдообернення та лінійні структури в задачах прогнозу та кластеризації	114
Кінаш О.М., Хомич С.В., Кінаш І.С. Ентропійні методи прогнозування фінансових потоків.....	115
Козырь С. Оценка скорости сходимости в обратной задаче Коши с быстро осциллирующими периодическими коэффициентами.	116
Колєчкіна Л.М., Родіонова О.А. Модель багатокритеріальної комбінаторної задачі на поліперестановках	117
Кремез В.С. Численное моделирование загрязнения грунтовых вод легкими нефтепродуктами	118
Кудін В.І., Кудін Г. І. Про структуру нерозв'язності несумісних лінійних систем.....	120
Кудін Г. І. Псевдообернення в задачах оптимізації систем	121

Кулян В.Р., Юнькова О.О., Рутицька В.В.	
Задача про диверсифікацію інвестиційного портфеля.....	122
Лебедева Т.Т., Сергиенко Т.И.	
Устойчивость целочисленной задачи поиска Парето-оптимальных решений	123
Лебедев Є.О., Шаріпова М.К.	
Марковська модель вузла транкінгової мережі	124
Лукашів Т.О., Ясинський В.К.	
Асимптотична стохастична стійкість в цілому систем випадкової структури з імпульсними марковськими перемиканнями.....	125
Макшишко Н.К., Заховалко Т.В., Чеверда С.С., Головін О.	
Система підтримки прийняття рішень для аналізу та прогнозування на ринку дорогоцінних металів	127
Матвієнко В.Т., Ковальов І.І.	
Множинна фільтрація сигналів	128
Мащенко С.О.	
Індивідуально-оптимальні рівноваги в некооперативних одноцільових іграх.....	129
Мегрелишвили З.Н., Дидманидзе И. Ш. Кахиани Г.А., Дидманидзе Д.З.	
Оптимизация работы умягчительной установки.....	130
Меньшиков Ю.Л.	
Проблема побудови адекватного математичного описання процесу	133
Музичук А.	
Априорні оцінки ймовірносного розподілу станів зовнішнього середовища	134
Назарага І.М.	
Математичне моделювання попиту України на імпортні товари та послуги	135
Наконечний О.Г.	
Задачі керування системами, що описуються варіаційними рівняннями в умовах невизначеності	136
Наконечний О.Г., Парашук Х.Ф.	
Оцінка розв'язків диференціально-різницевого рівняння в умовах невизначеності	137

Наконечный О.Г., Репецкий С.П., Стащук Б.В.	
Моделювання електричних властивостей неупорядкованих кристалів з використанням функцій Гріна в наближенні когерентного потенціалу	138
Негадайлов П.	
Асимптотична поведінка моментів функціоналів, пов'язаних з випадковим блуканням з заборонами	139
Нікітін А.В.	
Стійкість лінійних стохастичних динамічних систем Іто-Скорохода у гільбертовому просторі	140
Нікітченко М.С., Шкільняк С.С.	
Логіки часткових предикатів	141
Нікольський Ю.В., Пасічник В.В.	
Процеси аналізу даних із частковою невизначеністю та надлишковістю	142
Ночвай В.І., Панчук В.І.	
Оптимізація параметрів викидів атмосферних забруднень в дифузійній моделі з використанням штрафних функцій	143
Пастушенко В.Й., Матус С.К.	
Програмне забезпечення алгоритмів прогнозного управління водно-повітряним режимом на осушувально-зволожувальній системі	145
Пастушенко В.Й., Стеценко А.М.	
Управління вологозабезпеченістю сільськогосподарських культур при підгрунтового та крапельного зрошенні в умовах дії випадкових погодних факторів	147
Перцов А.С.	
Гарантоване оцінювання невідомих даних крайової задачі для бігармонічного рівняння з крайовими умовами типу Неймана	149
Подун І.М., Чабанюк Я.М.	
Сингулярно збурена стрибкова еволюція в марковському середовищі	150
Покутний А.А.	
Аппроксимация ограниченных решений линейных дифференциальных уравнений в Банаховом пространстве	151

Полоцький С.В.	
Про моменти мартингалів, пов'язаних з гіллястим випадковим блуканням.....	152
Поляков В.Л., Желизко В.В.	
О фильтрационных деформациях несвязных несущих грунтов при установившейся напорной радиальной фильтрации.....	153
Пономарьов В.Д.	
Оптимізація систем з повторами і обмеженим числом джерел вимог	155
Прищеп О.В.	
Про багатоканальну систему обслуговування з обмеженнями на число повторів	157
Розора І.В., Лукович О.В.	
Точність моделювання випадкового процесу в просторі $C[0,T]$	158
Романчук К.Г., Стефанишин Д.В.	
Про сумарний ризик збитків на скінченній множині незалежних подій.....	160
Рощенюк А.М.	
Виокремлення проблеми управління освітнім процесом у період адаптації.....	162
Рудик В.О.	
Метод гілок і меж для задачі прогнозування третинної структури молекули протеїну	163
Сахно Н.В., Куценко О.Г., Харитонов О.М., Каденко І.М.	
Аналітичне визначення критичних розмірів несутільностей в теплообмінних трубах парогенераторів АЕС та прийняття рішень щодо подальшої їх експлуатації.....	165
Семенов В. В.	
Асимптотична поведінка дробового Броунівського поля при необмеженому поділенні квадрату $[0,1]^2$	166
Семенов В. В.	
Рангово-залежна міра сприятливості економічного зростання	167
Семенов В.В.	
Алгоритми з довірчими областями для оптимізації лінійних розподілених систем з узагальненим керуванням.....	168

Семенов Віктор В. Розв'язання екстремальних задач на опуклих та передопуклих множинах.....	169
Семенова Н.В., Колескіна Л.М., Нагірна А.М. Багатокритеріальні задачі комбінаторної оптимізації на нечіткій множині альтернатив.....	170
Семенюк С.А., Чабанюк Я. М. Асимптотика генератора еволюційної системи з імпульсним збуренням	172
Сіренко І.П., Сіренко С.І. Про задачу нечіткої кластеризації фітоценозів.....	173
Солодовник Д.А. Комплексный подход по подготовке к ЕВРО-2012.....	174
Солодовнік Ю.С. Невизначенності при управлінні запасами підприємства в умовах виникнення дефіциту	175
Сопин М.О., Бордюжан С.А., Осадчук В.В. Виртуальное моделирование пространственно-распределенных экономических систем	176
Сопин М.О., Житарюк С.И. Фазовые переходы в задаче о банковских сбережениях в условиях неопределенности.....	177
Сопин М.О., Колисник Н.М., Музыка А.Я. Закономерности роста урбанистических систем	179
Стефанишин Д.В., Стефанишина Ю.Д. Про попарне порівняння альтернатив в умовах ризику.....	181
Стоян В.В. Про середньоквадратичне обернення нелінійних диференціальних моделей.....	182
Тимофієва Н.К. Комбінаторні та біологічні простори.....	183
Умєров О. Наближені методи керування експериментом в задачах гарантованого оцінювання розв'язків еліптичних рівнянь.....	184
Усар І. Я., Протопоп Ю.О. Гістерезисні стратегії для систем з повторними викликами	185

Харченко І.І., Заїкін Ю.Г. Застосування методів негладкої оптимізації для розрахунку параметрів лінійного прискорювача	186
Цимбал В. Про застосування методу малого параметру до задачі про структуру оптимального портфеля	187
Чечельницький О.А., Касьянов А.А., Кучеренко О.В. Асимптотичні властивості мережевої моделі тандему систем обслуговування з повторними зверненнями	188
Чухрай Л. Про одну обернену задачу для вироджених параболічних рівнянь	189
Шатирко А.В., Хусаїнов Д.Я. Оцінки динаміки дискретних систем регулювання із запізнюванням з неточно заданими параметрами	191
Шахно С.М. Модифікований двокроковий метод для негладких рівнянь.....	192
Головенко А.Д., Довгий С.О., Климентова І.О., Черній Д.І. Виявлення небезпечних наслідків прийняття необґрунтованих рішень при розробці містобудівних проектів та проектів промислових зон.....	193
Popela P. Selected challenges of stochastic programming applications in the Czech Republic.....	195
Хімка У.Т., Чабанюк Я.М. Збіжність процедури стохастичної оптимізації з Марковськими переключеннями	197
Марценюк В.П., Андрушак І.Є. Про умови оптимальності в моделі патологічного процесу з урахуванням фармакокінетики.....	198
Vitaliy Yatsenko Space weather effects on power systems: prediction, risk fnalysis, and modelng	199

SOLVE-OPERATOR APPROACH FOR OPTIMAL MODELLING AND EXTREMAL CONTROL STRATEGIES DESIGN

I.Beyko, O.Vovk

National Technology University KPI (Ukraine)

M.Valid AlBain

Syria University

The early studies of simple two player differential games showed the existence of a large number of different kinds of solutions. If one of players has perfect informations about the strategy of the others, he can calculate the nonlinear optimal control against the others. And as well the strategies of the others may be improved and may be adapted in a perfect information game. By solving numerically a set of one-sided optimal control for each player against a set of parameters of the opponent, the optimal values of the parameters may be found. If the difference between the outcomes of the two optimization problems is small, the optimal solutions represent the saddle point strategies of the game. The difficulty exists in finding the form of the optimal feedback strategy that must approximate the optimal real solution fairly well, otherwise the method will be failed. The usefulness of extremal solutions depends upon player's knowledge of their states. To obtain the state estimates one has develop and implement measurement models of extended Kalman filters. Control problems which describe realistic technical applications exhibit various features of optimal solutions complexity with highly complex switching structures including multiple subarcs. The design of extremal pursuit-evasion strategies require solutions of often thousands of boundary-value problems in order to synthesize the open-loop controls by feedback strategies.

We develop methods and numerical algorithms for designing extremal strategies of the minimax time pursuit-evasion differential games
 $\min_u, \max_v, \min_t: x(t)=y(t), x(t), y(t) \in R^n, t \geq t_0, u(t) \in U \subset R^r, v(t) \in V \subset R^s,$
 $x'(t)=f(x(t), u(x(t))), y'(t)=f(y(t), v(y(t)))$

using convex approximations of the families of optimal terminal surfaces of terminal states. Although it is impossible to obtain the solution in real time, however, if the results are incorporated into the guidance system as a knowledge base, the performance may be fairly improved using boundary value problem methods with parameterized control functions and discretized state differential equations by multiple shooting. We have examined the computational demand and performance of different efficient schemes of extremal strategies.

RISK PROCESSES WITH THRESHOLD STRATEGY

M.S.Bratiichuk

Silesian University of Technology, Gliwice, Poland

Mykola.Bратиichuk@polsl.pl

Let us consider two perturbed risk processes of the form:

$$U_i(t) = U_i(0) + c_i t - \sum_{n=1}^{N_i(t)} X_{i,n} + b_i W_i(t), \quad i = 1, 2, \quad (1)$$

where $c_i, b_i > 0$, $N_i(t)$ is a Poisson process with intensity λ_i , $X_{i,n}$, $n \geq 1$ are non negative i.i.d. random variables such that $\mathbf{P}\{X_{i,n} < x\} = F_i(x)$ and $W_i(t)$ is a standard Brownian motion.

All the random processes and variables in (1) are supposed to be totally independent. In report we deal with a risk process $U(t)$ defined as follows. Let $0 < a < b < \infty$ be two fixed numbers. Set $\tau_+(b, u) = \inf\{t > 0 : U(t) = b\}$, provided $U(0) = u$ and $\tau_-(a, b) = \inf\{t > \tau_+(b, u) : U(t) \leq a\}$. We put

$$dU(t) = dU_1(t)I\{0 \leq t < \tau_+(b, u)\} + dU_2(t)I\{\tau_+(b, u) \leq t < \tau_-(a, b)\} \\ + dU(t - \tau_-(a, b))I\{t \geq \tau_-(a, b)\},$$

The similar construction was considered in [1] with $b_i = 0$ and $a = b$, i.e., without Wiener components and one ruin level.

Let $\tau(a, b) = \inf\{t > 0 : U(t) < 0\}$ - the time of ultimate ruin. In the report the formula for Gerber-Shiu discounted penalty function

$$m(u, a, b) = \mathbf{E}\{e^{-s\tau(a, b)} w(U(\tau(a, b)-), U(\tau(a, b)))/U(0) = u\}$$

is obtained. Some asymptotical and numerical results are presented as well.

References

- [1] Lin, X.S., Pavlova, K.P., 2006. The compound Poisson risk model with a threshold dividend strategy. Insurance: Mathematics and Economics 38, 57–80.

DIFFUSION APPROXIMATION OF SINGLE QUEUES AT THE NETWORK'S MODELS WITH PARALLEL STRUCTURE AND MULTIDIMENSIONAL INPUT FLOW*

Chechelnitski A., Kucherenko O.

Taras Shevchenko National University of Kyiv

che@unicyb.kiev.ua

We will consider r single server queues $[M/M/1]^r$ with a common input flow of customers. We suppose also that customers arrive simultaneously from outside and queue up for 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 $r+1$ mutually independent sequences of identically distributed random variables. The interarrival times I_j have the exponential distribution with parameter b and service times at the i th station ($i=1, r$) have the exponential distribution with parameter μ_i . As usual, we denote the traffic intensities by $\rho_i = b / \mu_i$ for $i=1, r$.

Theorem. If conditions $\rho_i > 1$, $i=1, r$ hold, then the sequence of stochastic processes $\xi_n^i(t) = n^{-1/2}(Q_i(nt) - n(b - \mu_i)t)$, $Q_i(t)$ is a number of customers at the i th station ($t \geq 0$), converges for any segment $[0, T]$ in uniform metric to diffusion process $\xi(t)$ satisfying the following equation $d\xi(t) = Bdw(t)$, where diffusion matrix B^2 equals

$$B^2 = \begin{pmatrix} b - \mu_1 & b & \dots & b \\ b & b - \mu_2 & b & b \\ \vdots & b & \ddots & b \\ b & \dots & b & b - \mu_r \end{pmatrix}$$

References

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

* Робота виконана за фінансової підтримки ДФФД України (проект №Ф25.1/094)

MULTICRITERIA DECISION MAKING PROBLEM OF FINANCIAL CAPITAL MARKET

Dolenko G., Lobach A., Sotnichenko O.

Department of System Analysis and Decision Making Theory

Taras Shevchenko National University of Kiev

Faculty of Cybernetics

galinadolenko2006@yandex.ru

Financial Capital Market (FCM) is a segment of the financial market where demand and supply, price and agreements concerning purchase and sale of tools of the FCM are formed[1].

The multicriteria decision making problem of increasing effectiveness of Ukrainian Financial Capital Market activity is analyzed.

On the base of the tree-goals analysis hierarchy decomposition of criterion is built. There are 5 criteria that mainly influence on selection of decision:

- f_1 - improvement of functioning of financial capital of enterprises,
- f_2 - improvement of functioning of bank capital,
- f_3 - increasing of earnings and savings of population,
- f_4 - increasing of the state budget,
- f_5 - enhance cooperation with international financial organizations.

On the other levels there are sub criterions, which are connected with this criterions and precise them. Such way we form the model of criterions for the goal-oriented problem of increasing effectiveness activity of FCM.

Let's

f_0 is a value of the investment fund of the state,

x_i – demand of i investment object of economic activity $i = 1, \dots, n$,

n – quantity of investment objects of economic activity, $i = 1, \dots, n$,

m – quantity of investors,

q_{ij} – cash flow from j investor to i investment object of economic activity, $i = 1, \dots, n$, $j = 1, \dots, m$.

We can form such multicriteria matrix balance model:

$$\{f_0 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{n+m} (x_i - \sum_{j=1}^{n+m} q_{ji}) \rightarrow \max, f_i = \sum_{j=1}^n q_{ji} \rightarrow \max, i=1, \dots, n\}$$

$$X = \{q_{ij} : \sum_{j=1}^{n+m} q_{ij} - \sum_{j=1}^{n+m} q_{ji} = x_i, i=1, \dots, n, x_i \geq 0, q_{ji} \geq 0\}$$

The offered mathematical model gives the possibility to make optimal administrative decisions for macro and micro level: optimization of structure of participants FCM group. Proposed model make possible

provide competition between FCM groups and to make decisions for the most effective deposit each of participants in the final result.

References

1. Alekseenko L. Financial capital market.- K: "Maximum", 2004. -424 pp.

ON ONE TYPE OF STABILITY OF LEXICOGRAPHIC COMBINATORIAL PROBLEM WITH NON LINEAR CRITERIA

V.A. Emelichev, O.V. Karelkina

Belarusian State University

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

Let

$$A = [a_{ij}] \in \mathbb{R}^{n \times m}, \quad n \geq 1, \quad m \geq 2, \quad T \subseteq 2^{N_m}, \quad N_m = \{1, 2, \dots, m\}.$$

Let the vector-function $f(t, A) = (f_1(t, A), f_2(t, A), \dots, f_n(t, A))$ with (partial) criteria of the MINMIN form

$$f_i(t, A) = \min_{j \in t} a_{ij} \rightarrow \min, \quad i \in N_n$$

is given on the set of trajectories T .

Under lexicographic (n - criteria) problem

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

we understand the problem of finding the lexicographic set (the set of lexicographically optimal trajectories):

$$L^n(A) = \left\{ t \in T : \forall t' \in T \left(t \succ_A t' \right) \right\},$$

where $\succ_A$ as usual is a negation of the binary lexicographic relation $\succ_A$

defined on the set of trajectories T by the formula:

$$t \succ_A t' \Leftrightarrow \exists p \in N_n$$

$$(f_p(t, A) > f_p(t', A) \& p = \min \{k \in N_n : f_k(t, A) \neq f_k(t', A)\}).$$

It is well known (see, e. g., [1]), that the following inclusions

$$T \supseteq L_1^n(A) \supseteq L_2^n(A) \supseteq \dots \supseteq L_n^n(A) = L^n(A)$$

are true. Here

$$L_i^n(A) = \text{Arg min} \{f_i(t, A) : t \in L_{i-1}^n(A)\}, \quad i \in N_n, \quad L_0^n(A) = T.$$

Note, that many classical extreme problems on graphs (traveling salesman problem, spanning tree problem, matching problem, etc.), various problems of scheduling theory and Boolean programming problems [2 – 4] are included into the scheme of the scalar (single-criterion) combinatorial problems (with linear, bottleneck, $\sum$ -MINMAX and $\sum$ -MINMIN criteria).

Following [5 – 7], the lexicographic problem $Z^n(A)$ is quasi-stable if the formula

$$\exists \varepsilon > 0 \quad \forall A' \in \Omega(\varepsilon) \quad \left(L^n(A) \subseteq L^n(A + A') \right)$$

is valid. Here $\Omega(\varepsilon) = \{A' \in \square^{n \times m} : \|A'\| < \varepsilon\}$ is a set of perturbing matrices

$$A' = [a'_{ij}] \quad \text{with norm } \|A'\| = \max \{ |a'_{ij}| : (i, j) \in N_n \times N_m \}.$$

Thus, quasi-stability characterizes the case when all trajectories from lexicographic set preserve a property of optimality for sufficiently small perturbations of initial data, i. e. elements of matrix A in space with l_∞ -metric.

For index $i \in N_n$ and trajectory t define

$$N_i(t, A) = \{j \in t : a_{ij} = f_i(t, A)\}.$$

Theorem. *Lexicographic problem $Z^n(A)$, $n \geq 1$, is quasi-stable if and only if the formula*

$$\forall t \in L^n(A) \quad \forall i \in N_n \quad \forall t' \in L^n_i(A) \quad (N_i(t, A) \supseteq N_i(t', A))$$

is true.

Corollary 1. *A sufficient condition for the problem $Z^n(A)$, $n \geq 1$ to be quasi-stable is equality $|L^n_1(A)| = 1$.*

It is shown in [5] that the equality $|L^n_1(A)| = 1$ is simultaneously necessary and sufficient condition for the problem $Z^n(A)$ to be quasi-stable in the case when first criteria $f_1(t, A)$ is linear.

Corollary 2. *The formula*

$$\forall t, t' \in L^n(A) \quad (N_1(t, A) = N_1(t', A)) \quad (1)$$

is necessary condition for the problem $Z^n(A)$, $n \geq 1$ to be quasi-stable.

It is obvious that the formula (1) is simultaneously a sufficient condition for quasi-stability of the problem $Z^n(A)$ in scalar case ($n = 1$).

References

1. Ehrgott M. Multicriteria Optimization (2nd edn). Berlin-Heidelberg, Springer, 2005.
2. Sotskov Yu. N., Leontev V. K., Gordeev E. N. Some concepts of stability analysis in combinatorial optimization // Discrete Appl. Math. – 1995. – **58**, N 2. – p. 169 – 190.
3. Emelichev V. A., Kravtsov M. K. On combinatorial vector optimization problems // Discrete Math. Appl. – 1995. – **5**, N 2. – p. 93 – 106.
4. Sergienko I. V., Kozerskaya L. N., Lebedeva T. T. Investigation of stability and parametric analysis of discrete optimization problems. Kiev, Navukova Dumka, 1995 (in Russian).
5. Emelichev V. A., Berdysheva R. A. On the radii of steadiness, quasi-steadiness, and stability of a vector trajectory problem on lexicographic optimization // Discrete Math. Appl. – 1998. – **8**, N 2. – p. 135 – 142.
6. Berdysheva R. A., Emelichev V. A. Some forms of stability of a combinatorial problem of lexicographic optimization // Izvest. Vusov. Matem. – 1998. – N 12. – p. 11 – 21 (in Russian).
7. Emelichev V. A., Girlich E., Nikulin Yu. V., Podkopaev D. P. Stability and regularization of vector problem of integer linear programming // Optimization. – 2002. – **51**, N 4. – p. 645 – 676.

ON STABILITY OF VECTOR MINIMAX PROBLEM

V. A. Emelichev, K. G. Kuzmin, V. V. Korotkov

Belarusian State University

emelichev@bsu.by, kuzminkg@mail.ru, wladko@tut.by

A so-called minimax (or maximin) problems occupy one of the central places among the optimization problems (see, e.g., [1-3]). The problem on polynomials of the best uniform approximation to functions stated by P. L. Chebyshev also refers to them.

In this report we consider a vector combinatorial problem with minimax criteria (bottleneck problem). The analysis of such type of stability of the Pareto set that can be understood as a discrete analogue of upper semicontinuity by Hausdorff of the many-valued mapping, that define the Pareto choice function is carried out.

Let $A = [a_{ij}] \in \mathbf{R}^{n \times m}$, $n \geq 1$, $m \geq 2$, $T \subseteq 2^{N_m} \setminus \{\emptyset\}$, $N_m = \{1, 2, \dots, m\}$.

Let the vector-function $f(t, A) = (f_1(t, A), f_2(t, A), \dots, f_n(t, A))$ with minimax criteria

$$f_i(t, A) = \max_{(j,k) \in t \times t} (a_{ij} - a_{ik}) \rightarrow \min_{t \in T}, \quad i \in N_n$$

is given on the set of trajectories T .

We assume that the set of trajectories T does not contain single-element trajectories, i. e. such $t \in T$ that $|t| = 1$.

Under a vector trajectorial problem $Z^n(A)$ we understand the problem of finding the Pareto set (the set of efficient trajectories) $P^n(A)$.

It is clear that $P^1(A)$, $A = (a_1, a_2, \dots, a_m) \in \mathbf{R}^m$, is the set of all optimal solutions of the scalar trajectorial problem $Z^1(A)$. If the numbers a_j , $j \in N_m$, are weights which were assigned to the elements of the set N_m then the problem $Z^1(A)$ can be interpreted as the problem $Z^1(A)$ of founding the trajectory with the lowest deviation between the minimum and maximum weights of elements. Thus, solving the problem $Z^1(A)$ we found a trajectory with the most uniform weights of elements.

According to [4, 5], $Z^n(A)$ is called stable (T_3 -stable) if

$$\exists \varepsilon > 0 \quad \forall A' \in \Omega(\varepsilon) \quad (P^n(A + A') \subseteq P^n(A)).$$

Here $\Omega(\varepsilon) = \{A' \in \mathbf{R}^{n \times m} : \|A'\| < \varepsilon\}$, $\|\cdot\|$ is a norm in the space $\mathbf{R}^{n \times m}$.

It is clear that the problem $Z^n(A)$ is stable when $P^n(A) = T$. In order to state the criterion of the stability of the problem $Z^n(A)$ when $P^n(A) \neq T$ we introduce the following notations:

$$I(t, t', A) = \{i \in N_n : f_i(t, A) = f_i(t', A)\},$$

$$N_i(t, A_i) = \{(p, q) \in t \times t : f_i(t, A) = a_{ip} - a_{iq}\}, \quad i \in N_n,$$

$$P^n(t, A) = \{t' \in P^n(A) : f(t, A) \geq f(t', A)\}.$$

Theorem. Let $P^n(A) \neq T$. The vector problem $Z^n(A)$, $n \geq 1$, is stable if and only if for any trajectory $t \in Sl^n(A)$ the formula

$$\exists t^* \in P^n(t, A) \quad \forall i \in I(t, t^*, A) \quad (N_i(t, A_i) \supseteq N_i(t^*, A_i))$$

is true.

Here $Sl^n(A)$ is the Slater set (set of weakly efficient trajectories) of the problem $Z^n(A)$.

Literature

1. Demianov V. F., Malozemov V. N. Introduction to minimax. – M.: Nauka, 1972. – 368 pp. [in Russian]

2. Fedorov V. V. Numerical methods of maxmin. – M.: Nauka. – 1979. – 280 pp. [in Russian]
3. Du Ding-Zhu, Pardalos P. M. Minimax and Applications // Dordrecht: Kluwer Academic Publishers. – 1995. – 308 pp.
4. Sergienko I. V., Shilo V. P. Discrete optimization problems. Problems, solution methods, investigations. – Kiev: Navukova Dumka. – 2003. – 261 pp. [in Russian]
5. Emelichev V. A., Kuzmin K. G. Stability criteria in vector combinatorial bottleneck problems in terms of binary relations, Cybernetics and Systems Analysis, (2008), No. 3, p. 103–111. [in Russian]

INTEGRATED SPATIO-TEMPORAL ESTIMATION AND MITIGATION OF DISPERSE AGRICULTURAL POLLUTION

**Fischer, G., Winiwarter, W., Cao, G.-Y., Ermolieva, T.,
Qui, H., Klimont, Z., Wiberg, D., Wagner, F.**

International Institute for Applied Systems Analysis, IIASA
Austria, 2361, Laxenburg

corresponding author: ermol@iiasa.ac.at

Global change, economic-demographic and urbanization growth, changing consumption preferences alter the structure of agricultural production systems. In particular, they speed-up industrialization of agricultural activities geared towards economies of scale to have highest profits at the lowest cost. Although intensification has shown many positive effects, there are significant disadvantages, risks, and costs involved. Prominent among these are environmental degradation through pollution of water, air, and soil and emissions of GHGs. Alone, the environmental aspects of agriculture industrialization draw attention to the need in integrated studies of drivers and impacts as it is likely that direct and indirect agricultural pollution and GHG emissions will increase in coming years due to current economic-demographic and urbanization trends and adopted intensive agricultural practices.

The design of effective measures to mitigate agricultural pollution on large territories is, however, a challenging task as the sources of agricultural pollution, in contrast to industrial, are disperse, uncertain, and often difficult to be measured or even identified. Pollution levels may vary unpredictably over time and space, depending on climate variability, soil and slopes characteristics. Even to larger extent, they are determined by farmers' land use decisions, e.g., livestock management characteristics, crop choices, production techniques, and even timing of fertilizer and

pesticide use. Farmers' decisions, in turn, are affected by market prices for inputs and outputs, as well as by governments' agricultural support policies.

There are yet other uncertainties associated: the technological measures are very location-specific and may have positive local effects, but if extrapolated to larger territories (regional, national, global) without adequate analysis may result even in further degradation of environment; investments in new technologies have long horizons and, therefore, are costly. Here, if the expectations about the magnitudes of future pollutions do not realize (e.g., because of different real demand), the investments may turn into sunk costs.

To make consistent assessment of pollution across spatio-temporal scales coherently with plausible future economic-demographic trends requires adequate models resolutions. The problem of such models, however, is that they are usually very data intensive. Often, the data available are qualitative, vague, imprecise, or incomplete, which even further complicates the straightforward assessment. Thus, several methodologies are available to assess disperse agricultural pollution, however each of them is associated with large uncertainties. In reality, uncertainties are inherent to every step of risk assessment. Also, in fact, any risk assessment methodology gives a clue regarding strategies with respect to a single so-called “would-be-pollution” scenario. In this case, the exact evaluation of all interdependencies between potential strategies and related outcomes is impossible. It may easily run into an extremely high number of alternatives.

In this situation the most important task seems to be the design of management strategies robust, in a sense, with respect to multiple potential scenarios. The straightforward assessment is never exact, while the preference structure among different decisions may be rather stable to errors. Thus, the design of mitigation strategies has to rely on the location-specific analysis of losses induced by decisions jointly with a sequential adjustment of the decisions towards satisfaction of identified criteria, e.g., environmental norms and demand satisfaction.

In this paper, the aim is to discuss an integrated livestock and crop production model developed by the Land Use Change and Agriculture (LUC) program at the International Institute for Applied Systems Analysis (IIASA), which exactly addresses the main challenges of the agricultural pollution mitigation. The model is spatially and temporally explicit. Thus, in the case study of China's agricultural developments, the model performed analysis for about 2400 spatial units (agents) and time horizon of 30 years. It combines demographic, economic, agricultural and

environmental modeling components in a system to derive conclusions about potential future production paths under alternative economic-demographic and technological scenario settings. The model embeds a sequential optimization procedure to identify feasible mitigation strategies complying with existing ambient environmental standards. Thus, in what follows, the risks are treated as constraints restricting production expansion. More rigorous risk treatment may be required by means of safety constraints, however this topic is beyond the scope of the paper. Explicit inclusion of the risks in a decision making procedure can essentially influence the choice of the strategies.

In the discussed model, we distinguish environmental loads and agricultural pollution of water, soil and air contamination as stemming from two main agricultural sources: the livestock and crop production. The list of variables reflecting environmental conditions at locations was identified relying on expert opinion. It is comprised of fluxes to air and water of ammonia, N₂O, and methane emissions, and nutrients leaching, respectively. For estimation of nitrogen leaching to ground water, e.g., we adopt the *MITERRA model*. Ammonia emissions (NH₃) from livestock production are accounted at four major stages, i.e., in the animal house, during storage of manure, its application and during grazing periods. These stages are explicitly distinguished in the LUC model. Estimation of ammonia emissions in livestock production stages as well as from mineral fertilization then relies on emission factors of the IIASA's Greenhouse gas–Air pollution INteractions and Synergies (GAINS) methodology. The emissions of N₂O are estimated also using methodology compiled for IIASA's GAINS model. Here N₂O emissions are assessed as emission factor times the activity data, where again agricultural activities are distinguished by livestock and crop production elements.

Feasible domains of the variable identified to reflect pollution and emissions by source are subdivided into subdomains representing different classes of severity. Imposed risk functions identify the degree of riskiness with each class. A riskier class automatically incurs higher losses and, consequently, expenditures and penalties. For example, it is intuitively clear that levels of pollution and associated losses are higher in areas with densely concentrated livestock. The functions are similar to fuzzy logic membership functions.

These functions can either be comprised of a single environmental indicator or combine a group of indicators into a compound function, which then informs the sequential optimization procedure regarding robust spatial and temporal decisions on production allocation and expansion. Thus, in

the discussed model, the risks are treated as constraints restricting production expansion beyond existing norms or legislations. As impacts of environmental pollution on human health are not really measurable, the alternative production scenarios are compared in terms of population occurrences within different risk classes similar to population exposure to different degree nuclear contamination. Given large uncertainty associated with estimation of environmental impacts on human health, the population exposure to classes of environmental pressure provides a nice proxy to measure environmental and health risks.

We illustrate application of the integrated methodology with a case study of agricultural production development in China. In the conclusions, we summarise main finding, necessary extensions of the methodology and some policy implications.

RECENT RESULTS ON THE BERNOULLI SIEVE

Iksanov Alex

National T.Shevchenko University of Kiev

iksan@unicyb.kiev.ua

The talk is concerned with a "balls-in-boxes" scheme with random frequencies where "balls" are identified with a random sample of size n from the exponential distribution with unit mean, and the role of "boxes" play intervals whose endpoints are successive points of a random walk with positive and non-lattice steps. I will discuss the weak limiting behaviour, as $n \rightarrow \infty$, of several functionals arising from the scheme: M_n - the index of the last occupied interval; K_n - the number of occupied intervals; $K_{n,0}$ - the number of empty intervals with indices not exceeding M_n ; $Z_n^{(k)}$ - the number of points in the k th interval provided the intervals are ordered right-to-left starting with the rightmost occupied interval. It will be explained that the weak asymptotic behaviour of M_n coincides with that of the first passage time through the level $\log n$ by the random walk. It turns out that the same is true for K_n under a side moment condition that prevents occurrence of tiny intervals. It will be shown that under this moment condition the asymptotics of the sequence of occupancy numbers, and of the small-parts counts (singletons, doubletons, etc) can be read off from a limiting model involving a unit Poisson point process and a self-

similar renewal process on the half-line. Among other things, this implies a rather delicate result: $K_{n,0}$ weakly converges (without normalization).

In the second part of the talk I will speak about a nice coupling of the Bernoulli sieve and certain counting coalescent processes. Afterwards this coupling will be exploited to derive the asymptotics of the number of collisions in certain Λ -coalescents from the asymptotics of K_n , the number of occupied intervals in the Bernoulli sieve.

References

1. Gneden A., Iksanov A. and Moehle M. On asymptotics of exchangeable coalescents with multiple collisions, Adv. Appl. Prob., 45 (2008), No.4, p. 1186-1195.
2. Gneden A., Iksanov A., Negadajlov P. and Roesler U. The Bernoulli sieve revisited, Ann. Appl. Prob. (2009+), to appear.
3. Gneden A., Iksanov A. and Roesler U. Small parts in the Bernoulli sieve, Discrete Mathematics and Theoretical Computer Science, AI (2008), p.239-246.

FUZZY MODELING OF PROBABILITY DISTRIBUTION*

Karpíšek Z.

Brno University of Technology, Czech Republic
karpisek@fme.vutbr.cz

Let $\Omega \neq \emptyset$ be a universal set (**basic space**). A fuzzy set $\underline{A} = (\Omega, \mu_{\underline{A}})$ with a Borel measurable membership function $\mu_{\underline{A}}$ is called a **fuzzy event**. We define the relationships $\subset, \subseteq, =$ and operations $\bar{}, \cap, \cup, \cdot, +$ with fuzzy events also for fuzzy sets.

A nonempty set Σ of fuzzy events $\underline{A} = (\Omega, \mu_{\underline{A}})$ is called a **fuzzy Borel field of fuzzy events (fuzzy sigma algebra)** over the universal set Ω , if Σ has the following properties:

1. $\alpha \underline{A} \in \Sigma$ for $\forall \alpha \in [0,1]$ and $\forall \underline{A} \in \Sigma$.
2. $\underline{A} \in \Sigma \Rightarrow \bar{\underline{A}} \in \Sigma$.
3. $\underline{A}_1, \underline{A}_2, \dots \in \Sigma \Rightarrow \bigcup_{i=1}^{\infty} \underline{A}_i \in \Sigma$.
4. $\underline{A}_1, \underline{A}_2 \in \Sigma \Rightarrow \underline{A}_1 \cdot \underline{A}_2 \in \Sigma$.

* The paper was supported by the projects MSMT CR no. 1M06047, MSMT CR no. MSM0021630519, and GA CR no. 103/08/1658.

Let $\Omega = \square^m$ where $m \in \square$ be a universal set, Σ a crisp Borel field of random events over Ω , Π a nonempty set of probability measures P on (Ω, Σ) , Σ a fuzzy Borel field of fuzzy events over Ω , and $\underline{A} = (\Omega, \mu_{\underline{A}}) \in \Sigma$ a fuzzy event. Let, further, $\underline{P} = (\Pi, \mu_{\underline{P}})$ be such a fuzzy bunch on Π that $\exists P \in \Pi$ and $\mu_{\underline{P}}(P) = 1$. Then the fuzzy bunch $\underline{P}$ is called a **fuzzy probability** on Ω and the **fuzzy probability of a fuzzy event** $\underline{A}$ is the fuzzy set $\underline{P}(\underline{A}) = ([0, 1], \mu_{\underline{P}(\underline{A})})$ where

$$\mu_{\underline{P}(\underline{A})}(p) = \sup_P \mu_{\underline{P}}(P) \int_{\Omega} \mu_{\underline{A}} dP = p$$

for $\forall p \in [0, 1]$. If no the measure $P \in \Pi$ exists such that $\int_{\Omega} \mu_{\underline{A}} dP = p$, we

put $\mu_{\underline{P}(\underline{A})}(p) = 0$. The triplet $(\square^m, \Sigma, \underline{P})$ is called a **fuzzy probability space** on $\square^m$.

If probability measures P for a fuzzy probability $\underline{P}$ are given by a set of distribution functions $F(x) = P(X < x)$ where X are random variables on $\square$, we have the next fuzzification a random variable.

Let X be a nonempty set of random variables X on $\square$, Φ a set of their distribution functions and Σ a fuzzy Borel field over $\Omega = \square$. Let $\underline{F} = (\Phi, \mu_{\underline{F}})$ be a fuzzy bunch of distribution functions F on $\square$ such that $\exists F \in \Phi$ and $\mu_{\underline{F}}(F) = 1$ for $\forall x \in \square$. The fuzzy set $\underline{X} = (X, \mu_{\underline{X}})$ where $\mu_{\underline{X}}(X) = \mu_{\underline{F}}(F)$, for $\forall X$, is called a **fuzzy random variable** and its **fuzzy distribution function** is the fuzzy bunch $\underline{F} = (\Phi, \mu_{\underline{F}})$. The pair $(\underline{X}, \underline{F})$ is called a **fuzzy distribution of probability**.

The **first fuzzy probability distribution model** is based on a parametric system of distribution functions of the class of probability distribution $F(x, s)$. Replacing the parameter $s \in \square^k$ where $k \in \square$ by a fuzzy parameter $\underline{S} = (\square^k, \mu_{\underline{S}})$ yields a fuzzy distribution function with the fuzzy parameter $\underline{F}(x, \underline{S})$ putting $\mu_{\underline{F}}(F) = \mu_{\underline{S}}(s)$ for $\forall x \in \square$ and $\forall s \in \square^k$.

The **second fuzzy probability distribution model** is again based on a parametric system of distribution functions, but only on its subset related to the parameter. This is a fuzzy probability distribution of the type $\underline{F}(x, \underline{S}) = F(x) \oplus \underline{S}\eta(x)$ where the term $\underline{S}\eta(x)$ indicates the "fuzziness" of the main probability distribution value $F(x)$, and $\oplus$ is extended sum.

The above models of fuzzy probability distributions have successfully been used to determine the fuzzy reliability with the Weibull fuzzy distribution of time to failure of real objects and systems [1]. The theoretical results are being used to gradually develop PC programs.

References

1. KARPÍŠEK, Z.: The Fuzzy Reliability with Weibull Fuzzy Distribution. In: Proceedings East West Fuzzy Colloquium 2002. 10th Zittau Fuzzy Colloquium. Zittau, 2002, pp. 33-42, ISBN 3-9808089-2-0

MULTIOBJECTIVE NONLINEAR CONTROL PROBLEMS

Peter I. Kogut

p.kogut@i.ua

This work deals with the study of vector optimization problems in Banach spaces for essentially nonlinear operator equations with additional control and state constraints. An important aspect in the vector optimization is to find conditions which guarantee the existence of the so-called efficient solutions. The following result is well-known: if an image of admissible solutions in an objective Banach space is compact then the set of efficient solutions is nonempty. As the compactness is a very restrictive assumption, many authors have tried to weaken it. The typical way is to endow the objective mapping with some lower semicontinuity properties. In the vector-valued case there are several possible ways to extend the "scalar" notion of lower semicontinuity. We could mention the lower semicontinuity, quasi lower semicontinuity, and order lower semicontinuity. However, in the most cases, these properties for the objective functions can get broken at an efficient solution, even for simple vector optimization problems with nonempty set of solutions.

We study the vector optimization problems in the case when a control object is described by nonlinear operator equations, an objective function is a vector-valued mapping with the weakened property of lower semicontinuity, and the control and state constraints take the form of some operator inequalities and inclusions in Banach spaces. We consider the case when the objective mappings take values in a real Banach space Z partially

ordered by a closed convex pointed cone K . Usually, the typical assumption in the majority of papers is that the interior of the ordering cone K is non-empty. However, in many interesting and important cases, this property does not hold. So, we make no additional assumptions on the cone K and its interior. We extend the concept of the lower semicontinuity for vector-valued mappings and, using the penalization approach, we derive sufficient conditions for the existence of efficient solutions of the above problems. We also prove the existence of the so-called generalized efficient solutions via the scalarization of the specially penalized vector optimization problem.

THE APPLICATION OF STATISTICAL METHODS IN SENSORY ANALYSIS OF FOOD

Oldřich Kríž

University of Defence , Brno, Czech Republic

oldrich.kriz@unob.cz

František Buňka

Tomas Bata University, Zlin, Czech Republic

bunka@ft.utb.cz.

Jaroslav Michálek

University of Defence , Brno, Czech Republic

michalek@fme.vutbr.cz

The contribution deals with statistical methods frequently used in sensory analysis. Sensory analysis is a discipline that applies principles of experimental design and statistical analysis to the use of human senses (sight, olfaction|smell, taste, touch and hearing) for the purposes of evaluating consumer products.

The food quality is expertised by panels of human assessors, on whom the products are tested, and they record their responses made on tested products. Main problem in sensory analysis is the evaluation of statistical data obtained by the assessors and to suggest the experimental design for food testing.

Basic methods of sensory analysis are difference tests (paired comparison test, duo-trio test, triangle test), ranking, evaluation according to ordinal scales and further parametric and non-parametric statistical tests. For each experimental design it is necessary to find an optimal experimental design, to know the power of the used test and to calculate the optimal number of assessors.

In the contribution there will be described the basic statistical tests used in sensory analysis, the different tests will be compared and for the above mentioned difference test the optimal experimental design will be find. Statistical software package for the evaluation of sensory data and for determination of the proposal of the optimal experimental design will be demonstrated.

References

- [1] AGRESTI, A. Categorical Data Analysis. John Wiley, New York, 1990.
- [2] ANDĚL, J. Základy matematické statistiky. 1. vyd. Praha: MATFYZPRESS, 2005.
- [3] HÁJEK J. Nonparametric Statistics. Holden-Day, San Francisco. 1969
- [4] DAVÍDEK, J., POKORNÝ, J. Analýza potravin část B - Senzorická analýza. Praha: SNTL, 1986.
- [5] RESURRECCION A.V.A. Consumer sensory testing for product development. Maryland: Aspen Publishers Inc. 1998
- [6] STONE, H. & SIDEL J.L. Sensory Evaluation Practices. Third Edition, Elsevier Academic Press: San Diego 2004

METHODS OF THE MEASURE OF THE UKRAINIAN AGRICULTURE FARM'S PRODUCTIVITY UNDER UNCERTANTY

Lukianenko I., Teryomenko H.

NaUKMA

luk@eerc.kiev.ua

This paper considers farm's productivity problem and the factors that influence it value. As a measure of productivity were taken two variables – the value of output per hectare and technical efficiency [1,2]. To determine the technical efficiency two approaches was applying: non parametric (econometric) approach – Stochastic Frontier Analysis (SFA) and non-parametric approach of Data Envelopment Analysis (DEA). These two approaches are usually combine together, as they are good supplements of each other (different manner of production function specification and as a result different nature of bias). To construct SFA estimation we have to assume that the actual output of a particular farm i at time t is a function $F(\cdot)$ of the set of inputs and error term ε_{it} , which consists of two parts: TE_{it} – technical efficiency and δ_{it} – statistical noise, which is purely random variation in output. Assuming that these two components of error term enter the function multiplicatively we receive: $Y_{it} = F(A_{it}, K_{it}, L_{it}) \times TE_{it} \delta_{it}$. Taken the logarithm of both sides

of this model and supposing that the functional form of the production function is Cobb-Douglas production function we can find technical efficiency term (u) from the resulting production function frontier specification:

$$\ln Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln A_i + \beta_1 \ln K_{1t} + \dots + \beta_k K_{kt} + \gamma_1 L_{1t} + \dots + \gamma_k L_{kt} + \mu_1 T_1 + \dots + \mu_i T_i - u_{it} + v_{it},$$

where $u_{it} = -\ln(TE_{it})$, $v_{it} = \ln \delta_{it}$, Y_{it} - the total annual farm output per hectare (deflated by CPI), A - the size of a farm, T_i - dummy variable for time, α_0 - intercept, $\alpha_1, \beta_k, \gamma_k$ are production elasticities for input k . We assume that u_{it} is half-normally distributed with mean η and variance σ_u^2 and v_{it} is normally distributed with zero mean and variance σ_v^2 . Estimation of the last model will give us the possibility to compare actual and predicted output for each farm, thus to determine its technical inefficiency. We'll do this firstly, by setting $u_{it} = 0$, so if there is technical inefficiency ($u_{it} \neq 0$), the level of output is below the frontier. Secondly, for panel data we will use time-varying decay model. Technical efficiency is redefined as $u_{it} = \mu_i u_i = u_i \exp(-\mu(t - T_i))$, where μ is decay parameter, T_i - the last time period in the i panel. When $\mu = 0$ the degree of inefficiency is constant over time (time invariant model), when $\mu > 0$ inefficiency decreases with time and with $\mu < 0$ inefficiency increases. At the second step, we estimate the farm productive efficiency using the nonparametric approach (DEA). In this case we don't need to impose a functional form on production function, because nonparametric deterministic frontier is determined using linear programming approach. That is, the distance between efficiency frontier and observed input-output combinations gives the value of technical inefficiency. Total technical efficiency (TTE) in this case can be decomposed into two components: scale efficiency (SE) and pure technical efficiency (PTE). Mathematically, total technical efficiency under CRS can be presented in terms of minimizing inputs per unit of outputs. Obtained scores of technical efficiency have been regressed on farm on farm characteristics, farm management set, input set and regional dummies to investigate their influence on the variation of productivity. As farm characteristics the amount of own and rented land was used, as farm management characteristics2 - technical and marketing assistance. The empirical analysis was based on the balanced data sample of 1170 Ukrainian

private farms during the 2001-2007 years. It was found that Ukrainian farms are highly unproductive due to inefficient use of land resources. The relationship between farm size and productivity is nonlinear – productivity rises first and then falls. The calculated optimum size of land plot was determined to be larger than the average actual size of own landholding, and this might be an important argument for canceling of landselling moratorium in Ukraine.

References

1. Battese C. Frontier production function, technical efficiency and panel data: with application to paddy farmer in India, *Journal of productivity Analysis*, (1992), No.3, p.153 - 169.
2. Zelenyuk V., Fare R. On Aggregate Farrell Efficiencies, *European Journal of Operational Research*, (2003), № 146:3, p.615-621

A MODEL OF DECISION MAKING SYSTEM.

Mihalevich V.M.

Decision making system is a pair, where the first element is a decision maker (DM) in a situation of decision making problem (DMP), which is the second element of this pair. DMP is defined by its situation scheme (SS). In order to choose the best solution the knowledge of the scheme of DMP (SDMP) is not enough. DM model allows solving its main decision problem (DP) – setting the preference relation on possible results and solutions.

Modeling and analysis of DM and conditions that define the DM and solve its main DP for defined classes of parametric situations is the subject of this report.

The given theorem generalizes the 3.1 [1] theorem. Like in the mentioned paper, the obtained situation model for the DM, which is specified by its model, apart from the known SS will characterize the unknown parameter point uncertainty mechanism as a statistical regularity.

To some extent, a dual problem is discussed – the characterization of those DMPS where the uncertainty for DMs of a given class is lost, in other words, the solutions of the main DP match. The solution of the given problem is obtained as the SS criteria.

The introduced formalism gives a general approach for analysis and comparison of results concerning the common DP in [I.-L.] study and obtained for Bayesian and neo-Bayesian DP models in the studies [2], [3], [4], [5].

References

1. Иваненко В.И., Лабковский В.А. «Проблема неопределенности в задачах принятия решений». Киев: Наукова думка, 1990. - 132 с.
2. Фишберн П.С. «Теория полезности для принятия решений». Пер. с англ. – М.: Наука, 1978. – 358 с.
3. Вилкас Э.Й. «Оптимальность в играх и решениях». М.: Наука, 1990. – 255 с.
4. Schmeidler D. “Subjective Probability and Expected Utility without Additivity”. *Econometrica*, vol.57, No.3 (May, 1989), pp. 571-587
5. Gilboa I., Schmeidler D. “Maxmin expected utility with non-unique prior”. *Journal of Mathematical economics* 18 (1989), pp. 141-153

ACCURACY EVALUATION OF MEASUREMENTS RESULTS WITH UNCERTAINTY FOR DECISION MAKING

Novikov V.V., Timoshenko Y.A.

ESC “IASA” NTUU “KPI”

vovan@novikov.biz.ua

Any measurement result is incomplete without a clear statement of uncertainty in the value obtained. The growth and importance of quantitative measurement, as a basis of decision making, underpinning trade and commerce, in addition to the traditional fields of science and technology, has made it essential for an increasingly broad audience to understand uncertainty calculations for measurements results.

Several approaches can be used to provide an estimate of the measurand and the associated uncertainty, and a coverage interval for the measurand for a prescribed coverage probability. These include Principle of Maximum Entropy, Bayesian treatment and Propagation of distributions[1]. The latter is used to relate the measurand to model input quantities about which information is available, and as the basis of obtaining the probability density function(PDF) for the measurand from the PDFs assigned to the input quantities. In some simplest cases the PDF for the measurand can be obtained analytically. Otherwise, approximate and numerical implementations of the propagation of distributions are available, such as the ISO Guide’s uncertainty framework[1] and the Monte Carlo method(MCM)[2]. In a number of studies, the preferred use of a MCM is shown comparing to approximate analytical methods[2].

For practical problems, applying MCM can take a lot of time to compute the results due to computing complexity of the method. That may be unacceptable in concrete circumstances of decision making(for example,

in real-time) on the basis of the measurement result and its uncertainty[2].

To solve the problem, original modification variant of the method is presented, that differs in the optimum choice of the number of model realization of the method for the required accuracy. Comparison of the modification and the original MCM showed the effectiveness of the modification, which will allow to implement the method in practice.

Література

1. *Захаров И.П., Кукуш В.Д.* Теория неопределенности в измерениях. – Х.:Консум, 2002. – 256 с.
2. *Новиков В.В.* Численные методы в вычислении неопределенности //Системы обработки інформації. – Х. – 2008. – Вип.4(71) – С.126-128.

APPLICATION OF MULTIVARIATE CLASSIFICATION TECHNIQUES TO ASSESSMENT OF COMPETITIVENESS OF CHOSEN EUROPEAN UNION REGIONS

Jakub Odehnal

Masaryk University, Brno, Czech Republic

e-mail: odehnal@mail.muni.cz

and

Jaroslav Michálek

Masaryk University, Brno, Czech Republic

e-mail: michalek@fme.vutbr.cz

Multivariate statistical methods for analysing competitiveness of chosen European Union regions are used in the contribution. The data were obtained from database Regio [3] and from Eurostat Regional Yearbook 2007 [2]. The contribution follows up previous results published in [10, 11, 12].

Eighty five European NUTS 2 regions of 6 European countries: Austria, Czech Republic, Germany, Hungary, Poland and Slovakia are considered. Attention is focused on the assessment of their competitiveness. Four indicators of competitiveness (i.e. quality of labour forces and innovations, labour market, economic activity and infrastructure) were determined by means of factor analysis (principal components and varimax rotation) [5].

The factor scores of indicated factors in the regions were divided into groups by means of multivariate classification techniques:

- cluster analysis (hierarchical clustering method, Ward technique and Euclidean distance [4, 8])
- classification trees [1].

The outcome of the analysis is the classification of groups of regions with similar values of competitiveness factors and the comparisons of obtained classifications with other approaches [7,9, 13-15].

References

- [1] BREIMAN, L. – FRIEDMAN, J. H. – OLSHEN, R. A. – STONE, C. J. (1984): Classification and Regression Trees. The Wadsworth Statistics/ Probability Series. Belmont, CA: Wadsworth.
- [2] European Commission (2007): Eurostat Regional Yearbook 2007. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities.
- [3] EUROSTAT (2008): Regional Statistics 2008 <http://epp.eurostat.ec.europa.eu>
- [4] HEBÁK, P. (2004): Vícerozměrné statistické metody. Praha: Informatorium. 239 p.
- [5] JOHNSON R. A. – WICHERN D. W. (1992): Applied Multivariate Statistical Analysis. 3rd edition. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall, Inc.
- [6] KARLSSON, C.(2007): Clusters, Functional Regions and Cluster Policies. Stockholm: CESIS. 25 p. <<http://www.infra.kth.se/cesis/documents/WP84.pdf>>.
- [7] KARLSSON, C. – MELLANDER, C. – PAULSSON, T. (2003): A Spatial ICT Clusters in Sweden – An Empirical Method to Identify Necessary Conditions for Existence. Jönköping: Jönköping University, Jönköping International Business Schoul. 22 p. <<http://www.ersa.org/ersaconfs/ersa03/cdrom/papers/222.pdf>>.
- [8] LUKASOVÁ, A. – ŠARMANOVÁ, J. (1985): Metody shlukové analýzy. Praha: SNTL. 210p.
- [9] MARTIN, R. L. et al. (2004): A Study on the Factors of Regional Competitiveness. Cambridge Econometrics, 184 s. <http://www.ecorys.com/competitiveness/news/factors.html>.
- [10] ODEHNAL, J.–MICHÁLEK, J.(2006): Alternativní přístup k hodnocení kvality správy zemí EU. Forum Statisticum Slovaccum, 2, N. 4, p. 146 – 151.
- [11] ODEHNAL, J. – MICHÁLEK, J. (2007): An Application of Multivariate Classification Techniques to Assessment of Business Environment of Selected Regions in European Union. In: Problems of Decision Making under Uncertainties. Kyiv,Novy Svit:Taras Shevchenko National University, p.26-27.
- [12] ODEHNAL, J. – MICHÁLEK, J. (2009) Assessment of Competitiveness of Chosen European Union Regions. Journal of Economics. N.2. ISSN 0013-3035. Accepted
- [13] PORTER, M. E. (1998): The Competitive Advantage of Nations: With a New Introduction. 1.vyd. New York: Free Press. 855 p.
- [14] Statistics Sweden (2004): NUTS 2 <<http://www.scb.se/Grupp/regionalt/rg0221/nuts2map2004.pdf>>.
- [15] WEF (2005): Global Competitiveness Report 2005 – 2006. <[http://www.weforum.org/site/homepublic.nsf/Content/GlobalCompetitiveness+Programme %5CGlobal+Competitiveness+Report](http://www.weforum.org/site/homepublic.nsf/Content/GlobalCompetitiveness+Programme%5CGlobal+Competitiveness+Report)>.

Supported by research projects: MSM0021622418 and VaV UM FME VUT number 13210.

FITTING MODELS AND PARAMETER ESTIMATION FOR ORDINARY DIFFERENTIAL EQUATIONS

Savula Ya., Shcherbata H., Shcherbatyy M.

Ivan Franko National University of Lviv

shcherbatyy@gmail.com

Many problems in bioscience (epidemiology, population dynamics, enzyme kinetics, etc.) can be modeled by suitable initial value problem for ordinary differential equations (ODEs). Consider the system of ODEs:

$$x'(t, p) = f(t, x, p), \quad t \in (t_0, t_e],$$

$$x(t_0, p) = x_0,$$

where $x(t, p) = (x_1(t, p), \dots, x_r(t, p))^T$ - dependent variable (state function), $p = (p_1, \dots, p_L)^T$ - parameters of the model. The task of parameter estimation for such mathematical model is a minimization of suitable objective function of the unknown model's parameters using the values of observed data $\{x_j^{(e)}\}_{j=1}^M$ ($x_j^{(e)}$ represent an observed value of $x(t_j, p)$). Possible objective functions are chosen in form of the least squares (LS) function, weighted least squares (WLS) function, or as log-least squares (LLS) function.

In general, the parameter estimation problem is a nonlinear regression with constraints on model's parameters. Unlike linear regression model the parameter estimators for nonlinear model usually are biased and non-normally distributed.

We have elaborated the algorithms and have created the software for solution the following problems:

- calculate of coefficients of sensitivity of the state variables with respect to parameter values p ;
- calculate sensitivity of parameter estimator $\hat{p}$ to variation in the observed data;
- solve identification parameter problems using different types of objective function (LS, WLS, LLS).

Sensitivity coefficients can be used to investigate the sensitivity of biologically meaning functional to variation in parameters. The numerical results for some enzyme kinetics processes (wine fermentation processes) are presented.

**OBTAINING DIMENSION OF TRANSITION PROBABILITIES
MATRIX OF ONE PERCOLATION PROBLEM**

M.M. Sharapov, Volovoda O.V.,

Naidyon Y.V., Morozov K.V.

Kyiv national university named after Taras Shevchenko

We deal with $mn + 2$ points (states) $L_0, \dots, L_{mn+1}$ and some of them are directly connected. Matrix $c_{ij} = C(i, j)$, $i, j = \overline{0, mn+1}$, describes which points are connected directly: $C(i, j) = 1$ if points L_i and L_j are connected directly and $C(i, j) = 0$ otherwise. $C(0, i) = C(m(n-1) + i, mn+1) = 1$, $i = \overline{1, m}$; $C(m(j-2) + i, m(j-1) + i) = 1$, $i = \overline{1, m}$, $j = \overline{2, n}$;

$C(m(j-1) + i, m(j-1) + i + 1) = 1$, $i = \overline{1, m-1}$, $j = \overline{1, n}$; while all other $C(i, j) = 0$. Every connection can be destroyed with probability 0.5. The general question is what is the chance for L_0 and L_{mn+1} to be connected (indirectly) afterwards. Here we are going just to obtain d – the dimension of transition probabilities matrix $P = \| p_{ij} \|$ for a group of events (GE) fixed each time at a certain level $S_t = \{L_{tm+1}, \dots, L_{m(t+1)}\}$. The events of GE should show which points of level S_t are connected with L_0 (indirectly) and which are connected (indirectly) with one another. We'll paint each level S_t next way: let's $A = (a_0, a_1, \dots, a_{m-1})$, where $a_i \in \{0, \dots, m-1\}$ is a colour of the i^{th} peak. $a_i = a_j$ (two peaks are painted the same colour) if and only if peaks i, j are connected. If $a_i = 0$ then the i^{th} peak is connected with L_0 . Then

$$d = f(m+1) - f(m) = \frac{3 \cdot m \cdot f(m)}{m+2} = \frac{3 \cdot m \cdot C_{2m}^m}{(m+1)(m+2)},$$

where $f(k) = \frac{C_{2k}^k}{k+1}$, $k \geq 1$, are Catalan numbers.

ON COMPOSITION NOMINATIVE MODAL AND TEMPORAL LOGICS

Oksana S. Shkilnyak

Kyiv National Taras Shevchenko University
oshkilnyak@unicyb.kiev.ua

The apparatus of modal and temporal logics is used successfully for modelling of various object domains and specifying program systems. Composition nominative modal logics (CNML) (introduced in [1]) are based on composition nominative logics of quasi-ary predicates and modal logics. Composition nominative modal system (CNMS) is a basic concept of CNML. In this paper, a special refinement of the notion of CNMS is proposed on the basis of the integrated intentional-extensional approach. Thus, we consider states of the universe as algebraic structures. Such a difference becomes apparent on the nominative levels.

Composition nominative modal system is an object $M = ((S, R, Pr, C), Fm, I)$, where S is a set of states of the universe, R is a set of relations $R \subseteq S \times S^n$, Pr is a set of predicates on states of the universe, C is a set of compositions on Pr , Fm is a set of formulas of the language, I is an interpretation mapping.

For CNMS of nominative levels, S is a set of algebraic structures $\alpha = (A_\alpha, Pr_\alpha)$, where Pr_α is a set of quasi-ary predicates $\forall A_\alpha \rightarrow \{T, F\}$.

Modal *transition* systems (MTS) are an important variant of CNMS. For MTS, R is a set of transition relations $R \subseteq S \times S$. If R consists of a unique binary relation $\triangleright$, we get a *standard MTS*. Let us call a standard MTS with modal compositions $\Box$ i $\diamond$ *general* (GMTS), and the one with modal (temporal) compositions $\Box_\uparrow, \Box_\downarrow, \diamond_\uparrow, \diamond_\downarrow$ *temporal* (TMTS).

Semantic properties of transition and temporal CNML are investigated in this paper. Sequential calculi are constructed for general and temporal CNML of propositional, renominative, and quantifier levels. The calculi are associated with relational semantics of such logics. For the constructed calculi, the correctness and completeness theorems are proved. We use the method of Hintikka's model set systems for proving the completeness theorem.

References

1. N. Nikitchenko and S. Shkilnyak. Composition nominative modal logics. – The problems of programming. – 2002, №1-2 (in Ukrainian).

**PARAMETER ESTIMATES WITH THE MINIMUM DEVIATION
FROM 'ATTRACTION' POINTS BY THE LEAST SQUARES
METHOD UNDER UNCERTAINTIES**

Alexander S. Slabospitsky

Taras Shevchenko National University of Kiev

sl@univ.kiev.ua

The problem of stationary parameter estimation for regression model is considered in case when for parameter vector his 'attraction' point is known at any moment in addition. The least squares method is used for this class of objects. Problem statement is studied in non-classical case when this estimate may be not unique.

Corresponding recurrent algorithms are obtained for parameter estimates of above-mentioned systems by the least squares method with the minimum deviation from 'attraction' points and residual sum of squares. Two forms of these recurrent estimation procedures are presented.

Consider the estimation of stationary parameter vector α in regression model which may be written in vector-matrix form as

$$y_N = X_N \alpha + \xi_N, \quad N = 1, 2, \dots,$$

where y_N, ξ_N are observation and error vectors, respectively, X_N is a $N \times p$ known matrix.

The set of all least squares estimates has the following form $\underset{\alpha}{\operatorname{Arg\,min}} Q(\alpha, N)$ in our assumptions, where $Q(\alpha, N) = \|\xi_N\|^2$. Suppose that the 'attraction' points α_N are given for parameter vector α at any moment N , $N = 0, 1, 2, \dots$. The least squares estimate $\hat{\alpha}(N)$ with the minimum deviation from 'attraction' point α_N at any moment N is proposed as unique estimate on estimate set $\underset{\alpha}{\operatorname{Arg\,min}} Q(\alpha, N)$. This estimate has the following explicit form

$$\hat{\alpha}(N) = X_N^+ y_N + (E_p - X_N^+ X_N) \alpha_N, \quad N = 1, 2, \dots,$$

where $(^+)$ – Moore-Penrose pseudoinverse operator.

Two forms of recurrent estimation algorithm for $\hat{\alpha}(N)$ and recurrent procedure for residual sum of squares $q(N) = Q(\hat{\alpha}(N), N)$ are derived too.

PARALLEL ALGORITHMS IN GEOMETRIC MODELLING

V. Tereshchenko

National Taras Shevchenko University of Kiev, the Ukraine

v_ter@ukr.net

Modern state of computer technologies evolution allows formulating and deciding new intricate problems which depends on construction of complex mathematical models and methods of their solution. It is necessary to solve simultaneously on single set of data not only one problem, but the whole set of interrelated problems. Thus, when designing and building a graphical model of thermal processes of welding turbine blades of aircraft engines, must be extremely accurate model of the welding bath, the welding seam and region adjacent to them. Getting the exact solution of this problem requires simultaneous solution the whole complex of heat-physical and geometrical problems which demand significant computing resources. That is why a question of development of the general approaches which would allow effective simultaneous solving a number of geometrical problems on single set of entrance data is urgent. One of such approaches is creations of parallel algorithms.

By now many effective parallel algorithms are developed for the purpose of solution of separate problems of computational geometry. In particular, the deep analysis of a number of problems of computational geometry is done in enough capacious works [1,2] and parallel algorithms are offered there for each of them. But the solution of the whole set of problems on single set of data, using separate effective algorithms generally does not bring sufficient efficiency. The point is that every algorithm needs own preliminary computations, data structure creation, and implementation, that requires extra time for solution of such class of problems. Therefore it was necessary to choose the method for the basis of strategy, which would allow getting the most effective realization. The construction of such strategy had taken into account, that most problems of computational geometry have internal parallelism and requires recursive of realization. The most suitable strategy, proceeding from the specified features, in our opinion, can be known strategy "divide-and-conquer".

One of main problems of applying technique "divide-and-conquer" to solving problems of computational geometry is nonlinearity of merge stage and linear inseparability of a set of points. In the considered approach for problems, owing to the composition of successful data structures at a stage of preliminary processing and use of parallel processing at stages of

dividing and merge was possible to construct effective parallel-recursive algorithm which removes the restrictions specified above.

The main idea of this paper is not a description of long-known paradigm of "divide-and-conquer." In works [1,2] have described efficient parallel algorithms for solving some problems of computational geometry, including this technique. In this paper a paradigm is offered - an effective algorithm of parallel solution of the set of interrelated geometrical problems for multitask modelling of complex dynamic processes. This paradigm is illustrated on the examples of convex hull and triangulation and proximity problems [3]. For accurate modelling is necessary to solve simultaneously a set of interrelated problems. The best strategy in this case would be one that uses a common tool for implementing the tasks: data structures, steps of procedures and presentation of results. Therefore, the most suitable in this case, in our opinion, may be technique "divide-and-conquer". In this technique, the stage of dividing is a common and unified for all tasks, and at the merge stage is proposed to use a common and unified data structure (weighted concatenable queue) at which the procedures are performed quickly. Moreover, the results of the individual steps of some procedures used by other procedures, that ensures high efficiency.

In the given paper, for many problems of computational geometry, which have the low bound of complexity $O(N \log N)$ on the single processor calculation model, the generalized parallel algorithm of their solution based on "divide-and-conquer" strategy is offered.

References

1. N.M. Amato, M.T. Goodrich, and E.A. Ramos. Parallel algorithms for higher dimensional convex hulls. In Proc. 35-th Annu. IEEE Sympos. Found. Comput.Sci., pages 683-694, 1994.
2. M.J. Atallah and D.Z. Chen. Parallel computational geometry. In A.Y. Zomaya, editor, Parallel Computations: Paradigms and Applications, pages 162-197, International Thomson Computer Press, Boston, 1996.
3. V. Tereschenko. *Generalized approach solution some problems computing geometry on basis recursively-parallel technology*. Naukovi Notatki, collection, issue 22, Vol.2, Lutsk, 2008, pp 338-344.

SPARSE ESTIMATES FROM A GLM WITH ENVIRONMENTAL APPLICATION

Vesely V.

Masaryk University, Brno, Czech Republic

vesely@econ.muni.cz

<http://www.math.muni.cz/~vesely/>

Hübnerova Z.

Brno University of Technology, Czech Republic

hrdlickova.z@fme.vutbr.cz

and

Michalek J.

Brno University of Technology, Czech Republic

michalek@fme.vutbr.cz

When solving real problems one is often confronted with models where it is hard to balance the requirement on sufficient regularity of the model (as few parameters as possible to guarantee numerical stability) and feasible precision which forces the analyst to increase the number of model components typically leading to overparameterization accompanied with non-uniqueness and numerical instability of solutions.

Under such circumstances the standard estimation algorithms often fail due to numerical instability caused by strong overparameterization. In [3] there was implemented a computationally intensive sparse parameter estimation technique based on BPA4 - a four-step modification of the basis pursuit algorithm originally suggested by Chen et al [1] for time-scale analysis of digital signals and utilizing numerical procedure [2].

[3] is a collection of functions allowing one to construct and manipulate big finite dictionaries (also called *frames*) in any abstract Hilbert space $\mathbf{H}$ constituting of arbitrarily parametrized user-defined elements (so-called *atoms*) going far beyond the common shift/scale/modulation schemes widely used for spectral representation of signals.

Then BPA4 serves as a universal tool both for finding a stable sparse approximation of any object from or outside of $\mathbf{H}$ in terms of the atoms from the given dictionary. See also [4] for improved time-series forecasting with sparse estimates from ARMA models.

In this contribution we give some minimal theoretical background of the proposed method and sketch briefly the steps of BPA4 followed by two application examples.

First a simple simulation illustrates how a negligible perturbation of a rank-deficient design matrix in a (generalized) linear model ((G)LM) can

completely destroy ML-parameter estimates from such model when using standard estimation techniques, in contrast with BPA4-based sparse estimates which remain stable.

Finally the performance and flexibility of BPA4 is demonstrated by an environmental GLM of air pollution by suspended particulate matter [5,6].

Its design matrix exhibits strong rank deficiency due to overparameterization which allows one more precise modeling primarily focusing on identification of significant air pollution sources. We were able to locate several such sources, not only just one dominant of them, so as the current techniques are limited to. We distinguish between commonly used *statistical significance* and *numerical significance by basis pursuit* which proved to be more sensitive in detecting even very weak pollution sources.

Supported by research project MSM0021622418

References

1. Chen SS, Donoho DL and Saunders MA. Atomic decomposition by basis pursuit, SIAM J. Sci. Comput., 20 (1998), No.1, p. 33-61.
2. Saunders MA. *pdsco.m*: MATLAB code for minimizing convex separable objective functions subject to $Ax=b$, $x \geq 0$, <http://www-stat.stanford.edu/~atomizer/> (2001).
3. Vesely V. *framebox*: MATLAB toolbox for overcomplete modeling and sparse parameter estimation, (2001-2009).
4. Vesely V and Tonner J. Sparse Parameter Estimation in Overcomplete Time Series Models, Austrian Journal of Statistics, 35(2006), No.2&3, p. 371-378.
5. Hrdlickova Z, Michalek J, Kolar M and Vesely V. Identification of factors affecting air pollution by dust aerosol PM10 in Brno City, Czech Republic, Atmospheric Environment, 42(2008), p. 8661-8673.
6. Vesely V, Tonner J, Hrdlickova Z, Michalek J and Kolar M. Analysis of PM10 air pollution in Brno based on generalized linear model with strongly rank-deficient design matrix, Environmetrics (2009), in print.

MEASURING AND PREDICTING INTERNAL MIGRATION FROM THE MICRO DATA

Roman Voznyak

National University "Kyiv-Mohyla Academy"

voznyak@ier.kiev.ua

Traditional approaches (macro and micro) to internal migration flows measurements and forecasts provide similar and satisfying results [1]. As the official macro data does not reflect situation in Ukraine accurately, the only way to produce reliable predictions of migration flows is to apply probabilistic models [2], [3].

This paper aims to investigate internal migration in Ukraine dealing with longitudinal data (Ukrainian Longitudinal Monitoring Survey 2003 and 2004). It applies multilevel discrete-time event history logit model to estimate determinants of individual migration decisions:

$$\log\left(\frac{p_{ijt}}{1-p_{ijt}}\right) = \alpha + X_{it}\beta_{it} + Y_{jt}\varphi_{jt} + Z_t\gamma_t \quad (1)$$

In this model, p_{ijt} is the conditional probability to migrate for the person i from the region j at the period t ; α is an intercept; X_{it} is a set of personal characteristics; Y_{jt} is a set of regional characteristics; Z_t is a set of year dummies representing general socio-economic conditions.

The empirical findings of this research regarding most characteristics are in accordance with theoretical expectations. At the same time, the study reveals several Ukrainian specifics in migration decision making regarding households' behaviour. The estimated marginal effects of determinants are used to compute migration propensities of all socio-economic cohorts and produce forecasts of migration flows.

References

1. Fidrmuc J. Migration and regional adjustment to asymmetric shocks in transition economies, *Journal of Comparative Economics*, 32 (2004), No.2, p.230–247.
2. Finnie R. The Who Moves? A Panel Logit Model Analysis of Inter-Provincial Migration in Canada, *Applied Economics*, 36 (2004), No.6, p.1759-1779.
3. Kulu H. and Billari F. C. Multilevel Analysis of Internal Migration in a Transitional Country: The Case of Estonia, *Regional Studies*, 38 (2004) No.6, p.679–696.

USING PROBLEM-SOLVING STRATEGIES IN PROGRAMMING COURSES WITH ECOLOGICAL EXAMPLES

Yuriy Zagorodniy,

Kyiv National University by Taras Shevchenko, Kyiv, Ukraine

yuzagor@ukr.net

Volodymyr Voytenko,

The King's University College, Edmonton, Canada

volodymyr.voytenko@kingsu.ca

It is considered the proposed approach aims to overcome some difficulties with student motivation and a lack of balance between solving a real-life problems and creating programs and applications. Many teaching books include basic algorithmic constructions (such as sequence, decision and loop) together with syntax and technical details of a particular language supported by abstract examples and exercises. However, the main source of the difficulties does not seem to be understanding of the basic concepts but rather learning how to apply them.

A problem-solving approach for a programming course should be developed in order to show students both the theoretical concepts of algorithms design and strategies for their application. Students learning computing science are required greater attention to real-life programming projects rather than trivial textbook exercises so that they can see how the knowledge obtained in class can be used in creating interesting practical programs in variety of interdisciplinary areas. Indeed, there is nothing more motivating and exciting than finding solutions for industrial and ecological applications, where the technology they learn is making a difference! For example, we hosed learning population dynamics models with object-oriented approach.

To implement some our ideas we just recently started web-based collaborative project between Department of Computing Science at the King's University College in Canada and the Department of Modelling Complex Systems at the Kiev National University in Ukraine. The aim is to develop new methods and tools to promote problem solving strategies in teaching programming by combining the strengths of the educational technology research groups from the two universities (a home page of the Project is <http://www.kingscs.com/>).

Our observations are based largely on our own experiences, and others experience may be different and illuminating.

STACKELBERG DIFFERENTIAL GAME BETWEEN THE MANUFACTURER AND THE DISTRIBUTOR

Sergiy Zelenskyy

Taras Shevchenko National University of Kiev
sconsul@inbox.ru

In [1] it is considered a decentralized assembly system composed of a manufacturer and a distributor, where last one processes the product and due to the seasonal fluctuations. In [4] it was used a demand function $D(t)=a(t)-b(t)p(t)$, where $a(t)$ is the market potential, $b(t)$ is the coefficient of price sensitivity, and $p(t)$ is the distributor's price. Let's assume that $b(t)$ is constant and $a(t)$ has the form $a(t)=-a_1t^2+a_2t+a_3$, where $0 \leq t \leq T$ and a_1, a_2, a_3 are positive.

The manufacturer(the leader) and the distributor(the follower) play the Stackelberg differential game. The distributor determines its processing, pricing, and inventory policies. The manufacturer decides its production rate and a constant wholesale price. The distributor's problem is:

$$\int_0^T [p(t)D(t) - wQ_R(t) - C_R(Q_R(t)) - h_R I_R(t)] dt \rightarrow \max_{I_R, p} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} I_R(t) &= Q_R(t) - D(t), \\ I_R(0) &= I_R(T) = 0, I_R(t) \geq 0, \end{aligned}$$

where $Q_R(t)$ is its processing rate, $C_R(Q_R)$ is its processing cost function, h_R is its inventory holding cost per unit, and $I_R(t)$ is its inventory level.

The distributor follows a two-part processing strategy. During the first part it processes at a constant increasing rate. The inventory initially is being build up and then draws down until it reaches zero at a time t_R . [2] At the second part from the stockless point t_R , it processes at precisely the market demand rate. The price charged by the distributor is at first increasing at a decreasing rate and then decreasing at an increasing rate. The inventory builds up for a while and then reaches zero, then the distributor processes enough to meet demand. The conclusion is the following: the distributor facing a seasonal demand that increases and then decreases, can smooth out processing operations by carrying inventory initially due to the assumption of convex processing cost.

Lets denote Q_M, I_M, h_M , and $C_M(Q_M)$ as production rate, inventory level, inventory holding cost per unit, and the production cost function, respectively. The manufacturer's problem is given by

$$\int_0^T [(w - C_M)Q_R(w, t) - C_M(Q_M(t)) - h_M I_M(t)] dt \rightarrow \max_{Q_R, w} \quad (2)$$

$$I_M(t) = Q_M(t) - Q_R(w, t),$$

$$I_M(0) = I_M(T) = 0,$$

$$Q_M(t) \geq Q_R(t) \geq 0, I_M(t) \geq 0,$$

where C_M is its cost per unit transferred to the distributor and $Q_R(w, t)$ is the best response of the distributor at time t given w . $w > c_M$ and the production cost function is quadratic. The manufacturer's policies are the following: in the first part, it produces at a constantly increasing rate, then in the second part, which begins at the manufacturer's stockless point t_M , it produces at exactly the distributor's processing rate.

References

1. Eliashberg J., Steinberg R., Marketing-production decisions in an industrial channel of distribution // Management Science, 33(8), 1987, p.981-1000
2. He X., Sethi S. P., Gutierrez G. J., A survey of Stackelberg differential game models in supply and marketing channels // Journal of Systems Science and Engineering 16(4), 2007, p.285-413
3. He, X., Sethi, S.P., Dynamic slotting and pricing decisions in a durable product supply chain // Journal of Optimization Theory and Applications, 134(8), 2008
4. Pekelman, D., Simultaneous price production in channels // Marketing Science, 7, 1974, p.335-355

**ЗАДАЧА ОПТИМАЛЬНОГО КЕРУВАННЯ В МОДЕЛІ
КЛІТИННИХ УГРУПУВАНЬ З НЕПЕРЕРВНИМ ВІКОМ**

Акіменко В.В., Загородній Ю.В.

Київський університет імені Тараса Шевченка
yuzagor@ukr.net

Модель динаміки клітинних угруповань з неперервним віком має наступний вигляд:

$$\frac{\partial h_0(t, \tau)}{\partial t} = -l_0 \frac{\partial h_0(t, \tau)}{\partial \tau} - s_0 h_0(t, \tau) + \gamma_0 (\alpha_0 - h_0(t, \tau)) h_0(t, \tau), \quad (1)$$

$$h_0(t, 0) = \mu \theta_0 u h_0(t, \tau_d), \quad h_0(0, \tau) = \varphi_0(\tau), \quad (2)$$

$$\frac{\partial h_1(t, \tau)}{\partial t} = -l_1 \frac{\partial h_1(t, \tau)}{\partial \tau} - s_1 h_1(t, \tau), \quad (3)$$

$$h_1(t, \tau_d) = (1 - \theta_0 u) h_0(t, \tau_d), \quad h_1(0, \tau) = \varphi_1(\tau), \quad (4)$$

$$h_p(t, \tau) = \begin{cases} h_0(t, \tau), & 0 \leq \tau \leq \tau_d, t > 0, \\ h_1(t, \tau), & \tau_d < \tau \leq \tau_{\max}, t > 0. \end{cases}$$

де $h_p(t, \tau)$ - функція щільності клітин в момент часу $t \in V_t = [0, T]$ віку $\tau_d \in V_\tau = [0, \tau^{\max}]$, $l_0, l_1, s_0 < s_1, \theta_0 < 1, \alpha_0, \gamma_0$ - сталі дійсні додатні параметри моделі; $u(t)$ - функція керування з множини керувань $u \in U$. Для даної системи квазілінійних рівнянь гіперболічного типу визначається критерій якості керування – функціонал $J(h_p^0(t, \tau), h_p^1(t, \tau), u(t))$ та розв'язується задача оптимального керування:

$$u^*(t) = \arg \inf_{u \in U} J(h_p^0(t, \tau), h_p^1(t, \tau), u(t)). \quad (5)$$

Для розглянутої системи (1)-(4) отримані аналітичні розв'язки та проведені їх дослідження на основі методів математичної фізики, з використанням методів теорії квазілінійних рівнянь гіперболічного типу першого порядку. Такі дослідження дозволяють вирішувати задачу оптимального керування (5) варіаційними методами та проводити ефективні чисельні експерименти.

**ЗАДАЧА ОПТИМАЛЬНОГО КЕРУВАННЯ ПРОЦЕСОМ
ПІДТОПЛЕННЯ ТЕРИТОРІЙ ДЛЯ ПОЧАТКОВО-КРАЙОВОЇ
ЗАДАЧІ ДЛЯ КВАЗІЛІНІЙНОГО РІВНЯННЯ
ПАРАБОЛІЧНОГО ТИПУ**

Акіменко В.В., Митрохін С.О.

Київський національний університет ім. Тараса Шевченка

akvv@unjcyb.kiev.ua

Складність моделювання процесів дифузії для обмеженої області в задачах підтоплення територій пов'язана з нелінійною поведінкою коефіцієнта дифузії. Для аналізу даного класу завдань використовуватимемо теорію узагальнених розв'язків для рівнянь квазіпараболічного типу. Для $y(x, t)$ - глибини залігання ґрунтових

вод в області $Q_T = \Omega \times (0, T)$ розглянемо початково - крайову задачу:

$$y_t = \sum_{i=1}^2 (a_i(x, t, y) y_{x_i})_{x_i} + f(x, t, u) \quad (1)$$

де $a_i(x, t, y) = \alpha_i + \beta_i y(x, t)$, $\alpha_i, \beta_i > 0$ - задані константи, $u(x, t) \in U$ - функція керування з множини керувань U . Область $\Omega = \{x | \bar{x}_i \leq x_i \leq \hat{x}_i, i = \overline{1, 2}\}$. Початкові та граничні умови:

$$y \Big|_{t=0} = \psi(x), \quad \left(\frac{\partial y}{\partial \bar{n}} \right) \Big|_{S^{(i)}} = -\sigma(s, t) \quad (2)$$

де $\psi(x) > 0$ - початковий розподіл глибини залігання ґрунтових вод. На просторі $\Sigma_J = \{V_2^1(Q_T) \times U\}$ введемо критерій якості керування - функціонал $J(y, u)$. Задача оптимального керування для системи (1)-(2) має вигляд:

$$u^*(x, t) = \arg \inf_{u \in U} J(y, u) \quad (3)$$

Для задачі оптимального керування (1)-(3) проведено аналіз достатніх умов існування та єдиності узагальненого розв'язку початково-крайової задачі та достатніх умов існування принаймні одного оптимального керування для слабо напівнеперервного знизу функціонала (3). Дані умови використовуються для побудови загального чисельного алгоритму розв'язку задачі (1)-(3).

УЗАГАЛЬНЕНІ РОЗВ'ЯЗКИ ДЛЯ ЛІНІЙНИХ РІВНЯНЬ З ПОСЛАБЛЕНИМИ АПРІОРНИМИ НЕРІВНОСТЯМИ

Анікушин А.В.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

Anik_andrii@ukr.net

В задачах прийняття рішень, прогнозування в навколишньому середовищі, важливу роль відіграють задачі пов'язані з процесами переносу в областях зі сторонніми включеннями. Такі процеси моделюються параболічними рівняннями, оператори яких діють у незв'язній області та містять у коефіцієнтах узагальнені функції скінченного порядку. Відомо [2], що для деяких таких операторів доведено послаблені апріорні нерівності:

$$c^{-1} \|u\|_H \leq \|Lu\|_{F_1} \quad \forall u \in E : Lu \in F_1, \quad (1)$$

$$\|Lu\|_F \leq c \|u\|_E \quad \forall u \in E. \quad (2)$$

Використовуючи їх, в роботі [2] було введено означення узагальненого розв'язку і доведено теорему існування та єдиності такого розв'язку. У зв'язку з цим виникають підстави для розгляду задачі про існування та єдиність узагальненого розв'язку оператора, який задовольняє послаблені апріорні нерівності (1), (2), в загальному випадку.

У данній доповіді дано нове означення узагальненого розв'язку лінійного оператора. Показано, що описаний узагальнений розв'язок завжди існує. Описано достатні умови для його єдиності. Також показано, що у випадку коли оператор задовольняє послабленим апріорним нерівностям, до нього можна застосувати отримані результати. Окрім цього, для данного оператора введено ще одне означення узагальненого розв'язку. Досліджено умови при яких описані розв'язки співпадають.

Література

1. Петунин Ю.И. Об одной концепции обобщенного решения операторных уравнений в банаховом пространстве, Український математичний журнал, (1996), №9, с. 1286-1290.
2. Ляшко С.И., Номировский Д.А. Обобщенная разрешимость и оптимизация параболических систем в областях с тонкими слабопроницаемыми включениями, Кибернетика и системный анализ, 5(2003), с. 131-142.

**МОДИФІКАЦІЯ ІНТЕРВАЛЬНОГО ІТЕРАЦІЙНОГО МЕТОДУ
ТИПУ РУНГЕ ВИСОКОГО ПОРЯДКУ ЗБІЖНОСТІ ДЛЯ
РОЗВ'ЯЗУВАННЯ СИСТЕМ ТРАНСЦЕНДЕНТНИХ РІВНЯНЬ**

Н.О. Анісімова, П.С. Сеньо

Львівський національний університет імені Івана Франка

petrosny@ukr.net

В основу побудови методу розв'язування рівняння

$$f(x) = 0 \quad (1)$$

де $f : D \subset R^n \rightarrow G \subset R^n$

покладено такі ідеї:

- ідею «занурення» поставленої задачі в ширший клас задач розв'язування відповідного інтервального рівняння. З отриманого розв'язку такого рівняння розв'язок рівняння (1) далі виділяємо з наперед заданою, або, принаймні, з максимально можливою точністю;
- ідею Рунге, використану ним для побудови чисельних методів розв'язування задачі Коші для звичайних диференціальних рівнянь;
- врахування поведінки «середніх» точок залишкових членів у формі Лагранжа узагальнених рядів Тейлора відображення $f(x)$ та його першої похідної при стиску проміжку розкладу у точку [1];
- представлення інтервального розширення функції у вигляді суми обласного інтервального розширення її та такого інтервалу, що містить 0, ширина якого прямує до 0 при стиску інтервалу-аргумента цієї функції в точку.

Застосовуючи наведені ідеї для побудови інтервального ітераційного методу розв'язування рівняння (1) аналогічно як в [2], виходячи з наведеного там методу (37) при $m = 3$, отримуємо наступну модифікацію цього методу:

$$X_{n+1} = \overline{X}_n \cap Y_n$$

де

$$Y_n = \overline{x}_n - \left(U(X_n, \overline{x}_n) \right)^{-1} f(\overline{x}_n)$$

$$\overline{X}_n = X_n \cap Z_n$$

$$Z_n = \overline{x}_n - \left(V(X_n, \overline{x}_n) \right)^{-1} f(\overline{x}_n),$$

де

$$U_n(X_n, \bar{x}_n) = \alpha_1 f'(\bar{x}_n) + \alpha_2 f'(\bar{x}_n + \beta_2(X_n - \bar{x}_n)) + \\ + \alpha_3 f'(\bar{x}_n + \beta_3(\bar{X}_n - \bar{x}_n)) \\ V_n(X_n, \bar{x}_n) = \left(1 - \frac{1}{2\beta_2}\right) f'(\bar{x}_n) + \frac{1}{2\beta_2} f'(\bar{x}_n + \beta_2(X_n - \bar{x}_n))$$

$$\bar{x}_n = \text{mid } X_n$$

$$\bar{\bar{x}}_n = \text{mid } \bar{X}_n$$

$$\alpha_1 = \frac{1}{9}; \beta_2 = \frac{16 - \sqrt{6}}{36}; \beta_3 = \frac{6 + \sqrt{6}}{10}; \alpha_3 = \frac{16 + \sqrt{6}}{36}; \beta_3 = \frac{6 - \sqrt{6}}{10};$$

При виконанні відповідних вимог ця модифікація методу має порядок збіжності не нижче 5 і є ефективнішою від відповідного базового методу, отриманого в [2].

Література

1. Сеньо П.С. Новый подход до побудови інтервальних методів розв'язування систем нелінійних рівнянь // Вісн. Львів. уні-ту. - сер. мех.-мат.. 1989. - Вип 31. С.85-92.
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.

ОБ ОДНОМ МЕТОДЕ НАХОЖДЕНИЯ СТАБИЛИЗАЦИОННОГО УПРАВЛЕНИЯ НАКОПИТЕЛЬНЫМ ФОНДОМ С ФУНКЦИЯМИ СТРАХОВОЙ КОМПАНИИ.

Баев А.

Донецкий национальный университет.

artyombayev@rambler.ru

В работе [1] рассмотрена модель накопительной системы с потреблением, которая занимается еще инвестированием, как в безрисковые, так и в рискованные активы (т.е. фонд функционирует на BS-рынке) и обладает некоторыми функциями “страхования”, а именно, 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 $\beta\xi(t)$, учитывалось также и потребление средств со скоростью $0 \leq u_1(t, \xi(t))$. В качестве функционала качества был взят функционал Р. Мертона, цена рискового актива (акции) $S(t)$, $0 \leq t \leq T$ описывается моделью П. Самуэльсона.

Рассматриваются новые критерии качества.

Литература

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

ТРИКРОКОВИЙ РІЗНИЦЕВИЙ МЕТОД РОЗВ'ЯЗУВАННЯ СИСТЕМ НЕЛІНІЙНИХ РІВНЯНЬ

М.Я.Бартіш, О.В.Ковальчук

Львівський національний університет ім. І.Франка

ktop@franko.lviv.ua

Розглянемо задачу

$$P(x) = 0, \quad P: R^n \rightarrow R^n \quad (1)$$

Для розв'язування задачі (1) існує низка алгоритмів, серед яких широко використовують різницеві аналоги методу Ньютона. Наприклад,

$$u_k = x_k - P^{-1}(x_k, \tilde{x}_k)P(x_k), \quad k = 0, 1, \dots \quad (2)$$

де $P(x, y)$ – поділена різниця.

В залежності від вибору $P(x_k, \tilde{x}_k)$, ми отримаємо метод хорд, Стеффенсена та інші.

Однак при використанні даних алгоритмів, на кожній ітерації не ефективно використовують чисельну інформацію, яку отримали при реалізації одного кроку алгоритму. З метою більш повного використання отриманої інформації, нами запропоновано трикроковий алгоритм на базі деякої модифікації методу Стеффенсена, а саме

$$\begin{aligned} u_k &= x_k - \alpha_k P^{-1}(x_k, x_k + \alpha P(x_k))P(x_k), \\ v_k &= x_k - \beta_k P^T(x_k, x_k + \alpha P(x_k))P(x_k), \\ x_{k+1} &= u_k + \lambda_k (v_k - u_k), \end{aligned} \quad (3)$$

$$\lambda_k = \arg \min_{\lambda} f(u_k + \lambda(v_k - u_k)),$$

$$\text{де } f(x) = \frac{1}{2} (P(x), P(x)).$$

Параметри α_k , β_k вибираємо з умови спадання функції f . При виконанні відповідних умов параметр $\alpha_k = 1$, послідовність $\{x_k\}$ локально має квадратичну збіжність.

Проведені теоретичні та числові дослідження показують ефективність в сенсі кількості обчислень методу (3) в порівнянні з базовими методами, особливо це проявляється у випадку виродженої матриці Якобі.

ТРИКРОКОВА МОДИФІКАЦІЯ МЕТОДУ СТЕФФЕНСЕНА РОЗВ'ЯЗУВАННЯ ЗАДАЧ МІНІМІЗАЦІЇ

Бартіш М.Я., Огородник Н.П.

Львівський національний університет імені Івана Франка

ogorodnyk.nataly@gmail.com

Розглянемо задачу безумовної мінімізації

$$f(x) \rightarrow \min_{R^n}, \quad (1)$$

де $f: R^n \rightarrow R$.

Для розв'язування (1) на базі модифікованого методу Стеффенсена запропоновано трикроковий ітераційний алгоритм

$$u_k = x_k - (f'(x_k, x_k - \lambda f'(x_k)))^{-1} f'(x_k), \quad (2)$$

$$v_k = x_k - \beta_k f'(x_k), \quad (3)$$

$$x_{k+1} = u_k + \gamma_k (v_k - u_k), \quad (4)$$

$$\gamma_k = \arg \min_{\gamma} f(u_k + \gamma(v_k - u_k)), \quad (5)$$

де $f'(x, y)$ - оділена різниця для першої похідної.

У випадку поганого початкового наближення у формулі (2) вводиться демпфований множник α_k . Вибір α_k , β_k здійснюється аналогічно як у методі Стеффенсена і градієнтному відповідно, дані параметри повинні забезпечувати монотонне спадання $f(x)$.

Як бачимо з (2)-(5) основні обчислювальні затрати здійснюються при обчисленні u_k (визначаємо $f'(x_k)$, $f'(x_k, y_k)$). Для визначення параметрів $\beta_k > 0$, γ_k нам необхідно здійснювати

обчислення функції $f(x)$, що незначне в порівнянні з обчисленням вектора $f'(x)$ і матриці $f'(x, y)$, особливо у випадку великих n .

Досліджено збіжність алгоритму (2)-(5) і, при виконанні певних умов, показано локально-квадратичну збіжність послідовності $\{x_k\}$. Алгоритм (2)-(5) протестовано на низці тестових прикладів, при цьому підтверджено його ефективність, в сенсі кількості обчислень, по відношенню до базових методів.

Запропонований алгоритм виявив суттєві переваги у випадку функцій типу яру і функцій з виродженою у точці розв'язку матрицею Гессе.

ІДЕНТИФІКАЦІЯ МОДЕЛЕЙ СКЛАДНИХ РЕЛАКСАЦІЙНИХ ПРОЦЕСІВ ПРИ НЕПОВНИХ ДАНИХ

Бахрушин В.Є., Галенко С.В., Шумада Р.Я.

Класичний приватний університет, Запоріжжя

Vladimir.Bakhrushin@zhu.edu.ua

Для вивчення процесів механічної релаксації у твердих тілах широко застосовують методи внутрішнього тертя, пружної післядії, релаксації модулів та інші. Їх дослідження дають цінну інформацію о механізмах і параметрах процесів, що відбуваються на атомарному рівні. Ідентифікація моделі складних релаксаційних процесів передбачає вирішення трьох завдань: визначення кількості процесів, що відбуваються одночасно; визначення математичних моделей досліджуваних властивостей, що відповідають окремим процесам; визначення параметрів окремих процесів.

У багатьох випадках модель може бути побудована у вигляді суми невідомої кількості піків або S-подібних функцій, відомого з теорії типу. Тоді задача ідентифікації моделі поділяється на дві підзадачі – визначення кількості складових і визначення їх параметрів. Для оцінювання параметрів моделі рекомендується використовувати мінімізацію суми квадратів залишків моделі за допомогою квазіньютонівських алгоритмів із заданням критеріїв зупинення ітерацій у вигляді обмежень на значення цільового функціоналу й норму вектора приросту аргументів. Для визначення невідомої кількості релаксаційних процесів запропоновано застосовувати комплекс критеріїв адекватності, що перевіряє дисперсію залишків моделі, їх підпорядкованість нормальному закону розподілу з нульовим середнім значенням, а також некорельованість. Це дає змогу

відтинати як моделі з недостатньою кількістю процесів, так і моделі з їх надлишковою кількістю. Розроблений алгоритм апробовано як на тестових, так і на реальних задачах ідентифікації моделей складних спектрів внутрішнього тертя й температурних залежностей динамічних модулів пружності в області релаксації Снука.

ІДЕНТИФІКАЦІЯ ЕМПІРИЧНИХ ФУНКЦІЙ РОЗПОДІЛУ ОСВІТНІХ ДАНИХ

Бахрушин В.Є., Журавель С.В., Ігнахіна М.О.

Класичний приватний університет, Запоріжжя

Vladimir.Bakhrushin@zhu.edu.ua

Розподіл показників реальних складних систем зазвичай істотно відрізняється від однорідного нормального. Це веде до необхідності застосування непараметричних статистичних методів при аналізі відповідних даних. Вибір таких методів для вирішення конкретних завдань суттєво залежить від характеру розподілу досліджуваних показників. У даній роботі нами розглянуто закономірності розподілу окремих показників освітніх систем. Зокрема було досліджено розподіл результатів зовнішнього незалежного оцінювання в Україні, єдиного державного екзамену випускників шкіл Російської Федерації, показників рейтингу українських університетів за версією газети "Дзеркало Тижня", а також деяких інших показників.

Для ідентифікації функцій розподілу використовували алгоритм, що передбачав поступове збільшення кількості компонент розподілу, доки не одержували модель, яка задовольняла комплекс критеріїв адекватності. Для кожної кількості компонентів параметри моделі оцінювали розв'язуючи задачу мінімізації максимального модуля відхилення модельної функції розподілу від емпіричної.

Отримані результати засвідчують, що у багатьох випадках аналізовані дані задовільно підпорядковуються моделі логнормального розподілу. Зокрема це стосується результатів ЗНО-2006 з математики та української мови, а також рейтингу "Топ-200 університетів України, 2008". Також у багатьох випадках результати можуть подані у вигляді суміші нормальних або логнормальних розподілів. Таким є, наприклад, розподіл результатів ЕДЕ-2008 у Російській Федерації, де практично з усіх дисциплін чітко виокремлюються три нормально розподілених компоненти. Останні результати отримані на вибірках великого обсягу (до 1 млн. учнів). Крім того вони підтверджуються порівнянням результатів, отриманих

за загальнодержавними даними, а також за даними для окремих регіонів. Тому їх можна використовувати як модельні для розробки шкал переведення первинних результатів тестування у підсумкові бали.

ПРО РЕЗУЛЬТАТИ ЗАСТОСУВАННЯ ПРОГРАМНОГО КОМПЛЕКСУ ТРЕНАЖЕРА В НАВЧАЛЬНОМУ ПРОЦЕСІ

Бачишина Л.Д.

Національний університет водного господарства
та природокористування

Lorka_lesik@mail.ru

Від молодії людини в сучасному світі вимагається застосовувати весь свій потенціал. Потрібно вміти швидко опрацьовувати великі об'єми інформації, вивчати та швидко запам'ятовувати новий матеріал, миттєво реагувати на зміни ситуації.

Нами розроблений програмний комплекс-тренажер мав на меті вивчити вплив нетрадиційних підходів до навчання, зробити оцінку отриманих результатів внести пропозиції та деякі зміни в навчальний процес.

В програму були включені різноманітні психологічні тести, які допомагають людині розвинути впевненість в своїх силах. Завдання розраховані на різний рівень підготовки студентів та розроблена методика оцінювання відповідно до цього рівня.

Кожен міг розпочати вивчення матеріалу з будь-якого розділу. Результати роботи на кожній парі зберігаються у файлі. За опрацьований матеріал виставлені оцінки, які може переглянути лише викладач. Оцінки оголошувались лише в кінці вивчення курсу. Адже задача кожної молодії людини – працювати на свій власний розвиток, а не приймати участь в змаганні, хто отримав вищий бал.

Проведені експерименти показали, що більшість студентів набули впевненості в своїх силах. На 5% покращився рівень успішності. Покращилась пам'ять та увага кожної особистості, розвинулись творчі здібності, що проявилось в неординарному підході до розв'язування поставленої задачі. Новий підхід до вивчення предмету та самоаналізу результатів дозволить кожній особистості розкрити себе повною мірою. В процесі навчання студент зустрівся з вправами, для розв'язання який потрібен був неординарний, творчий, нестандартний підхід. Це дає змогу кожному розкрити свій внутрішній потенціал, покладатись на власні сили, вміння а часом і інтуїцію.

ЗНАХОДЖЕННЯ ЙМОВІРНОСТІ БАНКРУТСТВА СТРАХОВОЇ КОМПАНІЇ В ОДНІЙ МОДЕЛІ ЗІ СТОХАСТИЧНОЮ СТАВКОЮ ВІДСОТКА

Бебич Ю.Ю.

Львівський національний університет імені Івана Франка

yura_bebych@yahoo.com

Інтенсивність відсотка в момент часу t позначимо $\delta(t)$. В моделі, що розглядається, $\delta(t)$, $t \in [0, \infty)$ - марківський стрибкоподібний процес зі скінченною множиною станів δ_j , $j \in D$. Розглядається страхова компанія, яка запроваджує свою діяльність на ринку з такою ставкою. Нас цікавить ймовірність банкрутства компанії на скінченному проміжку часу $[0, t_0]$ в залежності від початкового капіталу та інтенсивності відсотка, тобто наступна ймовірність:

$$\psi(u, k, t_0) = P\{\forall t \in [0, t_0] \ z_t(u, k, \cdot) \geq 0\},$$

де $z_t(u, k, m)$ - капітал страхової компанії в момент t за умови, що $\delta(0) = \delta_k$ та $\delta(t) = \delta_m$, а капітал в момент 0 складав u .

Нехай $\Delta > 0$, $n_0 \in N$. Розглянемо наступну ймовірність:

$$\tilde{\psi}(u, k, \Delta, n_0) = P\{\forall n \in N, n \leq n_0 \ z_{n\Delta}(u, k, \cdot) \geq 0\}.$$

Для довільних u, k, t за теоремою про неперервність міри виконується рівність

$$\lim_{n_0 \rightarrow \infty} \tilde{\psi}(u, k, t2^{-n_0}, 2^{n_0}) = \psi(u, k, t).$$

Нехай $g(t, y; u, k, m) = \frac{d}{dy} G(t, y; u, k, m)$. Наведемо таку формулу:

$$\begin{aligned} \tilde{\psi}(u, k, \Delta, n_0) = & \sum_{(j_1, \dots, j_{n_0}) \in D^{n_0}} P_{kj_1}^{0\Delta} \cdot P_{j_1 j_2}^{0\Delta} \cdots P_{j_{n_0-1} j_{n_0}}^{0\Delta} \int_0^{+\infty} \cdots \int_0^{+\infty} g(\Delta, s_1; u, k, j_1) \cdot \\ & g(\Delta, s_2; s_1, j_1, j_2) \cdots g(\Delta, s_{n_0}; s_{n_0-1}, j_{n_0-1}, j_{n_0}) \cdot ds_{n_0} \cdots ds_2 ds_1. \end{aligned}$$

Оскільки ймовірності $P_{ij}^{0\Delta}$ в роботі знайдені, то, маючи розв'язки отриманих в роботі рівнянь, ця рівність дає можливість обчислити $\tilde{\psi}(u, k, t2^{-n_0}, 2^{n_0})$ безпосередньо.

ПОБУДОВА ОПТИМІЗОВАНИХ СТАБІЛІЗАТОРІВ ДЛЯ НЕСТІЙКИХ ДИНАМІЧНИХ СИСТЕМ

І.Бейко, В.Бевз

Національний технічний університет КПІ (Україна)

Розробка методів побудови стабілізаторів для нестійких систем має і важливе прикладне значення і є предметом теоретичних досліджень в сучасній теорії оптимального керування при неповних даних. В даній роботі пропонуються методи і алгоритми побудови оптимальних математично-комп'ютерних стабілізаторів з використанням розв'язуючих операторів та методів оптимального керування. Такі стабілізатори забезпечують необхідну стійкість фазових станів нестійких нелінійних динамічних систем при наявності діючих на систему збурень. Запропоновані методи стабілізації нестійких фазових станів рівноваги динамічних систем реалізовані на прикладі математичної моделі перевернутого двох колінного маятника. Побудовано чисельний алгоритм і комп'ютерну програму стабілізації довільно заданого нестійкого фазового стану. Чисельний алгоритм стабілізації базується на використанні методів побудови оптимального керування як функції від фазового стану керованої системи. Оскільки для багатовимірних нелінійних систем практично неможливо розв'язати відповідне рівняння Беллмана, розв'язок якого несе необхідну інформацію для оптимального синтезу за методом динамічного програмування, то у даній роботі труднощі розв'язання рівняння Беллмана обходяться за допомогою використання методів оптимального керування на основі принципу максимуму Понтрягіна та направленого перебору цільових розв'язків спряженої системи. Відповідна множина розв'язків спряженої системи відображається у створеній базі даних таким способом, щоб у кожен момент часу у цій базі даних без особливих забруднень відшукувався найближчий по нормі фазовий стан і відповідний цьому стану початкові розв'язки спряженої системи, які визначають оптимальне керування в залежності від фазового стану керованої системи. Запропоновано два варіанти формування бази даних, один у вигляді табличного представлення шуканих причинно-наслідкових залежностей від фазового стану, та значень відповідних розв'язків спряжених систем, а інший – у вигляді параметризованих функцій цієї залежності, яка фактично дає всю інформацію необхідну для обчислення значення оптимального керування стабілізатором.

МОДЕЛИРОВАНИЕ МНОГОКОМПОНЕНТНЫХ СИСТЕМ

Белецкий А. А., Белецкий Б. А.

Факультет кибернетики КНУ им. Т. Шевченко

Институт кибернетики им. В. М. Глушкова НАН Украины

borys.biletsky@gmail.com

Глобальные характеристики некоторых многокомпонентных систем удастся описать при помощи простых взаимодействий между их составляющими. К таким системам относятся молекулы некоторых газов, атомы в кристаллических решетках ферромагнетиков или мономеры в цепочках биополимеров. Для моделирования и анализа таких систем была разработана программная среда, позволяющая гибко переопределять пространство состояний Ω и правила переходов между состояниями. В качестве примера была смоделирована дискретная версия эксперимента [1], в котором роботы, хаотически двигаясь и толкая коробки в замкнутом пространстве, демонстрируют эффект, не предусмотренный экспериментаторами. Через некоторое время коробки под воздействием хаотических ударов собираются в компактные группы. При описании распределения вероятности на пространстве состояний Ω использовался аппарат Марковских случайных полей с Гиббсовской мерой [2]. Вероятность состояния $P(\omega)$, $\omega \in \Omega$ определяется в виде $P(\omega) = \frac{1}{Z} e^{-\beta E(\omega)}$, где $E(\omega)$ — неотрицательная функция, β — неотрицательный параметр, Z — нормирующий множитель. Эволюция системы моделируется при помощи алгоритм Метрополиса [3]. Результаты работы используются в задачах прогнозирования структур белков (постановки содержатся в [4]).

Література

1. http://www.youtube.com/watch?gl=RU&hl=ru&v=b_kZmatqAaQ
2. Kinderman R., Snell J.L. Markov Random Fields and Their Applications // Contemporary Mathematics. — 1980. — v. 1.
3. Metropolis N., Rosenbluth A.W., Rosenbluth M.N., Teller A.H., Teller E. Equations of State Calculations by Fast Computing Machines // Journal of Chemical Physics. — 1953. — v. 21(6).
4. Сергиенко И.В., Белецкий Б.А., Васильев С.В., Гупал А.М. Предсказание вторичной структуры белков на основе байесовских процедур распознавания на цепях Маркова // Кибернетика и системный анализ. — 2007. — №2 — С.59–64.

ПОБУДОВА ЛОГІКИ НЕЧІТКИХ ПРЕДИКАТІВ НА ОСНОВІ ТЕОРЕТИКО-МОЖЛИВИСНОГО ПІДХОДУ

Бєлов Ю.А., Касьянюк В.С., Малуєнко Л.М., Польща М.В.

Київський національний університет ім. Тараса Шевченка

tk@unicyb.kiev.ua

Методи моделювання предметних областей мусять враховувати неповноту, недостовірність наших знань, нечіткість та невизначеність їх змісту. Плодотворним підходом до моделювання складних фізичних, соціальних, економічних систем, що враховує нечіткість і неповноту наявної інформації, є теоретико-можливісний підхід [1]. Тому важливою і актуальною нам видається проблема побудови логік, орієнтованих на теоретико-можливісний підхід. Такі логіки базуються на класах нечітких предикатів.

Нехай $(X, 2^X, P)$ –можливісний простір, $(X, 2^X, N)$ – відповідний необхіднісний простір, ξ – канонічний нечіткий елемент на ньому, $\phi^\xi: X \rightarrow [0, 1]$ – розподіл ξ , $p: X \times D \rightarrow \{T, F\}$ – деякий предикат на $X \times D$.

Функцію $p^\xi: (X \rightarrow [0, 1]) \times D \rightarrow \{T, F\}$, визначену таким чином: $p^\xi(d) = p(\text{pr}_1(\phi^\xi), d)$, де $d \in D$, назовемо нечітким предикатом на D .

Тут предикат p – базовий для нечіткого предикату p^ξ .

Область істинності нечіткого предикату p^ξ – нечітка множина $T_{p^\xi}: X \rightarrow 2^D$ така, що подія $\{p^\xi(d)\}$ еквівалентна події $\{d \in T_{p^\xi}\}$.

Визначаються поняття P -незалежності та N -незалежності відносно мір можливості $\mathbf{P}$ та необхідності $\mathbf{N}$ в просторі подій $(\Omega^*, 2^{\Omega^*})$, де $\Omega^* = \bigcup_{d \in D} (p^\xi(d) \cup \{\neg p^\xi(d)\})$,

Зв'язок P -незалежності та N -незалежності встановлює

Теорема. 1) p^ξ та p^η P -незалежні $\Leftrightarrow \neg p^\xi$ та $\neg p^\eta$ N -незалежні.

2) p^ξ та p^η N -незалежні $\Leftrightarrow \neg p^\xi$ та $\neg p^\eta$ P -незалежні.

Над нечіткими предикатами вводяться логічні зв'язки $\vee$, $\&$, $\neg$, визначаються чіткі квантори $\exists z$ та $\forall z$. Нечіткі квантори $\exists^\eta$ та $\forall^\eta$ задаються на основі введеного поняття нечіткого квантифікатора.

На основі логіки нечітких предикатів розроблена і реалізована мова запитів FSQL з нечіткими критеріями.

Література

1. Пытьев Ю.П. Основы теории возможностей. Нечеткие множества // Вестник Московского ун-та, серия 3 (физика, астрономия), 1998, № 4

СТРУКТУРУВАННЯ ІМЕН ДАНИХ, ФУНКЦІЙ ОБРОБКИ ТА ЇХ КОМПОЗИЦІЙ

Борис І. Бойко

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

Формалізовані мови, орієнтовані на використанні в програмуванні та моделюванні, повинні враховувати такі їх особливості, як невизначеність інформації про предметну область та особливості практик програмної інженерії, тому вони мусять підтримувати логічно вибудовану систему іменувань. Декілька прикладів використовуваних у практиці програмування структур іменувань наведені в [1]. Проблема побудови адекватних логічних формалізмів, орієнтованих на особливості тих чи інших предметних областей, вимагає пошуку нових підходів, що у якості базових мали б такі основні принципи: розвитку, інтегрованості, підпорядкованості, композиційності, номінативності [2]. Процес іменування (номінації) у програмуванні та моделюванні даних, функцій обробки та їх композицій є багатоетапним і багатоаспектним, оскільки він пов'язаний зі складним механізмом творчої діяльності програміста чи фахівця з моделювання.

Сучасні моделі процесів структурування даних повинні враховувати такі вимоги виробництва інформаційних систем (ІС):

- *принципову відкритість програмного засобу та інтегруючий вплив життєвого циклу програмного забезпечення*
- *з'єднуваність різних засобів через зворотні зв'язки,*
- *еволюційну природу людських вимог та необхідність змін на різних фазах розробки проекту.*

Ці моделі мають використовувати дескриптори іменованого об'єкта (ІО), що відбивають ознаки та їх інтерпретацію у сукупності із асоціативними зв'язками ІО - ознак денотата в порівнянні з денотатами певного класу, можливі, як правило, типові, функції денотата у типових ситуаціях його використання, оцінку предметів за їх утилітарністю, за нормами певного мовного оточення ІО та інструментарію розробки ІС.

Література

1. Бойко Б.І. Структура іменувань в програмуванні – Наукові записки НАУКМА, Комп'ютерні науки, том 19-20 – 2002 – с. 17-20
2. Нікітченко М.С., Шкільняк С.С. Ієрархія композиційно-номінативних логік – Пробл. програмування. – 2004 – № 4.

**ПРАКТИЧЕСКАЯ УСТОЙЧИВОСТЬ
«ЭВОЛЮЦИОНИРУЮЩИХ» ДИНАМИЧЕСКИХ СИСТЕМ И
МОДЕЛИ ФИНАНСОВО-ПРОМЫШЛЕННЫХ
КОРПОРАТИВНЫХ СТРУКТУР.**

Бойко Т.М.

Киевский национальный университет имени Тараса Шевченка
tboiko@gmail.com

Для «эволюционирующих» систем динамика которых описывается следующей системой дифференциальных уравнений

$$\frac{dx^{(j)}(t)}{dt} = f^{(jk)}(x^{(j)}(t), t), t \in \tau_{jk}, j = \overline{1, N}, k = \overline{1, K_j}, \quad (1)$$

$$\begin{aligned} x^{(j)}(t_{jk-1}) &= g^{(jk)}(x^{(j)}(t_{jk-1}-)), k = 2, 3, \dots, K_j; x^{(j)}(t_{j0}) = \\ &= x^{(j)}(t_{j-1}) = g^{(j1)}(x^{(j-1)}(t_{j0}-)), j = 1, 2, \dots, N, \end{aligned} \quad (2)$$

где $x^j = (x_1^{(j)}, x_2^{(j)}, \dots, x_{n_j}^{(j)})^T$ – n_j -мерный вектор фазовых координат,

$f^{(jk)} : R^{n_j} \times \tau_{jk} \rightarrow R^{n_j}, j = 1, 2, \dots, N, k = 1, 2, \dots, K_j$ – достаточно

гладкие вектор-функции;

$g^{(jk)} : R^{n_j} \rightarrow R^{n_j}, k = 2, 3, \dots, K_j, j = 1, 2, \dots, N$ – вектор-функции,

задающие скачок, а $g^{(j1)} : R^{n_{j-1}} \rightarrow R^{n_j}, j = 1, 2, \dots, N$ – вектор-

функции, задающие изменение размерности фазового пространства,

(τ_{jk} – некоторое разбиение отрезка $[T_0; T_1]$) предложены определения

практической устойчивости. Для таких систем построены функции Ляпунова, при помощи которых получены необходимые и достаточные условия практической устойчивости. Данные результаты есть развитием работ [1-2].

Системами вида (1), (2) смоделировано развитие финансово-промышленных корпоративных структур, которое включает в себя большинство существующих на сегодняшний день [3].

Литература

1. Бублик Б.Н., Гаращенко Ф.Г., Кириченко Н.Ф. Структурно-параметрическая оптимизация и устойчивость динамики пучков. – Киев: Наукова думка, 1985. – 302 с.
2. Сопронюк Ф.О. Моделювання та оптимізація систем управління з розгалуженням структур. – Чернівці: Рута, 1995. – 155с.
3. Косачев Ю.В. Экономико-математические модели эффективности финансово – промышленных структур – М: Логос, 2004. – 245с.

**ПРИЙНЯТТЯ РІШЕНЬ ТА КЕРУВАННЯ НЕЛІНІЙНИМИ
ФІЛЬТРАЦІЙНИМИ ПРОЦЕСАМИ У КРИВОЛІНІЙНИХ
АНІЗОТРОПНИХ ОБЛАСТЯХ З НЕВИЗНАЧЕНИМИ
ДІЛЯНКАМИ МЕЖ**

А.Я. Бомба, В.І. Гаврилюк

Рівненський державний гуманітарний університет

abomba@ukr.net, im_vova@ukr.net

Для деякої криволінійної анізотропної області $G_z = G_z(l_{pq}, p = \overline{1, p_*}, q = \overline{1, q_*})$, обмеженої еквіпотенціальними лініями ∂G_{zj}^* ($j = \overline{1, m}$) та лініями течії ∂G_{zk}^0 ($k = \overline{1, l}$), серед яких – невизначені (вільні) ділянки $L_k = \partial G_{zk}^0$, ($k = \overline{n, l}$), розглядається модельна задача: $\kappa \varphi_x = \psi_y, \quad \kappa \varphi_y = -\psi_x, \quad \varphi|_{\partial G_{zj}^*} = \varphi_j, \quad \psi|_{\partial G_{zk}^0} = Q_k, \quad \varphi|_{L_k} = g_k(y)$, де $Q_k = \int_{\partial G_{zk}^0} -v_y dx + v_x dy$ – невідомі витрати (зокрема величини перетоків), $\vec{v} = (v_x(x, y) + i \cdot v_y(x, y))$ – швидкість руху частинок ($\operatorname{div} \vec{v} = 0$), $\varphi = \varphi(x, y)$ – квазіпотенціал у точці (x, y) , $\kappa = (\kappa_{rs})_{r,s=1,2}$ – тензор фільтрації ($\kappa_{rs} = \kappa_{rs}(x, y, \varphi, \psi)$ – обмежені неперервно-диференційовані в області G_z функції, що характеризують провідність середовища, його анізотропію та схильність до деформацій), $\psi = \psi(x, y)$ – функція течії, $g_k(y)$ – задані функції.

Задача зводиться до квазіконформного відображення відповідної області квазікомплексного потенціалу G_ω на G_z . В основі розробленого алгоритму – почергова фіксація параметра квазіконформності, граничних та внутрішніх вузлів. З метою розробки автоматизованих систем прийняття рішень, серед усіх можливих варіантів формування течії (в залежності від величин параметрів l_{pq} , що характеризують розміри та взаєморозміщення об'єктів ∂G_{zj}^* та ∂G_{zk}^0) виділені ті із них, що характеризуються певними умовами оптимізації та керування.

**ПРИЙНЯТТЯ РІШЕНЬ ТА КЕРУВАННЯ ФІЛЬТРАЦІЙНИМИ
ПРОЦЕСАМИ У ЧОТИРИЗВ'ЯЗНИХ КРИВОЛІНІЙНИХ
ОБЛАСТЯХ**

А.Я. Бомба, С.В. Ярошак

Рівненський державний гуманітарний університет

abomba@ukr.net, yaroschak@mail.ru

Для деякої криволінійної чотиризв'язної області G_z , обмеженої еквіпотенціальними лініями (внутрішні контури L_1, L_2, L_0) та лініями течії (зовнішній контур L), розглядається модельна задача на дослідження фільтраційного ідеального поля (знаходження потенціалу $\varphi = \varphi(x, y)$ та його швидкості $\vec{v} = (v_x, v_y)$, величин перетоків, ліній розділу течії, зокрема точок «призупинки» та застійних зон; побудову гідродинамічної сітки та ліній фронту витіснення «різнокольорових» рідин) за умов оптимізації та керування на контурі L_0 (носії керуючого потенціалу)

Шляхом введення функції течії $\psi = \psi(x, y)$ та умовних розрізів $\Gamma_i, i = \overline{1, 3}$ цієї області вздовж ліній розділу течії, дану задачу зведено до задачі на конформне відображення $\omega = \omega(z) = \varphi(x, y) + i\psi(x, y)$ однозв'язної області $G_z \setminus \bigcup_{i=1}^3 \Gamma_i$ (при невідомих ділянках її границі) на відповідну область комплексного потенціалу G_ω або до задачі на обернене конформне відображення $z = z(\omega) = x(\varphi, \psi) + iy(\varphi, \psi)$ ($G_\omega \rightarrow G_z \setminus \bigcup_{i=1}^3 \Gamma_i$) при відповідності кутових точок з одночасним обчисленням невідомих фільтраційних параметрів [1].

В основі розробленого алгоритму – почергова фіксація параметру конформності, граничних та внутрішніх вузлів. З метою розробки автоматизованих систем прийняття рішень, серед усіх можливих варіантів формування течії (в залежності від величин потенціалів φ_* , φ^* , $\varphi_0: \varphi_* < \varphi^* < \varphi_0$) виділені ті із них, що характеризуються певними умовами оптимізації та керування, наприклад – рівності перетоків в та із контуру L^* .

Література

1. Бомба А.Я. Нелінійні математичні моделі процесів геогідродинаміки/ Бомба А.Я., Булавацький В.М., Скопечкий В.В.–К.: Наукова думка, 2007. – 308 с.

ЗАДАЧА Р.МЕРТОНА В СЛУЧАЕ ПЕРИОДИЧЕСКИХ СЛУЧАЙНЫХ ВОЗМУЩЕНИЙ.

Бондарев Б.В., Козырь С.М.
Донецкий национальный университет
bondarev.mart@gmail.com

В работе [1] Р. Мертон рассмотрел задачу оптимизации портфеля инвестора с потреблением когда эволюция цены $Z(t)$ рисковогo актива (акции) описывается моделью П. Самуэль-сона [2]. Р. Мертон нашёл оптимальные управления $\bar{u}, \bar{u}_1$ и цену управления. На практике, как правило, коэффициент локаль-ной доходности μ и коэффициент волатильности σ являются случайными функциями, причём удовлетворяют некоторым условиям периодичности (этот факт объясняется, на-пример, дневными торгами). Таким образом вместо посто-янных μ и σ более правильным будет если их считать, на-пример, быстро осциллирующими функциями от некоторогo случайного процесса и для этого случая рассмотреть задачу Р. Мертона.

Теорема. При использовании для управления из [1] в рассматриваемой задаче получим эффект от такого управления не меньший, чем величина

$$Y^{\chi}(0) \left[\frac{1-\chi}{\rho-\nu\chi} \left(1 - e^{-\frac{(\rho-\nu\chi)T}{1-\chi}} \right) \right]^{1-\chi} - \left(\frac{k}{1-e^{-kT}} \right)^{\chi} \frac{\sqrt[4]{\varepsilon} Y^{\chi}(0)}{\rho + \chi k} B,$$

где B выписана в явном виде.

Література

1. Merton R.C. Optimum Consumption and Portfolio Rules in Continuous Time Model. //Journal of Economic Theory.- 1971-№3.-P.373-413.
2. Samuelson P.A. Rational Theory of warrant pricing.// Industrial Management Review.- 1965.№6.-P.13-31.

**ЩОДО ЗВ'ЯЗКУ ЖИТТЄВОГО ЦИКЛУ ОБ'ЄТУ УПРАВЛІННЯ,
ПРИНЦИПІВ УПРАВЛІННЯ ТА
ЕФЕКТИВНОСТІ ПРИЙНЯТТЯ РІШЕНЬ**

Юрій В.Бондарчук, к.ф.-м.н.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка,
факультет кібернетики.

byv@univ.kiev.ua

Ефективність прийняття рішень залежить від того, наскільки вони відповідають *принципам управління* об'єктом управління та його *життєвому циклу*. Відповідати принципам (власне законам) управління означає свідомо створювати умови розвитку об'єктивних закономірностей і, як наслідок, передбачати можливий розвиток подій та приймати оптимальні рішення. Досліджується ряд загальних принципів управління та їх наслідків, які мають враховуватися приймаючими рішення при розробці СППР.

Зокрема, **по-перше**, прийняття рішень може:

- 1) обмежувати сферу дії об'єкту управління;
- 2) розширювати сферу дій, включаючи раніше незадіяні можливості (системи, ОПР, експертів тощо);
- 3) неможливо "вимагати" від об'єкту управління реалізувати те, що не відповідає його життєвому циклу;
- 4) життєвий цикл може передбачати ліквідацію об'єкту.

По-друге, для прийнятого рішення потрібно розуміти, що сам факт відповідності об'єктивним законам щодо об'єкту управління та системи не означає автоматичної правильності рішення. **По-третє**, рішення досягаються за умови існування методів управління.

По-четверте, СППР не може не бути динамічною системою – зміни об'єкту управління з якогось моменту можуть просто гальмуватися застарілими можливостями СППР. Іншими словами, СППР, як і будь-яка програмна система, потребує планового супроводження. Зокрема, для соціально-економічних об'єктів управління "відставання" СППР вступає в конфлікт з законами розвитку об'єкту управління.

Розглядається необхідність та механізм *масштабування* СППР: при накопиченні історії рішень зростатиме БД системи, а неможливість масштабування призведе до деградації системи.

Щодо дій ОПР за "інерцією": інерційність ОПР дозволяє ззовні розглядати деяку СППР як цілком детерміновану систему з прогнозованими діями, що в свій час, зокрема, підірвало авторитет експертних систем.

МАТЕМАТИЧНІ МОДЕЛІ ПРИ РОЗМІЩЕННІ ЕЛЕМЕНТІВ ОБ'ЄКТІВ КРИТИЧНОЇ ІНФРАСТРУКТУРИ

В'юн А.П., Заславський В.А., Мензатов Л. І.

Факультет кібернетики

Київського національного університету імені Тараса Шевченка

vjun.alryona@gmail.com

zas@unicyb.kiev.ua

Забезпечення економічної безпеки, безпеки населення та об'єктів з високою ціною відмови (систем критичної інфраструктури) являється важливою науковою-технічною проблемою.

Процес забезпечення безпеки суспільства та держави, фізичного захисту об'єктів критичної інфраструктури (АЕС, військових об'єктів урядових установ, платіжних та банківських систем, систем зв'язку і т.д.) вимагає постійного втручання в управління безпекою, виявлення та усунення джерел небезпек і загроз та формування способів їх подолання. Виникнення інших нових проблем вимагає постійного моніторингу ситуацій, неперервної інформаційної підтримки процесів прийняття та узгодження рішень, розв'язання задач по забезпеченню безпеки в реальній обстановці.

У доповіді розглядаються задачі розміщення елементів (банкоматів) в банківській мережі з метою забезпечення безпеки їх використання, зручного доступу клієнтів та оптимізації прибутків.

Розглядаються три стратегії вибору місць для встановлення банкоматів: на підприємстві, з яким укладена угода щодо обслуговування зарплатного проекту; в загальнодоступних місцях та в філіях банків.

Елементами критичної системи мобільного зв'язку є вузли прийому та передачі даних, які представляють собою територіально-розподілену систему. На території можуть функціонувати різного типу оператори зв'язку. При розміщенні нових вузлів виникає задача вибору місць розташування з урахуванням еколого-економічних вимог, санітарних норм по обслуговуванню та безпеці їх функціонування.

При розв'язанні задач використовуються методи багатокритеріальної оптимізації.

МЕТОДИ МОДЕЛЮВАННЯ САМООРГАНІЗАЦІЇ АТРАКТОРІВ СОЦІАЛЬНИХ СИСТЕМ

Виклюк Ярослав Ігорович
vyklyuk@ukr.net

В роботі запропоновано метод моделювання випаровування в процесі росту кристалу. Обґрунтована аналогія основних процесів, які спостерігаються в процесі росту кристалу (випаровування, дифузія та інші) в соціально-економічних системах[1].

В процесі комп'ютерних експериментів доведено, що явище випаровування є обов'язковим процесом в динаміці розвитку соціальних систем. Тому нехтування цим явищем призводить до неправильних результатів.

Доведено, що монополізована система розвивається значно повільніше інвестиційно- та конкурентно-відкритої. Розрахунки показали, що планування та втручання в процеси росту ТРС призводить до насичення системи, що в подальшому формує явище «застою».

Врахування процесу випаровування дозволило пояснити основні економічні явища, які спостерігаються в реальних соціально-економічних системах. Зокрема, в процесі еволюції спостерігається точка стагнації, після якої зменшується рівень загальної конкуренції відкритої системи при незмінній загальній кількості елементів. Отже, з часом спостерігається збільшення рівня спеціалізації та зростання монополії складових системи. Тобто система, залишена сам на сам – монополізується. З іншого боку це підтвердження того факту, що система є самоорганізованою.

В роботі показано, що початкова структура базової інфраструктури – підйомник, готель, комплекс, завод тощо, в процесі розвитку практично не змінюється. Навколо нової соціально-економічної системи швидкими темпами, хаотично наростає середній і малий бізнес. Згодом, в процесі занепаду і зародження елементів бізнесу навколо атрактору з'являються вулиці, квартали, дороги та інші елементи інфраструктури, що впорядковують цю систему, мінімізуючи хаос і конкуренцію.

Література

1. Виклюк Я.І. Метод сегментації соціально-економічних об'єктів у процесі фрактального росту в нечіткому потенціальному полі //Науковий вісник НЛТУ України, 2008, #18.4, с.271-284

ПОБУДОВА ГУСТИНИ ПОТЕНЦІАЛЬНОГО ПОЛЯ РЕКРЕАЦІЙНОЇ ПРИВАБЛИВОСТІ ТЕРИТОРІЇ 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 розглянуто методику розрахунку агрегованого показника рекреаційної привабливості території [1]. Побудовано з допомогою методу побудови карт рекреаційних потенціалів [2] сезонні карти туристичної привабливості Чернівецької області.

Створені з допомогою комп'ютерних розрахунків карти дозволяють прослідкувати зміну привабливості території протягом року (Рис.1).

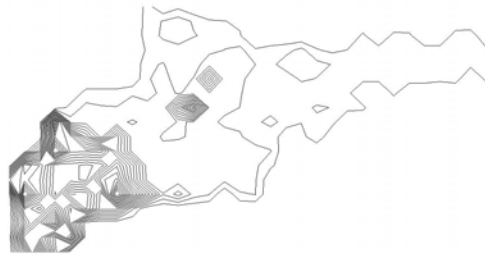


Рис.1. Карта рекреаційної
привабливості Чернівецької області у
січні.

Використаний метод розрахунку потенціалу привабливості території враховує різноманітні параметри, тому отримані результати дають можливість визначити перспективні для розвитку туристичної інфраструктури місця. Застосований у розрахунках математичний апарат легко інтегрується з

різними інформаційними та GIS системами.

Література.

1. Я. Виклюк, О. Артеменко. Расчет рекреационной привлекательности территорий с использованием нечеткой логики // Aktualne problemy rozwoju turystyki w krajach Europy srodkowo-wschodniej. Gospodarka Regionalna i Turystyka. IV Miedzynarodowa Konferencja Naukowa. – Wyzsza Szkola Ekonomii, Turystyki i Nauk Spoecznych w Kielcach. – 2008 – с. 227-234.
2. Кифяк В.Ф., Виклюк Я.І., Кифяк О.В. Визначення оптимальних рекреаційно-туристичних зон в умовах транскордонного співробітництва // Формування ринкових відносин в Україні, 2007. – №1 (68). – С.132-136.

**ОБ ОПТИМАЛЬНОМ УПРАВЛЕНИИ ДЕСКРИПТОРНЫМИ
РАСПРЕДЕЛЕННЫМИ И СОСРЕДОТОЧЕННЫМИ
СИСТЕМАМИ ВТОРОГО ПОРЯДКА ПО ВРЕМЕНИ**

Власенко Л.А., Наконечный А.Г. Руткас А.Г.

Харьковский национальный университет имени В.Н. Каразина

Киевский национальный университет имени Т. Шевченко

lara@rutrus.com

nakonechniy@unicyb.kiev.ua

anatoly@rutrus.com

При исследовании переходных режимов электромагнитного поля в цилиндрическом волноводе с дисперсной средой возникает абстрактное уравнение типа Соболева второго порядка по времени с эллиптическими дифференциальными операторами по пространственным переменным [1,2]. В связи с этим мы исследуем управляемую систему, описываемую уравнением

$$\frac{d^2}{dt^2}[Ay(t)] + By(t) = Ku(t) \quad (1)$$

с неограниченными замкнутыми операторами A, B , которые, вообще говоря, не являются обратимыми. Вторая модель, описываемая дифференциально-алгебраическим уравнением вида (1), возникает при изучении динамики управляемых многосвязных механизмов и интеллектуальных роботов [3,4]. Как и в [5] при исследовании задачи оптимального управления системами, описываемыми явными гиперболическими уравнениями, в случае неявного уравнения (1) с необратимым оператором A мы рассматриваем квадратичный критерий качества. Для исследования этой задачи оптимального управления мы применяем математический аппарат анализа вырожденных уравнений типа Соболева второго порядка из [2,6] и технику оптимизации систем типа Соболева из [7,8].

Литература

1. Rutkas A., Vlasenko L. Implicit operator differential equations and applications to electrodynamics, Mathematical Methods in the Applied Sciences, 23(2000), No 1, p. 1-15.
2. Власенко Л.А. Эволюционные модели с неявными и вырожденными дифференциальными уравнениями. – Днепропетровск: Системные технологии, 2006. – 273 с.
3. Rabier P., Rheinboldt W. Nonholonomic Motion of Rigid Mechanical Systems from a DAE View Point. – SIAM: Society for Industrial and Applied Mathematics, 2000. – 144 p.

4. Siciliano B., Khatib O. Springer Handbook of Robotics. – Berlin-Heidelberg: Springer-Verlag, 2008. – 1628 p.
5. Лионс Ж.-Л. Оптимальное управление системами, описываемыми уравнениями с частными производными. – М.: Мир, 1972. – 415 с.
6. Власенко Л.А. Несвободные колебания бесконечномерного осциллятора при импульсных возмущениях, Укр. мат. журнал. –60(2008), No 2, с. 155–166.
7. Власенко Л.А., Руткас А.Г., Самойленко А.М. Проблема импульсного регулятора для одной динамической системы типа Соболева. - Укр. мат. журнал. – (60)2008, No 8, с.1027-1034.
8. Власенко Л.А., Руткас А.Г. Об оптимальном управлении системами, описываемыми неявными эволюционными уравнениями, Диф. уравнения. – 45(2009), No 3, с. 416-424.

АНАЛІЗ ЧУТЛИВОСТІ ПАРАМЕТРІВ МОДЕЛІ ЗАЖИМНОГО НАГНІТАННЯ РІДИНИ В ҐРУНТ

А.П. Власюк, М.Б. Демчук

Національний університет водного господарства та
природокористування

A.P.Vlasyuk@rstu.rv.ua, M.B.Demchuk@rstu.rv.ua

Розглядається задача закріплення ґрунтового масиву нагнітанням в нього в'язучого інфільтрату. Вона полягає у визначенні еволюції рухомої межі Γ_4 закріпленої області $\Omega(t)$ (рис. 1). Її зручно розв'язувати в полярних координатах. Особливістю даної моделі є припущення про те, що функція напору залежить від часу тільки поблизу рухомої межі і тому для того, щоб зменшити похибку розрахунків, починаючи з деякого моменту часу t_0 задачу можна розв'язувати не у всій області $\Omega(t)$, а тільки в деякому граничному шарі $\Omega'(t)$, який на рисунку обмежений кривими Γ_i , ($i = 1, \dots, 4$).

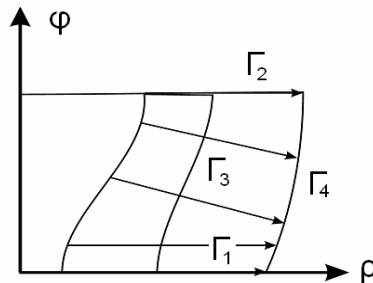


Рис. 1. Область $\Omega(t)$ нагнітання інфільтрату в основу гідротехнічного об'єкта.

Математичну модель даної задачі в загально прийнятих позначеннях в рамках плоско-вертикальної постановки можна описати наступною крайовою задачею:

$$a \frac{\partial h}{\partial t} = \frac{\partial^2 h}{\partial \rho^2} + \frac{1}{\rho} \frac{\partial h}{\partial \rho} + \frac{1}{\rho^2} \frac{\partial^2 h}{\partial \varphi^2}, \quad (\rho, \varphi) \in \Omega(t), \quad t > t_0, \quad (1)$$

$$h(\rho, \varphi, t) = h(\rho, \varphi, t_0), \quad (\rho, \varphi) \in \Gamma_3, \quad \partial h / \partial \vec{n} = 0, \quad (\rho, \varphi) \in \Gamma_1 \cup \Gamma_2, \quad (2)$$

$$h = -\rho \cdot \sin \varphi, \quad (\rho, \varphi) \in \Gamma_4. \quad (3)$$

Тут: t_0 та положення Γ_3 підбираються експериментально.

Для координат точки, яка знаходиться на Γ_4 , використано залежність [1]:

$$\rho(t + dt) = \rho(t) - \frac{k}{m} \left(\frac{\partial h}{\partial \rho} n_{4,\rho} + \frac{1}{\rho^2} \frac{\partial h}{\partial \varphi} n_{4,\varphi} \right) n_{4,\rho} dt, \quad (4)$$

$$\varphi(t + dt) = \varphi(t) - \frac{k}{m} \left(\frac{\partial h}{\partial \rho} n_{4,\rho} + \frac{1}{\rho^2} \frac{\partial h}{\partial \varphi} n_{4,\varphi} \right) n_{4,\varphi} dt. \quad (5)$$

Для чисельного розв'язання крайової задачі (1)-(5) узагальнено різницький метод з використанням чисельних конформних відображень [2] на випадок крайової задачі в криволінійному чотирикутнику [3] з вільною рухомою межею для рівняння параболічного типу (1). В результаті проведених чисельних експериментів показано, що кінцеве положення фронту нагнітання не є чутливим до зміни в широких межах всіх параметрів математичної моделі. Це дозволяє нехтувати залежностями цих параметрів від різних факторів, які можуть мати місце на практиці. При цьому в рамках такої спрощеної моделі можна оцінювати відповідні похибки. В алгоритмі побудови чисельного конформного відображення криволінійного чотирикутника на параметричний прямокутник запропоновано процедури, які не допускають хаотичного розміщення вузлів сітки. Також запропоновано спосіб аналізу коректності заміни в цьому алгоритмі похідних шуканих функцій їх різницькими аналогами.

Література

- [1] Власюк А.П., Демчук М.Б. Чисельне розв'язання однієї задачі укріплення основи гідротехнічного об'єкту. // Вісник Київського університету. Серія: фіз.-мат. науки. -2005. -1. с. 158-166.
- [2] Власюк А.П., Михальчук В.Г. Чисельне розв'язання одного класу задач з вільними межами в криволінійних чотирикутниках для еліптичних систем рівнянь. – Київ, 1994, - 23 с. –(Препр./НАН України, Ін-т математики: 94.36).

[3] Годунов С.К., Прокопов Г. П. О расчетах конформных отображений и построении разностных сеток. // Журнал Вычислительной математики и математической физики. – 1967. 7 № 5. с. 1031-1059.

**ПРО МЕТОД РАДІАЛЬНИХ БАЗИСНИХ ФУНКЦІЙ В
ПРОСТОРОВІЙ ЗАДАЧІ КОНСОЛІДАЦІЇ ТРИФАЗНОГО
ГРУНТУ З УРАХУВАННЯМ ПОВЗУЧОСТІ ЙОГО СКЕЛЕТУ ТА
ВПЛИВУ ТЕПЛО-МАСОПЕРЕНОСУ**

Власюк А.П., Мартинюк П.М.

Національний університет водного господарства та
природокористування

A.P.Vlasjuk@rstu.rv.ua, Martinjuk@ukr.net

Розглядається тривимірна задача ущільнення масиву ґрунту в області Ω під впливом миттєво прикладеного зовнішнього навантаження з урахуванням тепло-масопереносу та повзучості його скелету. В загальноприйнятих позначеннях математичної модель даної задачі, з урахуванням результатів роботи [1], можна описувати наступною крайовою задачею:

$$\begin{aligned} & \left(\frac{a_0}{1+2\xi} + \frac{\beta(1+e)}{3} \right) \frac{\partial^2 h}{\partial t^2} + \gamma_1 \left(\frac{a_0 + a_1}{1+2\xi} + \frac{\beta(1+e)}{3} \right) \frac{\partial h}{\partial t} = \\ & = \frac{1+e}{3\gamma} \left(\gamma_1 \nabla \cdot (\mathbf{K}_h(c, T, e) \nabla h - \mathbf{K}_c(c) \nabla c - \mathbf{K}_T \nabla T) + \right. \\ & \quad \left. + \frac{\partial}{\partial t} \nabla \cdot (\mathbf{K}_h(c, T, e) \nabla h - \mathbf{K}_c(c) \nabla c - \mathbf{K}_T \nabla T) \right), \end{aligned} \quad (1)$$

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

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

$$\mathbf{u} = e \mathbf{v} - \mathbf{K}_h(c, T, e) \nabla h + \mathbf{K}_c(c) \nabla c + \mathbf{K}_T \nabla T, \quad (4)$$

$$\mathbf{q}_c = \mathbf{u} \cdot c - \mathbf{D}_c(c, T) \nabla c - \mathbf{D}_T(c, T) \nabla T, \quad \mathbf{q}_T = \rho c_\rho \mathbf{u} \cdot T - \lambda(c, T) \nabla T, \quad (5)$$

$$(\mathbf{u}, \mathbf{n})|_{\Gamma_1} = 0, \quad h|_{\Gamma_2} = H_1, \quad (\mathbf{q}_c, \mathbf{n})|_{\Gamma_3} = 0, \quad c|_{\Gamma_4} = C_1, \quad (\mathbf{q}_T, \mathbf{n})|_{\Gamma_5} = 0, \quad T|_{\Gamma_6} = T_1, \quad (6)$$

$$\left(\frac{3\gamma a_0}{1+2\xi} + \beta(1+e)\gamma \right) \frac{\partial h_0}{\partial t} = (1+e)\nabla \cdot (\mathbf{K}_h(c_0, T_0, e_0)\nabla h_0 - \mathbf{K}_c(c_0)\nabla c_0 - \mathbf{K}_T\nabla T_0) - \frac{a_1\beta_1}{1+2\xi}(3\gamma h_0 + \Theta_0^* + 3p_0^*), X \in \overline{\Omega}, \quad (7)$$

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

де $t \in (0; t_0]$; $\overline{\Omega} = \Omega \cup \Gamma$, $\Gamma = \Gamma_1 \cup \Gamma_2 = \Gamma_3 \cup \Gamma_4 = \Gamma_5 \cup \Gamma_6$, $\Gamma_1 \cap \Gamma_2 = \emptyset$, $\Gamma_3 \cap \Gamma_4 = \emptyset$, $\Gamma_5 \cap \Gamma_6 = \emptyset$, $C_1(X, t)$, $T_1(X, t)$, $H_1(X, t)$, $h_0(X)$, $c_0(X)$, $T_0(X)$ - задані функції.

Чисельний розв'язок крайової задачі (1)-(8) знайдено методом радіальних базисних функцій (РБФ) [2]. Замикання області $\overline{\Omega} = \Omega \cup \Gamma$ покривалось вузловими точками X_i , $i = \overline{1, N}$, де: N^Ω , N^{Γ_j} - відповідно множини номерів вузлів, які лежать в області Ω і на відповідних частинах Γ_j , $j = \overline{1, 6}$, межі Γ . Наближений розв'язок крайової задачі (1)-(8) знайдено у вигляді

$$h(X, t) \approx \sum_{i=1}^N a_i(t) \varphi_i(r_i, \varepsilon_h), \quad c(X, t) \approx \sum_{i=1}^N b_i(t) \varphi_i(r_i, \varepsilon_c),$$

$$T(X, t) \approx \sum_{i=1}^N s_i(t) \varphi_i(r_i, \varepsilon_T),$$

де $a_i(t)$, $b_i(t)$, $s_i(t)$, $i = \overline{1, N}$, - деякі невідомі коефіцієнти, які залежать лише від часу; $\varphi(r_i, \varepsilon)$, $i = \overline{1, N}$, - деякі відомі РБФ, причому $r_i = |X - X_i|$; $\varepsilon_h > 0$, $\varepsilon_c > 0$, $\varepsilon_T > 0$ - деякі константи, так звані параметри форми. Тоді, використовуючи метод колокацій в точці, з крайової задачі (1)-(8) отримана задача Коші для системи нелінійних диференціальних рівнянь відносно векторів невідомих $\mathbf{A}(t) = \{a_i(t)\}_{i=1}^N$, $\mathbf{B}(t) = \{b_i(t)\}_{i=1}^N$, $\mathbf{S}(t) = \{s_i(t)\}_{i=1}^N$, чисельний розв'язок якої знайдено методом предиктор-коректор.

В результаті аналізу проведених чисельних експериментів зроблено висновки про можливий значний вплив тепло-масопереносу на проходження процесу фільтраційної консолідації.

Література

- [1] Власюк А.П., Мартинюк П.М. Математичне моделювання консолідації ґрунтів при фільтрації сольових розчинів в неізотермічних умовах. - Рівне: Вид-во НУВГП, 2008. - 416 с.

- [2] Kansa E. J. Multiquadrics - a scattered data approximation scheme with applications to computational fluid-dynamics. II. Solutions to parabolic, hyperbolic and elliptic partial differential equations // Comput. Math. Appl. – 1990. - 19. – Pp. 147-161.

ЗАДАЧА КЕРУВАННЯ ПАРАБОЛІЧНОЮ СИСТЕМОЮ В УМОВАХ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ ПОЧАТКОВО-КРАЙОВИХ УМОВ

Волощук С.Д., Стоян В.А.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

serg_vls@rambler.ru

В рамках методики, викладеної в роботі [1], розглядається динамічна система параболічного типу з відомим фундаментальним розв'язком диференціального оператора, породженого рівнянням динаміки системи. Вважається, що кількості відомих початкових та крайових умов недостатньо для побудови розв'язку системи. Керування системою здійснюються за допомогою функції $u = u(s)$, $s = (x, t) \in S_0^T = S \times [0, T]$, $S \in R^n$, $\Gamma = \partial S$ (правої частини рівняння динаміки). При цьому сама система повинна в задані моменти часу $t_i \in [0, T]$ ($i = \overline{1, I}$) перебувати у заданих явно ($Y_i(x)$ ($i = \overline{1, I}$)) або дискретно (Y_m ($m = \overline{1, M}$)) станах.

В даній роботі будується керування, яке наближає систему до заданого початково-крайового та бажаного стану згідно одного з середньоквадратичних критеріїв:

$$\begin{aligned} \Phi_Y &= \sum_{i=1}^I \int_S (\hat{y}(s)|_{s=(x,t_i)} - Y_i(x))^2 dx + \sum_{r=1}^{R_0} \int_S (L_r^0(\partial_t) \hat{y}(s)|_{s=(x,0)} - Y_r^0(x))^2 dx + \\ &+ \sum_{\rho=1}^{R_\Gamma} \int_{\Gamma \times [0, T]} (L_\rho^\Gamma(\partial_x) \hat{y}(s^\Gamma) - Y_\rho^\Gamma(s^\Gamma))^2 ds^\Gamma \rightarrow \min_{u_m}, \\ \Phi_u &= \sum_{m=1}^M (\hat{y}(s)|_{s=s_m} - Y_m)^2 + \sum_{r=1}^{R_0} \sum_{m=1}^{M_{r0}} (L_r^0(\partial_t) \hat{y}(s)|_{s=(x_{rm}^0, 0)} - Y_{rm}^0)^2 + \\ &+ \sum_{\rho=1}^{R_\Gamma} \sum_{m=1}^{M_{\rho\Gamma}} (L_\rho^\Gamma(\partial_x) \hat{y}(s)|_{s=s_{\rho m}^\Gamma} - Y_{\rho m}^\Gamma)^2 \rightarrow \min_{u(s)}, \end{aligned}$$

де стан системи апроксимується функцією $\hat{y} = \hat{y}(s)$, а L_r^0 ($r = \overline{1, R_0}$) та L_ρ^Γ ($\rho = \overline{1, R_\Gamma}$) – лінійні диференціальні оператори. Перший доданок у Φ_Y , Φ_u – середньоквадратична нев'язка сукупності бажаних станів, а другий та третій – відомих початкових та крайових умов. У випадку

критерію Φ_y керування будується у дискретному вигляді u_m ($m = \overline{1, M}$), а у випадку Φ_u – явно.

Література

1. Скопецкий В.В., Стоян В.А., Зваридчук В.Б. Математичне моделювання динаміки розподілених просторово-часових процесів. – Київ: Сталь, 2008. – 316 с.

ОРГАНИЗАЦИЯ ЗАПУСКА ИЗ МАТЛАВ ПРОГРАММ ДЛЯ ПРИНЯТИЯ РЕШЕНИЯ ПРИ АНАЛИЗЕ ДАННЫХ МГУА

Гасанов А.С., Вавилов С.Е., Беляев С.В.

ayding44@rambler.ru

Запуск из Matlab программ, написанных на языках C, C++, Java, VBA и др. с использованием MEX файлов позволяет не только ускорить процедуру анализа данных процесса, но и эффективно использовать ресурсы различных пакетов [1]. Для переноса и использования кода метода группового учета аргументов (МГУА) программ на языке C++ в среду выполнения Matlab удобно использовать механизм MEX функций. Matlab позволяет использовать специальным образом оформленную библиотеку динамической загрузки – Dynamics Link Library (DLL), которая называется MEX функцией, также как обычная и встроенная функция самого Matlab. Для использования этой возможности, код C++ программы, написанный для процедуры МГУА (GMDH), преобразован в код MEX функции, динамической загрузки DLL со специальной точкой входа [mex function]. При этом решалась основная задача - правильно преобразовать входные и выходные параметры этой функции, поскольку базовым типом данных исполняющей среды Matlab является [mx array] универсальный тип данных, которая в исходной C++ программе использует обычные базовые типы переменных [int, double, boolean] и другие. В результате компиляции получен DLL, реализующая все функциональные возможности исходной GMDH программы, написанную на языке C++, и обладающую возможностью гибко обмениваться данными со средой Matlab [mxgmdh.mexw32]. Полученные результаты свидетельствуют о том, что очень сложные задачи визуализации и интерпретации результатов удобно осуществлять в среде Matlab. А задачи (в том числе и специализированные), требующие повышенных ресурсов (например, по быстродействию) при их оптимизации (рассмотрен пример на GMDH) реализовывать фрагментом кода в виде MEX функции. 1.

Бидюк П.И., Гасанов А.С., Вавилов С.Е. Организация взаимодействия между МАТЛАБ и EVIEWS для принятия решения при анализе статистических данных / International Workshop “Problems of decision making under uncertainties” (PDMU-2008).–Crimea (Novy Svit), Ukraine. – P. 56-58.

АДАПТИВНЫЙ АЛГОРИТМ ДЛЯ ИССЛЕДОВАНИЯ И ПРОГНОЗИРОВАНИЯ ДИАМЕТРА ТРУБ

Гасанов А.С., Самарин Н.С, Беляев С.В.

Приводится адаптивный алгоритм применительно к исследованию и прогнозированию диаметра труб, позволяющий повысить точность исследований за счет придания системе адаптивных свойств. Для построения нелинейной зависимости и исследования применен известный алгоритм структурной идентификации МГУА [1], который основан на принципе самоорганизации математических моделей процессов. В этом эксперименте авторами на базе созданного ими интерфейса реализован адаптивный алгоритм (с изменяемым размером скользящего окна), который по сравнению с алгоритмом "без адаптации" (с фиксированным размером скользящего окна) дает лучшие адаптивные свойства и характеристики прогноза. Предлагаемый алгоритм включает следующие этапы. По выборке исходных (статистических) данных вначале берется небольшое окно измерений (например, 8 точек измерений), по которым получается 9 прогнозная точка. Затем окно смещается на шаг, и получают 10 прогнозную точку и т. д. Для полученного графика функции (прогнозной кривой) посчитана погрешность. Затем окно берется, например, с размером окна 9 точек измерений, затем 10 точек и т. д. и то же самое повторяется. При их сравнении погрешность возросла (т.е. приняла максимальное значение), а затем по мере изменения ширины окна уменьшалась, затем опять росла, полученная точка минимума соответствует оптимальному значению ширины окна. Кривые с минимальной погрешностью размера окон по исследованию диаметра труб сравнивались для четкого и нечеткого МГУА.

МГУА	Размер окна	mse	Адаптивные свойства
Четкий	22	0.0088	Хорошие
Нечеткий	25	0.0173	Удовлетворительные

Как видно из табл. наилучший результат получен по четкому МГУА по сравнению с нечетким (четкий МГУА обладает лучшими адаптивными свойствами).

Литература

1. Zaychenko Y.P., Gritsenko V.I., Gasanov A.S. Fuzzy group method of data handling in the problem of structural identification of process rolling of pipes / Proc. I International Conf. "Control and optimization with industrial application" (COIA-2005).–Baku (Azerbaijan), 2005.–P. 94-95.

ЗАДАЧІ ОПТИМІЗАЦІЇ В МОДЕЛІ СТАЛОГО РОЗВИТКУ РЕГІОНІВ

О.І. Гезь-Косовська, Ю.В. Загородній
Київський університет імені Тараса Шевченка,
yuzagor@ukr.net

Будемо вважати, що розвиток регіону визначається як зміна кількості та станів підсистем зі скінченної множин P . Стани підсистем визначаються множинами чисельних характеристик $X = \bigcup_{p \in P} X_p$ та множинами критеріїв сталості $C = \bigcup_{p \in P} C_p$. Таким чином регіон можна представити як сукупність наступних множин: $R = \{X, P, Z, E, U, T, C\}$.

Всі підсистеми взаємопов'язані і мають як індивідуальні критерії, так і критерії, які впливають на декілька підсистем одночасно (тобто, $\exists p, q \in P : C_p \cap C_q \neq \emptyset$). Такий вплив певного критерію на декілька підсистем важко визначити однозначно, оскільки він може призводити як до покращення показників в одній підсистемі, так і до погіршення в іншій, тим самим дестабілізуючи сталий розвиток системи в цілому.

Тому постає ієрархічна задача багатокритеріальної оптимізації сукупності множин станів регіону. При цьому, в першу чергу, система буде оптимізуватися по спільним критеріям та факторам з метою набуття таких значень, в яких певний критерій мав би найменшу шкоду і найбільшу вигоду для кожної з підсистем.

Тоді цільовою поведінкою системи регіону при стійкому розвитку будемо називати таку зміну станів ($x \in X$) з часом, яка має початковий стан з множини $X^0 \subset X$ і протягом всього життєвого

циклу $t \in T$ не виходить за межі множини $x(t) \in Z \subset X$, яка задана критеріями з множини C .

Автори пропонують виділити екологічну, економічну та соціальну підсистеми критеріїв стану регіону. На основі критеріїв, які належать до цих підсистем виникає можливість, по-перше, ввести класифікацію регіонів, а по-друге, проаналізувати сучасний стан регіонів і можливості їх участі у процесах сталого розвитку країн і людської цивілізації загалом.

МІНІМАКСНІ СЕРЕНЬОКВАДРАТИЧНІ ОЦІНКИ РОЗВ'ЯЗКІВ 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:

$$-\operatorname{div}(A \operatorname{grad} \varphi) = f \text{ в } D,$$

$$\varphi(0) = f \text{ на } \Gamma,$$

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

$$A^{-1} j = \operatorname{grad} \varphi \text{ в } D,$$

$$\operatorname{div} j = f \text{ в } D, \varphi = 0 \text{ на } \Gamma,$$

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

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

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

Використовуючи змішані варіаційні постановки, отримано:

- нові твердження про зведення задач мінімаксного оцінювання до спеціальних задач оптимального керування систем, які описуються еліптичними рівняннями з квадратичними критеріями якості;

- системи рівнянь, через розв'язки яких виражаються відповідні мінімаксні оцінки і похибки оцінювання.

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.

СИСТЕМА РЕАЛЬНОГО ЧАСУ ТА ЗБОРУ ЕКОНОМІЧНОЇ ІНФОРМАЦІЇ «БУК-1»

¹Горбатенко М.Ю., ²Герман Ю.В.

¹Чернівецький національний університет імені Юрія Федьковича

Mikola.Gorbatenko@gmail.com

²Чернівецький торговельно-економічний інститут

Juliette_jh@mail.ru

Система «БУК-1» призначена для моніторингу стану грального закладу – збору статистики, відслідковування за подіями реального часу як усередині грального автомату так і ззовні нього. Система збирає інформацію про надходження та витрачання грошей на кожному підключеному автоматі і у всьому гральному закладі в цілому. «БУК-1» забезпечує функціонування «Джекпоту». Надійність та безпека роботи забезпечується використанням сучасної схемотехніки та компонентів, а також багаторівневою системою перевірок та тестування, як в процесі роботи так і на етапі проектування.

Система складається з наступних компонентів: центральний сервер, локальний сервер, перетворювач інтерфейсу, контролер грального автомату, пристрій відображення, мережеве обладнання. Локальний сервер представляє собою АРМ оператора ігрового залу. Уся статистика збирається в базу даних та відображається на дисплеї. Оператор в будь-який момент може контролювати задані події та аварії в системі. При наявності мережевого підключення до центрального серверу на ньому накопичується інформація про роботу гральних залів, що підключені до системи. Контролер являє собою пристрій, який підключається паралельно гральної плати до пристроїв контролю і управління. Підсистема «Джекпоту» володіє такими функціями: гнучкі способи формування призового фонду, множину можливих варіантів розіграшу призового фонду, простоту в

обслуговуванні та управлінні, великий вибір способів інформування відвідувачів про розіграний приз, захист від несанкціонованих дій персоналу.

Завдяки використанню унікального математичного апарату та схемотехніки забезпечується аналіз інформації про роботу грального закладу та пропонуються готові розв'язки по заміні або переміщенню автоматів, аналіз якості роботи персоналу, рекомендації про збільшення або зменшення суми «Джекпоту».

РІВНОВАГИ КУРНО–НЕША ТА БЕРТРАНА–НЕША ДЛЯ ДИФЕРЕНЦІЙОВАНИХ ПРОДУКТІВ

¹Горбачук В.М., ²Гаркуша Н.І.

¹Інститут кібернетики імені В.М. Глушкова НАН України

GorbachukVasyl@netscape.net

²Київський національний університет імені Тараса Шевченка

NGarkusha@unicyb.kiev.ua

Для диференційованих продуктів 1, 2 [1] ціна продукту i рівна

$$P_i = a_i - b_i Q_i - d_i Q_j, \quad i, j = 1, 2, \quad i \neq j,$$

де: Q_i – обсяг продукту i ; $a_i, b_i > 0$; при $d_i > 0$ продукт j називають заміником продукту i , а при $d_i < 0$ – доповнювачем.

Задача Курно–Неша (Cournot–Nash) полягає у максимізації по Q_i прибутку $\pi_i = (P_i - c_i)Q_i$ фірми i , $i = 1, 2$, де c_i – питомі витрати для продукту i . Задача Бертрана–Неша (Bertrand–Nash) полягає у максимізації π_i по P_i , $i = 1, 2$.

Теорема 1. За умов

$$\Lambda = 4b_1b_2 - d_1d_2 > 0,$$

$$\Delta_j = 2b_i(a_j - c_j) - d_j(a_i - c_i) > 0,$$

у рівновазі Курно–Неша випуск, ціна, прибуток фірми i становить $Q_i^{CN} = \Delta_i / \Lambda$, $P_i^{CN} = b_i Q_i^{CN} + c_i$, $\pi_i^{CN} = b_i (Q_i^{CN})^2$ відповідно.

Теорема 2. За умов

$$d_i < b_i,$$

$$\delta_i = b_j(a_i - c_i) - d_i(a_j - c_j) = \Delta_i - b_j(a_i - c_i) > 0,$$

у рівновазі Бертрана–Неша ціна, випуск, прибуток фірми i рівні

$$P_i^{BN} = \lambda a_i + b_i(\delta_i + 3b_j c_i) / \Lambda, \quad Q_i^{BN} = b_j[\lambda(a_i - c_i) + b_i \delta_i] / (\lambda \Lambda),$$

$$\pi_i^{BN} = \lambda(Q_i^{BN})^2 / b_j \text{ відповідно, де } \lambda = b_1 b_2 - d_1 d_2, \text{ причому}$$

$$P_i^{CN} - P_i^{BN} = d_1 d_2 (a_i - c_i) / \Lambda, \quad Q_i^{BN} - Q_i^{CN} = d_1 d_2 \delta_i / (\lambda \Lambda),$$

$$\pi_i^{CN} - \pi_i^{BN} = d_j (d_i)^2 [\delta_j b_j (a_i - c_i) + \delta_i b_i (a_j - c_j)] / (\lambda \Lambda^2).$$

Література

1. Гасанов А.С., Горбачук В.М. Виробництво біопалив: математичні моделі та методи / Математичне та програмне забезпечення інтелектуальних систем. – Дніпропетровськ: ДНУ ім. О. Гончара, 2008. – С. 83–84.

ДВОПАРАМЕТРИЧНИЙ МЕТОД ТИПУ ХОРД ДЛЯ РОЗВ'ЯЗУВАННЯ НЕЛІНІЙНИХ РІВНЯНЬ

Граб С.І., Шахно С.М., Ярмола Г.П.

Львівський національний університет імені Івана Франка

s_shakhno@franko.lviv.ua

Розглянемо нелінійне операторне рівняння

$$F(x) = 0, \quad (1)$$

де F – диференційовний за Фреше оператор, визначений на опуклій множині D банахового простору X зі значеннями в банаховому просторі Y .

Для розв'язування (1) часто замість методу Ньютона використовують метод хорд

$$x_{n+1} = x_n - [F(x_n, x_{n-1})]^{-1} F(x_n), \quad n \geq 0, \quad (2)$$

зокрема, коли є проблеми з обчисленням аналітичних похідних. Його досліджували багато авторів, в т.ч [1].

У цій праці пропонуємо метод типу хорд з двома дійсними параметрами

$$x_{n+1} = x_n - [F(u_n, v_n)]^{-1} F(x_n), \quad n \geq 0, \quad (3)$$

де $u_n = x_n + \alpha_n(x_{n-1} - x_n)$, $v_n = x_n + \beta_n(x_{n-1} - x_n)$, $\alpha_n \in [0; 1]$, $\beta_n \in [-1; 1]$; $F(u, v)$ – поділена різниця першого порядку оператора $F(x)$ за точками x та y , x_{-1}, x_0 – задані початкові наближення.

При $\alpha_n = 0$, $\beta_n = 1$ з (3) отримуємо метод хорд (2), при $\alpha_n = 0$, $\beta_n = 0$ – класичний метод Ньютона, при $\alpha_n = 1$, $\beta_n = -1$ – метод Курчатова і при $\alpha_n = 0$, $\beta_n \in [0; 1]$ – метод типу хорд [2]. Такий

підхід дає можливість провести дослідження всіх цих методів з єдиної точки зору як теоретично, так і на чисельних експериментах, а також порівняти ці методи між собою.

Література.

1. Argyros I.K. On an iterative algorithm for solving nonlinear operator equations // Zeitschrift für Analysis und ihre Anwendungen, Vol. 10, 1991. P. 83–92.
2. Chen J., Shen Z. Convergence analysis of the secant type methods // Appl. Math. Comp., Vol.188, 2007. P. 514–524.

**ПЕРЕЛІЧЕННЯ ТА КОНСТРУКТИВНІ ЗАСОБИ ГЕНЕРАЦІЇ
КЛАСІВ КОМБІНАТОРНИХ МНОЖИН**

Гребеннік І.В.

Харківський національний університет радіоелектроніки
grebennik@onet.com.ua

Багато наукових та прикладних задач, в тому числі задач прийняття рішень та розміщення геометричних об'єктів, мають комбінаторну структуру. При цьому комбінаторні властивості задач є такими, що класичні комбінаторні множини не завжди можуть становити адекватну основу їх 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.

Сучасні погляди на опис, побудову та аналіз дискретних структур, до яких належать і комбінаторні множини, представлено в комбінаторній теорії видів (Combinatorial theory of species), запропонованій у 1980 р. А.Жоаялем (A. Joyal). Створені в цій теорії засоби можуть бути ефективно використані для перелічення різних класів комбінаторних множин.

Для побудови нових класів комбінаторних множин із заданими властивостями в роботі запропоновано концепцію композиційних k -образів комбінаторних множин (k -CICS), породжених базовими комбінаторними множинами. В якості базових комбінаторних множин розглядаються перестановки, розміщення, сполучення та кортежі. Сформовано класи k -CICS, які визначаються класами базових

комбінаторних множин. За допомогою введених конструктивних засобів побудовано та досліджено класи комбінаторних множин із спеціальними властивостями.

Для перелічення k -CICS побудовано комбінаторні види та відповідні твірні ряди для кожного з класів досліджених k -CICS.

Розглянуто приклади генерації композиційних k -образів комбінаторних множин з використанням запропонованих конструктивних засобів та їх застосування в задачах прийняття рішень та розміщення геометричних об'єктів.

ДО ПРОБЛЕМИ ВІДНОВЛЕННЯ ПРОПУЩЕНИХ РІВНІВ ЧАСОВОГО РЯДУ

Грицюк П. М.

Національний університет водного господарства та
природокористування, м. Рівне
gritsukp@ukr.net

При статистичному дослідженні реальних часових рядів часто виникає проблема відновлення пропущених значень. Найбільш поширені методи ґрунтуються на усередненні сусідніх рівнів ряду. Однак такий підхід не враховує співвідношення частот приростів і спадів, характерного для даного ряду. У даному дослідженні ми представляємо новий метод статистичного аналізу часових рядів – метод аналізу різницевої серії (МАРС). Цей метод за даними статистичного аналізу ряду різниць дозволяє встановити фактичну частоту серій приростів (спадів) різної довжини. Отримані результати можна використати як для прогнозування часового ряду, так і для відновлення пропущених значень. Моделювання нового значення здійснюється на основі оцінки кінцевого стану системи і отриманої статистики серій приростів (спадів). Множина станів включає 8 можливих станів, які відповідають серіям: один приріст, два послідовних прирости, три прирости, більше трьох приростів, один спад, два послідовних спади, три спади, більше трьох спадів.

Ефективність методу аналізу різницевої серії порівнюється з ефективністю методу середніх значень і методу сплайнових функцій. Тестування усіх методів проведено на рядах врожайності озимої пшениці для 10 областей України за період 1955-2007 рр. Ряди врожайності характеризуються високою мінливістю, що затрудняє їх моделювання і прогнозування. Нами були відновлені значення врожайності для періоду 1996-2005рр. за наступною процедурою. Всі

значення ряду крім значення за 1996 рік вважалися відомими. Відновлювалося умовно невідоме значення. Ця процедура повторювалася для 1997-2005 рр. Нижченаведена таблиця показує перевагу методу МАРС за всіма критеріями. Таким чином, можна розглядати метод аналізу різницьових серій як високоефективний метод моделювання часових рядів із високою мінливістю.

	Усереднення	Сплайни	МАРС
Справджуваність знаку приросту	18%	26%	59%
Кореляція відновленого відрізка	-0.52	-0.46	0.21
Відносна похибка відновлення	29%	31%	22%

ПРО УМОВУ СТАЦІОНАРНОСТІ СКЛАДНИХ ДВІЙКОВИХ ЛАНЦЮГІВ МАРКОВА

Губеладзе А.К.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

Розглянута послідовність випадкових величин $\{\xi_i; i \geq 1\}$ є складним ланцюгом Маркова порядку r . За цим визначенням послідовність випадкових векторів $\{(\xi_{i+1}; \dots; \xi_{i+r}) | i \geq 0\}$ є ланцюгом Маркова і r є найменшим числом, яке задовольняє визначенню послідовності Маркова. $\xi_i \in \{0; 1\}$, $\alpha_i \in \{0; 1\}$ і $S_r = (\alpha_1; \dots; \alpha_r)$ – стан ланцюга з номером $v = 2^{r-1}\alpha_1 + 2^{r-2}\alpha_2 + \dots + \alpha_r + 1$, $v \in \{1; \dots; 2^r\}$. $\xi^{(n)} = 0, \xi_1 \xi_2 \dots \xi_n$ і $\xi = 0, \xi_1 \xi_2 \dots$ – випадкові величини зі значеннями з одиничного сегменту, які визначені у двійковій системі числення у вигляді двійкових дробів за випадковими величинами складного ланцюга $\{\xi_i; i \geq 1\}$. $\frac{k}{2^n} = 0, \alpha_1 \alpha_2 \dots \alpha_n$ число із одиничного сегмента $[0; 1]$, задане в скінченному розряді у двійковій системі числення, $k \in \{0; 1; \dots; 2^n - 1\}$. Функція розподілу випадкових величин ξ , ξ_n відповідно, приймають вид: $F(q_1; \dots; q_\lambda; t) = \sum_{m=1}^{\lambda} q_m F^{(m)}(t)$, $F_n(q_1; \dots; q_\lambda; t) = \sum_{m=1}^{\lambda} q_m F_n^{(m)}(t)$, де λ – число ергодичних класів, $q_m \in [0; 1]$, $m = 1; 2; \dots; \lambda$, $\sum q_m = 1$, а $F^{(m)}(t)$, $F_n^{(m)}(t)$ – функції розподілу випадкових величин ξ , $\xi^{(n)}$, що відповідають ергодичним класам K_m , $K_m = \{S_{m_1}; S_{m_2}; \dots; S_{m'}\}$. Для розглянутих ланцюгів Маркова справедливими є наступні результати:

Теорема. Для того, щоб складний двійковий ланцюг Маркова $\{\xi_i; i \geq 1\}$ порядку r був стаціонарним (у вузькому сенсі), необхідно і достатньо, щоб для довільного $t \in [0; 1]$ виконувалась рівність

$$F(q_1, \dots, q_\lambda; t) = F\left(q_1, \dots, q_\lambda; \frac{t}{2}\right) + F\left(q_1, \dots, q_\lambda; \frac{t+1}{2}\right) - F\left(q_1, \dots, q_\lambda; \frac{1}{2}\right).$$

Наслідок. Для того, щоб складний двійковий ланцюг Маркова $\{\xi_i; i \geq 1\}$ порядку r був стаціонарним (у вузькому сенсі), необхідно і достатньо, щоб для довільних n і $k \in \{0; 1; \dots; 2^n - 1\}$ виконувалась рівність

$$F_n\left(q_1, \dots, q_\lambda; \frac{k}{2^n}\right) = F_{n+1}\left(q_1, \dots, q_\lambda; \frac{k}{2^{n+1}}\right) + F_{n+1}\left(q_1, \dots, q_\lambda; \frac{k+2^n}{2^{n+1}}\right) - F_{n+1}\left(q_1, \dots, q_\lambda; \frac{1}{2}\right).$$

РОЗРОБКА КООПЕРАТИВНИХ МЕТАЕВРИСТИК

Гуляницький Л. Ф.

Інститут кібернетики імені В.М.Глушкова НАН України

lh_dar@hotmail.com

Серед прикладних методів розв'язання задач комбінаторної оптимізації (ЗКО) останнім часом формується клас заснованих на моделях (model-based) алгоритмів – на відміну від більшості традиційних алгоритмів, які відносять до класу процедур пошуку, заснованих на даних ЗКО (instance-based) [1].

Розглянемо проблему побудови гібридних метаевристик, які використовують не один, а декілька мультиагентних алгоритмів, кожен із яких назвемо командою (агентів); нехай K – число таких команд. Будемо вважати, що кожна така команда k оперує зі своєю моделлю M_k ($k=1, \dots, K$) ЗКО, яка розв'язується, а за результатами діяльності команди формується один чи декілька варіантів розв'язку. Агенти в команді (як і окремі команди) можуть діяти асинхронно, а взаємодія команд проходить шляхом формування узагальненої метамоделі $M=(M_1, \dots, M_K)$ як з урахуванням окремих моделей, так і, можливо, сформованих командами розв'язків.

Пропонується методологія створення метаевристичних алгоритмів ЗКО, яка може складатися з таких етапів.

1. Ініціалізація метаевристики.
2. Початкове формування моделей $M_1, \dots, M_K$ та M .

3. Формування команд (алгоритмів) $1, \dots, K$, після чого k -та команда виконує такі дії:
 - а) ініціалізація агентів;
 - б) дії агентів та формування варіантів розв'язку ЗКО;
 - в) уточнення моделі M_k .
4. Формування метамоделі M .
5. Уточнення моделей M_k , $k=1, \dots, K$.
6. Якщо умова завершення процесу розв'язання ЗКО не виконується, то перехід на етап 3, інакше – завершення роботи.

Обговорюються питання використання методології при реалізації кооперативних мета евристик на базі алгоритмів оптимізації мурашиними колоніями та іншими методами.

Література.

- 1 Zlochin M., Birattari M., Meuleau N., Dorigo M. Model-Based Search for Combinatorial Optimization: A Critical Survey // Annals of Operation Res. – 2004. – **131**. – P. 373–395.

ДЕФОРМАЦІЯ БАГАТОГРАННИКІВ ПРИ РОЗВ'ЯЗУВАННІ ЗАДАЧ КОМБІНАТОРНОЇ ОПТИМІЗАЦІЇ НА ПЕРЕСТАНОВКАХ

¹Гуляницький Л. Ф., ²Ходзінська О.О.

¹Інститут кібернетики імені В.М.Глушкова НАН України
hulianytsky@voliacable.com

²Київський національний університет імені Тараса Шевченка
olyu4ka@rambler.ru

При розв'язуванні оптимізаційних задач у випадку, коли аргумент цільової функції приймає значення в деякій області багатовимірного Евклідового простору, добре зарекомендував себе метод Нелдера-Міда [1]. Ідея цього наближеного методу полягає в тому, щоб у процесі покращення початкового наближення оперувати відразу з кількома допустимими значеннями, а саме з вершинами симплекса – багатогранника, число вершин, якого на одиницю перевищує розмірність простору. На черговій ітерації з симплекса видаляється найгірша з точки зору заданого критерію оптимальності вершина, а замість неї добавляється краща вершина. Симплекс в процесі таких перетворень повертається в просторі і деформується, а центр ваги симплекса поступово наближається до точки локального оптимуму. Важливим у цьому методі є те, що нова вершина симплекса

шукається на промені, який починається в найгіршій вершині симплекса і проходить через його центр ваги.

Ідею розглядати кілька точок початкового наближення метода Нелдера-Міда для покращення початкової множини розв'язків в комбінаторному просторі було використано при розробці *H*-методу [2]. Тут на черговій ітерації із множини розв'язків певним чином вибираються декілька пар точок, для кожної із яких будується напівінтервал в просторі варіантів розв'язку задачі, що проходить через вибрані точки, і на ньому відшукується найкраща з точки зору цільової функції точка.

В комбінаторному просторі, точками якого є перестановки, відсутні метричні поняття напрямку або променю, центру ваги множини точок, а також єдиного відрізка, що з'єднує дві точки. Єдине поняття, яке є спільним для обох просторів – комбінаторного та Евклідового – це поняття метрики. Деякі з наведених понять вже формалізовані в роботі [2]. Тут ми продовжуємо формалізацію інших не обхідних понять, на базі яких пропонуємо схему ітераційного алгоритму.

Будемо вважати, що відрізок між двома заданими точками – це множина точок, сума відстаней від якої до двох заданих точок дорівнює відстані між заданими точками.

Центр ваги багатогранника – це множина точок, сума відстаней від кожної з яких до вершин багатогранника є найменшою.

Продовження відрізка між точками 1 і 2 за точку 2 – це множина точок, таких, що точка 2 знаходиться на відрізку між точкою 1 і однією з точок множини.

Неясним поки що вважається поняття розмірності простору перестановок. Це важливе поняття, бо від розмірності простору прямо залежить кількість вершин в симплексі. На даний момент ми вважаємо, що прямої аналогії тут немає і в наведеному нижче алгоритмі кількість вершин в багатограннику є довільною.

На базі наведених означень пропонується така схема ітераційного алгоритму.

1. Задати множину точок початкового наближення. Вважати, що ці точки утворюють симплекс. На кожній черговій ітерації виконати наступні дії.
2. Серед множини наявних вершин симплекса вибрати найгіршу з точки зору критерії оптимальності. Вважати, що решта точок утворює грань багатогранника.
3. Знайти центр ваги багатогранника.

4. Знайти множину точок, які знаходяться на продовженні відрізка, що починається в найгіршій точці, і закінчується в центрі ваги обраної грані.
5. Вибрати найкращу з точок на продовженні відрізка і вважати її новою вершиною симплекса замість найгіршої старої.
6. Алгоритм закінчує роботу, коли в новій вершині симплекса критерій оптимальності не приймає значення, яке було б кращим за значення в усіх інших вершинах.

Література

1. Химмельблау Д. Прикладное линейное программирование. – М.: Мир, 1974. – 534 с.
2. Гуляницький Л.Ф. Один гібридний алгоритм комбінаторної оптимізації // Abstract of Int. Ukrainian-Polish Workshop "Problems of Stochastic and Discrete Optimization" (May 10-15, 2005, Kaniv, Ukraine). – Kaniv, 2005. – С. 63–65.

МІНІМАКСНЕ ОЦІНЮВАННЯ ПАРАМЕТРІВ ЛІНІЙНИХ ДИСКРЕТНИХ ПЕРІОДИЧНИХ ПРОЦЕСІВ В УМОВАХ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ

С. Демиденко, С.Жук

Факультет кібернетики

Київський національний університет імені Тараса Шевченка, Україна

s.demidenko@gmail.com

В доповіді розглядається задача мінімаксного оцінювання параметрів лінійного дискретного періодичного процесу, що протікає в умовах невизначеності. Періодичний процес моделюється наступною системою лінійних різницевих рівнянь з періодичною крайовою умовою:

$$\begin{aligned} x_{k+1} &= A_k x_k + B_k f_k \\ x_0 &= x_T \end{aligned} \quad (1)$$

тут вектор $x_k \in R^n$ - стан процесу в момент часу k , $k = 0, \dots, T$,

A_k , B_k - матриці розмірності $n \times n$ та $n \times m$ відповідно, $f_k \in R^m$ - невідомі вектори з множини $G := \left\{ f_k : \sum_{k=1}^T (Q f_k, f_k) \leq 1 \right\}$ що моделюють невизначеність, Q - симетрична додатно визначена матриця.

Нехай в моменти часу $k = 0, \dots, T$ спостерігається реалізація вектору $y_k \in R^N$ у вигляді:

$$y_k = H_k x_k + \eta_k \quad (2)$$

де H_k - матриці розмірності $N \times n$, η_k - випадкові вектори з нульовим середнім і $M\eta_k^T \eta_k = R_{\eta(k)}$.

Розглядається задача оцінювання скалярного добутку (a, x_s) , $0 < s < T$, a - заданий вектор з R^n . Оцінка шукається у вигляді:

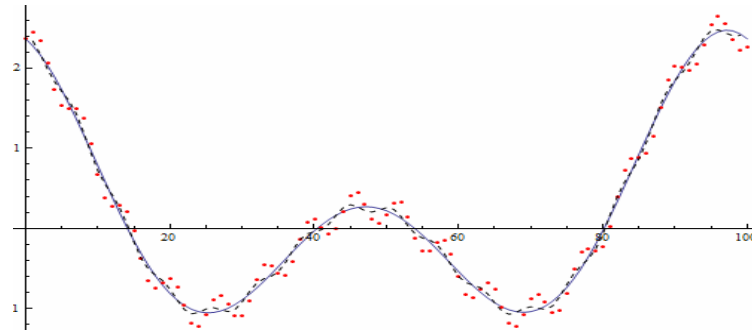
$$(\hat{a}, x_s) = \sum_{k=0}^{T-1} (u_k, y_k) + c \quad (3)$$

де c - довільна константа, u_k - невідомі вектори з R^N .

В рамках теорії оцінювання станів динамічних систем запропоновано підхід для обчислення оцінок розв'язків зазначених систем. А саме, доводиться, що при деяких обмеженнях на матрицю системи (1) гарантовані оцінки виражаються через розв'язки систем лінійних рівнянь. Невизначеність знімається шляхом застосування методів гарантованого оцінювання.

На основі отриманих результатів в середовищі Mathematica 6 розроблено програмний пакет для проведення процедури оцінювання. Робота пакету демонструється на прикладі дискретної моделі маятника. Проводиться імітація руху маятника без тертя в дискретному часі та обчислюються оцінки при всіх $s: 0 < s < T$. Причому результати роботи доступні в тому числі і у вигляді анімаційної тривимірної моделі.

На графіку точками зображені спостереження y_k , суцільна лінія – «реальний» сигнал x_k (змодельована траєкторія маятника), штрихова лінія – оцінка.



Література

1. *Наконечный О.Г.* Оцінювання параметрів в умовах невизначеності // Наукові записки КНУ ім.Т.Г.Шевченка."--- 2004.- Том 7: факультет кібернетики."--- С.102-112.
2. *Подлипенко Ю.К.* Минимаксное оценивание правых частей нелинейных уравнений в гильбертовом пространстве в условиях неопределенности // Доповіді НАНУ."--- 2005."--- 12."--- С.36-44.
3. *Демиденко С., Жук С., Наконечный О.* До проблеми мінімаксного оцінювання розв'язків одновимірних крайових задач // Тавр.вісн.інформ. і мат.— 2007 р.— №1. с.7-24.
4. *Андреев Ю.Н.* Управление конечномерными линейными объектами. "--- М.:Наука, 1976."--- 416 с.

МЕТОД ФУНКЦІЙ ЛЯПУНОВА ДЛЯ ДОСЛІДЖЕННЯ СТІЙКОСТІ РОЗВ'ЯЗКІВ СИСТЕМИ ЛІНІЙНИХ СТОХАСТИЧНИХ РІВНЯНЬ

Джалладова І.А.
irada-05@mail.ru

1. **Постановка задачі.** Досліджується система лінійних диференціальних рівнянь [1]

$$dX(t) = A(t, \xi(t))dt + H(t, \xi(t))X(t)dw(t), \dim X = m, \quad (1)$$

де $\xi(t)$ - кінцевозначний марковський процес, що приймає значення θ_k ($k = 1, \dots, n$) з ймовірностями $p_k(t) = P\{\xi(t) = \theta_k\}$ ($k = 1, \dots, n$), які задовольняють умови

$$\begin{aligned} \frac{dp_k(t)}{dt} &= \sum_{s=1}^n a_{ks}(t)p_s(t) \quad (k = 1, \dots, n), \\ a_{ks}(t) &\geq 0 (k, s = 1, \dots, n, k \neq s), \quad a_{kk}(t) \leq 0 (k = 1, \dots, n) \\ \sum_{k=1}^n a_{ks}(t) &\equiv 0 \quad (s = 1, \dots, n); \end{aligned}$$

$w(t)$ - вінерівський процес, для якого [2]

$$\begin{aligned} <w(t)> \equiv 0, \quad w(0) = 0, \quad <w^2(t)> = t \quad (t > 0); \\ <dw(t) \cdot dw(t)> &= dt. \end{aligned}$$

Нульовий розв'язок системи диференціальних рівнянь (1) називається L_2 -стійким, якщо для будь-якого розв'язку $X(t)$ системи рівнянь (1) збігається невластний інтеграл

$$I = \int_0^{\infty} \|X(t)\|^2 dt > 0$$

2. Основний результат. Введемо додатно визначену квадратичну форму

$$w(t, X, \xi(t)) = X^* B(t, \xi(t)) X, \quad B(t, \xi(t)) > 0,$$

що задовольняє умови

$$\lambda_1 \|x\|^2 \leq w(t, x, \xi_k) \leq \lambda_2 \|x\|^2 \quad (\lambda_1 > 0; k = 1, \dots, n).$$

Введемо функцію Ляпунова для системи лінійних диференціальних рівнянь (1) за формулою

$$v(t, x, \xi) = \int_t^{+\infty} w(y, X(y), \xi(y)) | X(t) = X, \xi(t) = \xi dy \quad (2)$$

і основні функції Ляпунова за формулою

$$v_s(t, x) = \int_t^{+\infty} w(y, X(y), \xi(y)) | X(t) = X, \quad \xi(t) = \xi_s dy \quad (s = 1, \dots, n) \quad (3)$$

Знаючи основні функції Ляпунова (3), можна знайти функції Ляпунова (2). Доведено теореми:

Теорема 1. Для того, щоб нульовий розв'язок системи диференціальних рівнянь (1) був L_2 - стійким необхідно і достатньо збіжність невласних інтегралів (3).

Теорема 2. Нехай задано основні функції Ляпунова у вигляді квадратичної форми

$$v_s(t, X) = X^* C_s(t) X \quad (s = 1, \dots, n).$$

Тоді матриці $C_s(t)$ ($s = 1, \dots, n$) задовольняють систему матричних диференціальних рівнянь

$$\begin{aligned} \frac{dC_s(t)}{dt} = & C_s(t) A_s(t) + A_s^*(t) C_s(t) + \sum_{k=1}^n a_{ks}(t) C_k(t) + \\ & + H_s^*(t) C_s(t) H_s(t) + B_s(t) \quad (s = 1, \dots, n), \end{aligned}$$

де

$$A_s(t) = A(t, \xi_s), \quad B_s(t) = B(t, \xi_s), \quad H_s(t) = H(t, \xi_s) \quad (s = 1, \dots, n)$$

Література

1. *Корневский Д.Г.* Дестабилизирующий эффект параметрического белого шума в непрерывных и дискретных динамических системах. — Киев: Академперіодика, 2008. — 128 с.
2. *Королюк В. С.* Стохастические модели систем. — Киев: Наукова думка, 1989. — 210 с.
3. *Валеев К.Г., Карелова О.Л, Горелов В.И.* Оптимизация линейных систем со коэффициентами. — М. Изд – во РУДН, 1996. — 258 с.

СЕМИОТИЧЕСКИЕ АСПЕКТЫ ПРОЦЕССА ПРИНЯТИЯ РЕШЕНИЙ В КЛИНИЧЕСКОЙ ДИАГНОСТИКЕ

Долгополов И.Н

Международный центр информационных технологий и систем МО и
НАН Украины
dolgigo@ukr.net

Согласно бюллетеня Technology Review, издаваемого Массачусетским Технологическим Институтом среди 10 перспективных технологий, которые могут оказать наибольшее влияние на развитие человеческого общества в ближайшие десятилетия, первое место занимают технологии «сравнительного взаимодействия», с помощью которых реализуются коммуникативные акты субъектов «живых систем». Развитие теории коммуникативных процессов показало настоятельную потребность в расширении сложившегося понятия информации, с переходом от технологий оценки её количества, как сигнала, к категориям её качества, как некоего смысла. В связи с этим, безразличного к содержанию сигнал, содержащего информацию об отражаемом объекте на основе бинарного кода истина/ложь, для перевода в разряд сообщения, необходимо осмыслить. Но, самый строгий научный анализ не сможет обнаружить смысла в первичной диагностической информации: жалобах больного, биении пульса, графиках физиологических кривых или в звуках аускультации. Обнаружить можно только звуковую последовательность, характеризующуюся определёнными значениями частоты, тембра, или систему графических построений, организованную по определённым правилам и др. Понимание, как результат осмысления, происходит благодаря тому, что некоторая последовательность звуков, графических построений и др., представляет собой знаки, а, следовательно, и значения изучаемые семиотикой. Обращение клинической информатики в своём поступательном развитии к семиотическому подходу, как одному из

методов системного анализа, поставило вопрос о необходимости добавления к числу таких основных понятий современной математики как число, величина, точка, прямая, плоскость, отношение и др., понятий, которые в большей степени соответствуют оценке количественных отношений в биологических и медицинских областях, социально опосредованной практики. Без сомнения, первое место в этом списке занимает понятие знака. К настоящему времени, в рамках семиотики объединили свой понятийный и методологический аппарат структурная лингвистика, логика, кибернетика, теория информации и коммуникации. Несмотря на общую область и смежность интересов, исследования в коммуникации в большей степени сфокусированы на сообщении, как процессе, тогда как семиотика основное внимание уделяет тому, как понять полученное сообщение и каким образом, извлечь заложенный в него смысл, который должен стать основой принятия решений на начало или возобновление процесса коммуникации. Большинство комплиментарных реакций «живых систем», которые изучает биосемиотика, вне зависимости от уровня абстракции реализуются в пространстве коммуникационной доктрины: на молекулярно-биологическом уровне-с помощью субъектов генетического кода, на внутриклеточном-сигнальными пептидами, на межклеточном-медиаторами, иммунными маркерами, на внутриорганизменном-гормонами, условно-рефлекторными реакциями, на межорганизменном-телергонами, феромонами, аттрактантами, а также другими агентами химического, акустического и оптического каналов биокommunikации. При этом, принятие решений на взаимодействие, обуславливается факторами семиотической оценки состояния коммуникантов. Для решения этой задачи разработаны основные принципы построения интеллектуального семиотического автомата, в котором сочетаются признаки живого: блок рецепции, блок аналитики, блок прагматики с возможностями формального представления конечного автомата. Исследования показали, что неразработанность теории знака, особенно его денотативной компоненты, привела к тому, что знаки в большинстве знаковых систем клинической диагностики (КД) не имеют фиксированных значений, что делает невозможным операции над ними без интерпретатора. Это свидетельствует, как о незавершённости научных основ знаковой системы КД, так и об отсутствии строгого механизма интерпретации содержательных знаний. Оба признака являются актуальными для настоящего состояния КД, в котором семиотическая

и семантическая стороны, в отличие от семиологической, почти не исследованы. Это является главным препятствием для интеграции медицинских знаний, необходимой для построения содержательной теории клинической медицины, в рамках новой парадигмы биоуправления - киберсемиотики.

Литература

1. Долгополов И.Н. Основные представления семиотического подхода к процессу коммуникации в клинической диагностике.// Сб. Моделивання та керування станом еколого-економічних систем регіону – 2008 р., Випуск №4, 259С.

РОЗПІЗНАВАННЯ МОВНОЇ ІНФОРМАЦІЇ: ВЕКТОРИ ОЗНАК НА ОСНОВІ ГІСТОГРАМНИХ ХАРАКТЕРИСТИК ФОРМАНТ МОВНОГО СИГНАЛУ

Дорошенко С.О.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

dorserg@gmail.com

Розглядається задача обробки мовних сигналів та їх розпізнавання - так звана задача Speech Recognition. Принциповим етапом задачі розпізнавання загалом, і особливо, - мовних сигналів, є адекватний вибір характеристик для формування вектору ознак.

Стандартним у формуванні вектору ознак є використання характеристик гармонійних складових сигналу: енергетичного спектру, спектрограми, кепстру, інших, побудованих на основі аналізу гармонійних складових аналізованого сигналу. Важливими характеристиками такого роду є форманти. В роботі використовується формування вектору ознак на основі формантних характеристик сигналу, запропоноване в роботі [1]. В ній пропонується формування векторів ознак на основі формантних характеристик короткочасових спектрів організованих у спектрограмі. Форманти представляють собою «основні» спектральні характеристики мовного сигналу – локальні максимуми енергетичного спектру.

Використання вектору ознак, побудованого за формантними характеристиками сигналу, в роботі пропонується супроводжувати препроцесінгом, який дозволяв би подолати «зашумленість» аналізованих сигналів. Таку попередню обробку в роботі пропонується здійснювати у вигляді так званої «псевдоінверсної фільтрації». За використання такого підходу на практиці було отримано істотне покращення розпізнавання мовних сигналів.

Література

1. Зінько Т.П. Обробка аудіосигналів та виділення формант// Міжнародна конференція PDMU-2008.-с.118-119.
2. Н.Ф. Кириченко, Н.П. Лепеха Применение псевдообратных и проекционных матри к исследованию задач управления, наблюдения и идентификации. Кибернетика и системный анализ, 2002, №4, с.107-124

ОБ УСТОЙЧИВОСТИ ВЕКТОРНОЙ КОМБИНАТОРНОЙ ЗАДАЧИ С ПАРАМЕТРИЧЕСКИМ ПРИНЦИПОМ ОПТИМАЛЬНОСТИ

Е. В. Емеличева, А. А. Платонов

Белорусский национальный технический университет,
Белорусский государственный университет
plabian@gmail.com

Пусть $A = [a_{ij}] \in \mathbf{R}^{n \times m}$ и пусть на системе подмножеств (траекторий) $T \subseteq 2^{N_m}$, где $N_m = \{1, 2, \dots, m\}$ задан векторный критерий $f(t, A) = (f_1(t, A), f_2(t, A), \dots, f_n(t, A)) \rightarrow \min_{t \in T}$, частными критериями которого являются линейные функции $f_i(t, A) = \sum_{j \in t} a_{ij}$, $i \in N_n$.

$$f_i(t, A) = \sum_{j \in t} a_{ij}, \quad i \in N_n.$$

Введем бинарное отношение $\succ$, порождающее в пространстве $\mathbf{R}^d$ любой размерности $d \in \mathbf{N}$ принцип оптимальности по Парето [1]. Пусть $s \in N_n$, $N_n = \bigcup_{r \in N_s} J_r$ – разбиение множества N_n на s групп. Для

этого разбиения введем множество $T^n(A, J_1, J_2, \dots, J_s)$ ($J_1, J_2, \dots, J_s$) – эффективных траекторий согласно формуле

$$T^n(A, J_1, J_2, \dots, J_s) = \left\{ t \in T : \exists k \in N_s \forall t' \in T \left(f_{J_k}(t, A) \bar{\succ} f_{J_k}(t', A) \right) \right\},$$

где $\bar{\succ}$ означает, как обычно, отрицание отношения $\succ$, $f_{J_k}(t, A)$ – проекция вектора $f(t, A)$ на координатные оси пространства $\mathbf{R}^n$ с номерами группы J_k . Очевидно, что любая N_n -эффективная траектория $t \in T^n(A, N_n)$ ($s=1$) является оптимальной по Парето в пространстве всех траекторий T . Поэтому легко видеть, что множество N_n -эффективных траекторий $T^n(A, N_n)$ является множеством Парето, которое будем обозначать $P^n(A)$. В другом

крайнем случае, когда $s = n$, множеством траекторий $t \in T^n(A, \{1\}, \{2\}, \dots, \{n\})$ является множество совокупно-экстремальных [2] траекторий, которое будем обозначать $C^n(A)$

Радиусом устойчивости $\rho^n(A, J_1, J_2, \dots, J_s)$ векторной задачи $Z^n(A, J_1, J_2, \dots, J_s)$ поиска множества $T^n(A, J_1, J_2, \dots, J_s)$ называется величина, равная $\sup \Xi$, если $\Xi \neq \emptyset$, и равная 0, если $\Xi = \emptyset$. Здесь

$$\Xi = \left\{ \varepsilon > 0 : \forall B \in \Omega(\varepsilon) \left(T^n(A + B, J_1, J_2, \dots, J_s) \subseteq T^n(A, J_1, J_2, \dots, J_s) \right) \right\},$$

$$\Omega(\varepsilon) = \left\{ B \in \mathbf{R}^{n \times m} : \|B\| < \varepsilon \right\}, \quad \|B\| = \max_{(i,j) \in N_n \times N_m} |b_{ij}|, \quad B = [b_{ij}].$$

Ясно, что $\rho^n(A, J_1, J_2, \dots, J_s) = \infty$ при

$$\bar{T}^n(A, J_1, J_2, \dots, J_s) := T \setminus T^n(A, J_1, J_2, \dots, J_s) = \emptyset.$$

Теорема. Если $\bar{T}^n(A, J_1, J_2, \dots, J_s) \neq \emptyset$, то справедливо равенство

$$\rho^n(A, J_1, J_2, \dots, J_s) = \min_{k \in N_s} \min_{t \in \bar{T}^n(A, J_1, J_2, \dots, J_s)} \max_{t' \in T^n(A, J_1, J_2, \dots, J_s)} \min_{i \in J_k} \frac{f_i(t, A) - f_i(t', A)}{|(t \cup t') \setminus (t \cap t')|}.$$

Следствие 1 [3]. Для радиуса устойчивости нетривиальной задачи $Z^n(A, N_n)$ с паретовским принципом оптимальности справедлива формула

$$\rho^n(A, N_n) = \min_{t \in \bar{P}^n(A)} \max_{t' \in P^n(A)} \min_{i \in N_n} \frac{f_i(t, A) - f_i(t', A)}{|(t \cup t') \setminus (t \cap t')|}.$$

Следствие 2 [4]. Для радиуса устойчивости нетривиальной задачи $Z^n(A, \{1\}, \{2\}, \dots, \{n\})$ с совокупно-экстремальным принципом оптимальности верна формула

$$\rho^n(A, \{1\}, \{2\}, \dots, \{n\}) = \min_{i \in N_n} \min_{t \in \bar{C}^n(A)} \max_{t' \in C^n(A)} \frac{f_i(t, A) - f_i(t', A)}{|(t \cup t') \setminus (t \cap t')|}.$$

Здесь $\bar{P}^n(A) = T \setminus P^n(A)$, $\bar{C}^n(A) = T \setminus C^n(A)$.

Литература:

1. Подиновский В. В., Ногин В. Д. Парето-оптимальные решения многокритериальных задач. – М : Наука, 1982. – 256 с.
2. Шоломов Л. А. Логические методы исследования дискретных моделей выбора. – М : Наука, 1989. – 288 с.
3. Емеличев В. А., Кравцов М. К. Об устойчивости в траекторных задачах векторной оптимизации, Кибернетика и системный анализ, (1995), № 4, с. 137–143.
4. Бухтояров С. Е., Емеличев В. А. Мера устойчивости векторной линейной траекторной задачи с совокупно-экстремальным принципом оптимальности,

ЗАДАЧА ДЛЯ ГІЛЛЯСТИХ ПРОЦЕСІВ ІЗ ЗЛІЧЕННОЮ КІЛЬКІСТЮ ТИПІВ ЧАСТИНОК ТА НЕПЕРЕРВНИМ ФАЗОВИМ ПРОСТОРОМ

Єлейко Я.І., Базидевич І.Б., Кіндій В.

Львівський національний університет імені Івана Франка
vasylynka_1987@mail.ru

Розглянемо однорідний гіллястий процес $\mu(t)$ із зліченною кількістю станів $d_1, d_2, \dots, d_n, \dots$ з дискретним часом і неперервним фазовим простором.

Гіллястий процес є частковим випадком харківського процесу. Як відомо довільний харківський процес визначається перехідними ймовірностями [1,2].

Для процесів з неперервним фазовим простором вводиться деяка функція $d(a, A)$ з властивістю

$$\int_{B^\infty} f(b)P(a^1 + a^2, t, db) = \iint_{B^\infty} f(b^1 + b^2)P(a^1, t, db^1)P(a^2, t, db^2) \quad (1)$$

У роботі [2] сформульовані основні властивості процесів з неперервним фазовим простором із скінченною кількістю типів частинок. Ми узагальнимо цей результат для зліченної кількості типів частинок.

Через X будемо позначати нескінченновимірний Декартів степінь множини всіх комплексних чисел з недодатньою дійсною частиною. Нехай B множина невід'ємних чисел така, що $0 \in B$ і нехай B^∞ - нескінченновимірний Декартів степінь невід'ємної частини дійсної осі, і нехай B - система всіх борелівських множин B^∞ . Зауважимо, що B^∞ простір станів процесу, у якому для кожного стану не більше ніж скінченна кількість компонент є ненульовими.

Відомо, що для твірних функцій гіллястого процесу має місце основне функціональне рівняння

$$F(t + \tau, s) = F(t, F(\tau, s))$$

тут $s = (s_1, \dots, s_n, \dots)$

$$F(t, s) = M s^{\mu(t)} = M s_1^{\mu_1(t)} \dots s_n^{\mu_n(t)} \dots = M \prod_{n=1}^{\infty} s_n^{\mu_n(t)} \quad (2)$$

$$|s_i| \leq 1.$$

Розглянемо $\Phi(a, t, \lambda) = \int_{B^\infty} e^{\lambda \tilde{b}} P(a, t, db)$, де $\tilde{b}$ - відповідний

транспонований вектор.

Теорема. Якщо (2) скінченне $\forall t \in T$, тоді існує єдина функція $\Psi(a, t, \lambda)$ для кожного $t \in T$ і кожного $a \in B^\infty$ яка є неперервна для всіх $\lambda \in X$ і така, що

$$\begin{aligned}\Psi(a, t, \bar{0}) &= 0 \\ \Phi(a, t, \lambda) &= \exp[\Psi(a, t, \lambda)]\end{aligned}$$

Поклавши

$$\begin{aligned}\Psi_i(t, \lambda) &= \Psi(d^{(i)}, t, \lambda) \\ \Psi(t, \lambda) &= (\Psi_1(t, \lambda), \dots, \Psi_n(t, \lambda), \dots)\end{aligned}$$

матимемо

$$\Phi(a, t, \lambda) = \exp[\Psi(t, \lambda) \tilde{a}]$$

і якщо $t_1 \leq t_2 \leq t_3 \in T$ тоді $\Psi(t_1, t_3, \lambda) = \Psi(t_1, t_2, \Psi(t_2, t_3, \lambda))$.

Література

1. Димкін Е.Б. Марковские процессы, М. Наука, 1963-860с.
2. M.Jirina Stochastic branching processes with continuous state space, Czechoslovak Mathematical Journal, Vol. 8 (1958), №2, 292-313

ГРАНИЧНА ЗАДАЧА ДЛЯ ГІЛЛЯСТОГО ПРОЦЕСУ ІЗ ЗЛІЧЕННОЮ КІЛЬКІСТЮ ТИПІВ ЧАСТИНОК ТА ІММІГРАЦІЄЮ

Слейко Я.І., Базидевич І.Б., Тимків Г.

Львівський національний університет імені Івана Франка
tumkiv_halka@ukr.net

Розглянемо послідовність однорідних гіллястих процесів із зліченною кількістю типів частинок, що залежить від деякого малого параметра ε .

$$\vec{\xi}_t(\varepsilon) = (\xi_n^1(\varepsilon), \dots, \xi_n^d(\varepsilon), \dots), n = 1, 2, \dots.$$

Твірну функцію будемо позначати

$$\vec{F}_\varepsilon \left(\vec{s} \right) = \left(F_\varepsilon^1 \left(\vec{s} \right), \dots, F_\varepsilon^d \left(\vec{s} \right), \dots \right)$$

де $\vec{s} = (s_1, \dots, s_d, \dots), F_\varepsilon^j(\vec{s}) = M_j s_1^{\xi_1^1(\varepsilon)} \dots s_d^{\xi_d^d(\varepsilon)} \dots$.

Компоненту $\xi_n^j(\varepsilon)$ можна трактувати, як кількість частинок j -го типу в n -му поколінні, а M_j - умовне математичне сподівання при умові, що в початковий момент часу була одна частинка типу j .

Позначимо

$$a_{ij}(\varepsilon) = M\left(\xi_1^j(\varepsilon) \middle| \vec{\xi}_0(\varepsilon) = \vec{e}_i\right), \vec{e}_i = (0, \dots, 0, 1, 0, \dots, 0, \dots).$$

Покладемо $A_\varepsilon = \|a_{ij}\|_{i,j=1}^\infty$ і припустимо, що має місце розклад

$$A_\varepsilon = E + \varepsilon C + o(\varepsilon), \quad (1)$$

де E - одинична матриця, $C = \|c_{ij}\|_{i,j=1}^\infty$ - матриця, що складається з

констант, причому $\sup_i \sum_{j=1}^\infty c_{ij} < \infty$.

Також позначимо норму оператора A .

$$\|A\| = \sup_i \sum_{j=1}^\infty a_{ij}$$

і вважаємо, що норма граничного оператора $\lim_{\varepsilon \rightarrow 0} A_\varepsilon = A$ є скінченною.

Розглянемо випадкові процеси $\vec{\mu}_t(\varepsilon) = (\mu_t^1(\varepsilon), \dots, \mu_t^d(\varepsilon), \dots)$, де

$$\mu_t^j(\varepsilon) = \frac{\xi_{[t/\varepsilon]}^j(\varepsilon)}{b_\varepsilon^j}, \xi_0^j(\varepsilon) = [x^j b_\varepsilon^j] \vec{0} < \vec{x} = (x^1, \dots, x^d, \dots)$$

Тут $[b]$ - ціла частина числа b , а числова послідовність задовольняє умові $b_\varepsilon^j \rightarrow \infty$ при $\varepsilon \rightarrow 0$.

Теорема. Нехай має місце розклад (1). Тоді, якщо

$$\frac{1}{\varepsilon} b_\varepsilon^j \left[F_\varepsilon^j \left(e^{-\lambda^1 / b_\varepsilon^1}, \dots, e^{-\lambda^d / b_\varepsilon^d}, \dots \right) - e^{-\lambda^j / b_\varepsilon^j} \right] \xrightarrow{\varepsilon \rightarrow 0} H^j \left(\vec{\lambda} \right), \lambda \in R_+,$$

$$\left. \frac{\partial H^j \left(\vec{\lambda} \right)}{\partial \lambda^i} \right|_{\vec{\lambda} = \vec{0}} = c_{ij}, \quad \frac{1}{\varepsilon} \left[G_\varepsilon^j \left(e^{-\lambda^1 / b_\varepsilon^1}, \dots, e^{-\lambda^d / b_\varepsilon^d}, \dots \right) - 1 \right] \rightarrow g^j \left(\vec{\lambda} \right),$$

то одновимірні розподіли гіллястих процесів Гальтона-Ватсона з імміграцією та із зліченною кількістю типів частинок $\vec{\mu}_t(\varepsilon)$ слабо збігаються при $\varepsilon \rightarrow 0$ до скінченновимірних розподілів багатовимірною гіллястого процесу з неперервним фазовим простором та імміграцією $\vec{\mu}_t$.

Література

1. Aliev S. On convergence of age-dependent branching processes with multiple practices//Transactions of NAS Azerb., ser. Phys.-techn. And mat. Sciences, 2003. v. XIX (XXVII), p.9-14.

РІВНОВАЖНІ ЗМІШАНІ СТРАТЕГІЇ КООПЕРАЦІЇ ОЛІГОПОЛІЇ ЗІ СКІНЧЕННОЮ КІЛЬКІСТЮ ФІРМ

Слейко Я.І., Косаревич К.

Львівський національний університет імені Івана Франка

katia_kosarevych@mail.ru

Ринкам нових продуктів притаманна невизначеність попиту чи випуску, а також невизначеність поведінки фірм-виробників. Прибутки кожної фірми залежать від політики усіх інших фірм, що діють на ринку. Визначено оптимальну поведінку фірми на олігополістичному ринку зі скінченною кількістю фірм, які виробляють однорідний продукт, в чистих і змішаних стратегіях. Показано, що в оптимальній змішаній стратегії фірми $p^0 = 0$.

Виведено умови балансу для монопольного випуску у випадковому середовищі, необхідні для узгодженості системи. Монопольний випуск розглядається як марківський процес

$$Q_m(x(t)) = \frac{a(x(t)) - c(x(t))}{2b(x(t))} \text{ із скінченною множиною станів, залежних від}$$

неперервного параметра. При певних припущеннях з використанням

$$\text{ергодичної теореми обчислюється } \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{1}{t} \int_0^t Q^m(x(u)) du.$$

Література

1. Козицький В. А., Лавренюк С. П., Олісевич М. О. Основи математичної економіки. Теорія фірм. – Львівський національний університет імені Івана Франка. 2005.
2. Горбачук В. М., Гаркуша Н. І. Рівноважні змішані стратегії кооперації та узагальненого лідерства дуополії. – Вісник Київського університету. – 2007. – №2. – с. 131-134.

3. Горбачук В. М. Обобщенное равновесие Курно-Штакельберга-Неша. –Кибернетика и системный анализ. – 2006. – №1. – с. 3-9.

**ВЕРОЯТНОСТЬ РАЗОРЕНИЯ СТРАХОВОЙ КОМПАНИИ В
МОДЕЛИ СО СТОХАСТИЧЕСКИМИ ПРЕМИЯМИ И ИСКАМИ
И ВОЗМОЖНОСТЬЮ ИНВЕСТИЦИЙ В ФИНАНСОВЫЙ
(B, S)- РЫНОК.**

Жмыхова Т.

Донбасская национальная академия строительства и архитектуры
zhmykhovatanya@mail.ru

Рассматриваемая задача возникла ввиду необходимости оценивания вероятности разорения страховой компании, имеющей возможность размещения собственного капитала на финансовом (B, S)- рынке. Изучается процесс риска, который описывается балансовым уравнением:

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

Тут если $\alpha = 0$, то это соответствует модели, когда компания инвестирует капитал только в безрисковые активы.

Данной проблематике был посвящен ряд работ, таких как [1], [2] и др., однако в них либо не рассматривалась возможность инвестиций, либо рассматривалась возможность инвестиций только в один из активов.

В случае когда размеры исков и премий имеют экспоненциальное распределение, то для случая размещения капитала только в безрисковые активы была получена вероятность разорения страховой компании в явном виде, а для модели, описываемой (1) построено приближение вида $\psi_0(u) + \alpha\psi_1(u) + \alpha^2\psi_2(u)$ как функцию от начального капитала u_0 .

Література.

1. Бойков А.В. Модель Крамера – Лундберга со стохастическими премиями, ТВиП, Т.47, (2002). В.3. , С.549-553.
2. Frolova A., Kabanov Yu., Pergamenshikov S., In the insurance business risky investments are dangerous, Finance and Stochastics. №6 (2002.), P. 227 –235.

ПРОГРАМНЕ ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ ДЛЯ ОЦІНКИ РИЗИКІВ В ПЛАТІЖНІЙ СИСТЕМІ

Заславський В.А., Стрижак Г.О.

Факультет кібернетики Київського національного
університету імені Тараса Шевченка

zas@unicyb.kiev.ua, st-anna@ukr.net

Сучасна платіжна система (ПС), побудована на базі платіжних карт (ПК), представляє собою складну ієрархічну територіально-розподілену інформаційно-аналітичну систему, яка відповідає за організацію, ефективне функціонування та забезпечує високонадійне виконання фінансових операцій (транзакцій) за допомогою ПК і складається з великої кількості різноманітних елементів і різноманітних взаємозв'язків між ними (рис.1) [1,2].

Важливим елементом діяльності ПС в цілому та кожного її елементу зокрема є задачі аналізу, оцінки та управління ризиками, що неодмінно виникають в процесі їх функціонування, та забезпечення належного рівня безпеки ПС. Поняття управління ризиками включає декілька видів діяльності: моніторинг ризиків, їх аналіз, розробка та впровадження моделей, алгоритмів та заходів щодо мінімізації ризиків.



Рис.1. Загальна структура сучасної ПС і взаємодія між елементами

Ризики, на учасників ПС, є різноманітними (операційні, техногенні, ринкові, юридичні ризики, тощо [2,3]); одними з найбільш актуальних (з точки зору вірогідності реалізації та можливих збитків) є фінансовий ризик та ризик шахрайства з ПК. Для ефективної оцінки та управління ризиками розробляються спеціальні математичні моделі та алгоритми, які втілюються в спеціалізованому програмному забезпеченні, для автоматизації процесу моніторингу ризиків, мінімізує участь людини в даному процесі (рис.2) [4-7].

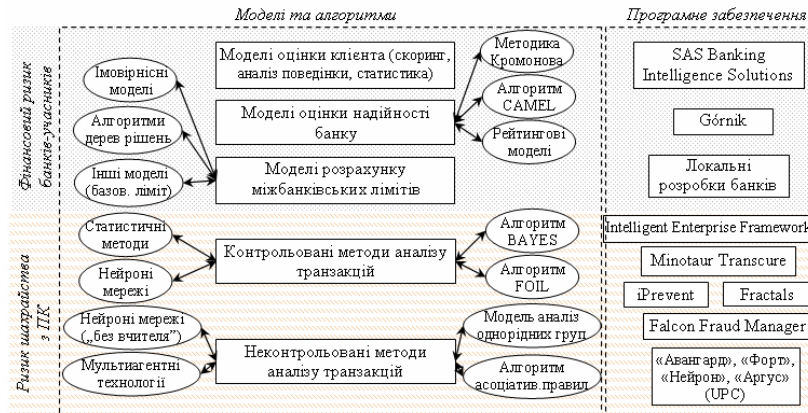


Рис. 2. Математичне та програмне забезпечення для аналізу ризиків в ПС

Програмне забезпечення аналізу та управління ризиками в ПС повинно комплексно розв'язувати задачі, включати різні математичні моделі, ґрунтуватись на різнотипних по своїй природі математичних методах та алгоритмах з метою компенсації недоліків одного методу перевагами іншого, забезпечити різнобічне вирішення проблеми аналізу ризиків. На рис.2 представлено моделі та методи, які використовуються при дослідженні ризиків у ПС ВАТ «УкрКарт».

Література

1. <http://www.ukrcard.com.ua>
2. Быстров Л.В., Воронин А.С., Гамольский А.Ю. и др. Пластиковые карты, - М.: "БДЦ-пресс", 2005 – 624с.
3. Ющенко В.А., Савченко А.С., Цокол С.Л., Новак І.М., Стахарчук В.П. Платіжні системи. – К.: „Либідь”, 1998. – 416с.
4. Заславський В.А., Стрижак А.А. Применение самоорганизующихся карт для выявления мошеннических транзакций в платежной системе // Проблемы управления и информатики.-2006.-№6.-С.128-141.
5. Bolton R.J., Hand D.J. Statistical Fraud Detection: A Review // Report, Department of Mathematics, Imperial College, London, 2002

6. Brause R., Langsdorf T., Hepp M. Credit Card Fraud Detection by Adaptive Neural Data Mining // Internal Report 7/99, FB Informatik, Universitat Frankfurt A.M., 1999.
7. <http://www.upc.ua/>

МАТЕМАТИЧНА МОДЕЛЬ ЛІНІЙНОГО ВУЗЛА ЕЛЕКТРИЧНОГО НАВАНТАЖЕННЯ

Зінько П.М.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

zinko@unicyb.kiev.ua

Чабан А.В.

Національний університет "Львівська політехніка"

msomail@yandex.ru

Математичне моделювання електромагнітних і електромеханічних процесів займає чільне місце на етапах проектування та реалізації практичної більшості електротехнічних систем. Одним з основних елементів згаданих систем є електричний вузол навантаження, який складається з силового трансформатора, до якого ввімкнене навантаження. Досить часто в задачах електроенергетики достатньо елементи вузла розглядати в лінійному варіанті (лінійна залежність між потокозчепленнями й намагнічувальними струмами) [1]. Такий підхід істотно не знизить ступені адекватності математичної моделі вузла, натомість дасть змогу аналізувати перехідні процеси на підставі аналітичних та чисельно-аналітичних методів. У роботі ми пропонуємо математичну модель вузла електричного навантаження, елементами якого є активне, індуктивне та активно-індуктивне навантаження. Задля стабілізації напруги електричного вузла використаємо паралельно ввімкнену компенсаційну конденсаторну батарею. Саме наявність батареї у вузлі призводить до істотної щільності диференціальних рівнянь системи, що і виправдовує застосування аналітичних та числово-аналітичних методів їх інтегрування. Математична модель вузла навантаження будується на підставі рівнянь Лагранжа другого роду для електричних і магнітних кіл [2].

Для числово-аналітичного розв'язування задачі Коші при певних початкових умовах використовується формула типу "прогноз-корекція" [3]:

$$\frac{dx(t)}{dt} = f(x(t), t), \quad x(0) = x^0,$$

$$x(t+h) = p(t+h) + \int_t^{t+h} [E + (t+h-\tau) \partial f(p(t+h), t+h) / \partial x] \times \\ \times [f(p(\tau), \tau) - dp(\tau) / d\tau] d\tau,$$

де $h > 0$ – крок інтегрування; E – одинична матриця; $p(\tau)$ – прогнозна функція, яка вибирається у вигляді перших доданків формули Тейлора або у вигляді інтерполяційних поліномів Лагранжа, Ерміта.

Література

1. *Л.О. Чуа, Пен-Мин Лин.* Машинный анализ электронных схем. – М.: Энергия, 1980. – 638с.
2. *Чабан А.В.* Математичне моделювання коливних процесів в електромеханічних системах Видання друге, виправлене й доповнене. – Львів, В-во Т.Сороки – 2008. – 328 с.
3. *Зінько П.М.* Методи наближеного розв'язування задач Коші, які використовують розв'язуючі оператори і формулу Тейлора // Обчислювальна і прикладна математика. –1997. –вип.1. –с.54–59.

КЛАСТЕРИЗАЦІЯ ТА КЛАСИФІКАЦІЯ МОВНИХ СИГНАЛІВ

Зінько Т.П.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
tzinko@ukr.net

Розглядається задача кластеризації та класифікації мовних сигналів для множини векторів ознак мовних сигналів. Для побудови дерева, за яким буде відбуватися подальша класифікація (віднесення вектора ознак промовленого слова до того чи іншого класу дерева) застосовується метод кластеризації k -середніх, а саме 2-середніх. На вхід задається множина векторів ознак аудіосигналів $(2^p, p \in N)$, яка далі розбивається алгоритмом методу 2-середніх. Після чого, для новоствореного вектора із множини векторів ознак застосовуємо класифікатор, котрий будує гіперплощину, яка розділяє простір на два півпростори, тобто знаходимо вектор a_Δ як розв'язок рівняння $X^T a_\Delta = y_\Delta$ по формулі:

$$a_\Delta = (X^T)^+ y_\Delta,$$

де $(X^T)^+$ – псевдообернена до транспонованої матриці векторів ознак аудіосигналів; y_Δ – вектор, як розв’язок квадратичної форми $y_\Delta^T Z(X) y_\Delta = \min_{\|y\| \geq 1} y^T Z(X) y$, де $Z(X) = I - X^+ X$, I – одинична матриця.

Таким чином, застосовуючи дихотомну класифікацію до побудованого дерева методом 2-середніх, як результат отримаємо необхідний вектор ознак, який характеризує певний аудіосигнал.

Література

1. Кириченко Н.Ф., Кривонос Ю.Г., Лепеха Н.П. Синтез систем нейрофункциональных преобразователей в решении задач классификации // Кибернетика и системный анализ. – 2007. – №3. С. 47-57.
2. 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. 107-124.

КРАЙОВІ ЗАДАЧІ ДЛЯ РІВНЯНЬ У ЧАСТИННИХ ПОХІДНИХ – ЗАДАЧІ В УМОВАХ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ

Ільків В. С.^а, Магеровська Т. В.^б

^аНаціональний університет "Львівська політехніка",

^бДержавний університет внутрішніх справ

ilkivv@i.ua

Багато крайових задач для рівнянь з частинними похідними є некоректними (умовно коректними) [1]. Ці задачі містять деякі параметри та можуть не мати розв’язків при одних значеннях параметрів, мати безліч розв’язків при інших значеннях параметрів або мати розв’язки у просторах функцій різної гладкості при різних значеннях параметрів. Проблема полягає у визначенні простору функцій, в якому існує єдиний розв’язок задачі для майже всіх значень її параметрів та визначенні цього розв’язку.

Можуть бути такі два випадки: існує простір, у якому задача розв’язна для всіх значень її параметрів, але можливо визначити підпростір, у якому існують розв’язки задачі для майже всіх значень параметрів і другий випадок, коли не існує такого простору, у якому розв’язна задача для всіх значень параметрів. Перший випадок характерний для задачі з початковими умовами (задачі Коші), а другий – для крайових задач з умовами типу Діріхле, з нелокальними

умовами, з багатоточковими умовами тощо. Такий підхід до розгляду (майже всіх) крайових задач для рівнянь з частинними похідними називається *метричним* підходом.

Ситуація невизначеності полягає в тому, що при заданих значеннях параметрів задачі дуже складно встановити у другому випадку існування, єдиність та гладкість її розв'язку. Аналогічно, у першому випадку, практично неможливо встановити ступінь підвищення гладкості розв'язку.

Розглядувані задачі пов'язані з відомою проблемою *малих знаменників*, суть якої – встановлення оцінок знизу цих величин. Для розв'язання проблеми малих знаменників використовують методи аналітичної теорії чисел для фіксованих параметрів та методи метричної теорії діофантових наближень в областях або на гладких (алгебричних) многовидах для множин параметрів.

Література

1. Ільків В. С., Пташник Б. Й. Задачі з нелокальними умовами для рівнянь з частинними похідними. Метричний підхід до проблеми малих знаменників// УМЖ –2006. – 58, №12. – С. 1624–1650.

МНОГОАГЕНТНЫЕ РЕШАЮЩИЕ СИСТЕМЫ

Ян Калуски

Силезкий Технологический университет, Польша

jan.kaluski@polsl.pl

Информативные Многоагентные Системы находят все более широкое применение в различных отраслях техники, а также в экономике, менеджменте и в финансах [2]. Системы эти применяются для анализа и решения изысканных проблем Искусственного Интеллекта и являются автономными решающими системами в экстремальных условиях [1]. Начало многоагентных систем это 90-тые годы прошлого века и их интенсивное развитие продолжается по нынешний день. Они приходят на смену экспертным системам, которые по своему принципу не выполняют требований автономности в решающих системах. Наиболее известными многоагентными системами являются системы управления боем в иракской войне, многоагентная автономная система Pathfinder в эксплорации Марса и др. В последнее время в аэропорту Лос-Анджелеса внедряется многоагентная система, помогающая в борьбе с наркобизнесом [2].

Многоагентные системы используют семантические сети Web с особым видом данных в Интернете. Взаимодействие в этом случае

происходит через W3C (World Wide Web Consortium) с применением XML для синтаксиса и URI для названий [3-9].

В настоящей работе в связи с этим дано определение агента и агенции, а также вкратце оговорены семантические сети Web. Приводятся два примера одноагентной и многоагентной решающей системы. Решение этих примеров ведется с использованием Марковских Решающих Процессов.

Литература

1. Marecki J.: *Semantic Networks and Intelligent Agent*. Network Integrators Associates. Parkland, Florida, USA, 2003.
2. Marecki J.: *Scheduling with Continuous Resources in Agent Systems*. PhD-thesis, University of Southern California, Los Angeles, 2008.
3. *DARPA Agent Markup Language*. www.damal.org
4. *The World Wide Web Consortium*. www.w3c.org
5. *Semantic Web*. www.semanticweb.org
6. *W3C and Semantic Web*. www.w3c.org/2001/sw
7. *Multi-Agent Systems Lab*. www.dis.cs.umass.edu
8. *Intelligent Software Agents Lab. RETSINA*. www.cs.cmu.edu/~softagents
9. *Software Agents Group*. www.Agents.media.mit.edu

НАБЛИЖЕНИЙ СИНТЕЗ ОПТИМАЛЬНОГО ОБМЕЖЕНОГО КЕРУВАННЯ ДЛЯ ПАРАБОЛІЧНОГО ПРОЦЕСУ¹

¹Капустян О.А., ²Сукретна А.В.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

¹ alexkap@i.com.ua, ² sukretna@gmail.com

Для $\varepsilon \in (0,1)$ розглянемо задачу оптимального керування

$$\begin{cases} y_t^\varepsilon(x,t) = A^\varepsilon(y^\varepsilon(x,t)) + g^\varepsilon(x)v(t), & (t,x) \in Q_T = (0,T) \times \Omega, \\ y^\varepsilon(x,t) = 0, & x \in \partial\Omega, t \in [0,T], \\ y^\varepsilon(x,0) = y_0(x), & x \in \bar{\Omega}; \end{cases}$$

$$v(\cdot) \in U = \{v \in L_2([0,T]) : |v(t)| \leq \xi \text{ м.с. на } [0;T]\}, \quad (1)$$

$$J^\varepsilon(v) = \left(\int_{\Omega} q(x) y^\varepsilon(x,T) dx \right)^2 + \gamma \int_0^T v^2(t) dt;$$

де $\Omega \subset R^n$ – обмежена область з гладкою межею, $A^\varepsilon := \operatorname{div}(a^\varepsilon \vec{\nabla})$,

¹ Робота виконана за фінансової підтримки ДФФД України (проект №Ф29.1/025)

$a^\varepsilon(x) = a(x/\varepsilon)$ вимірна симетрична матриця $n \times n$, яка задовольняє умови рівномірної еліптичності й обмеженості, $g^\varepsilon \in L_2(\Omega)$, $g^\varepsilon(x) = g(x/\varepsilon)$, $y_0 \in H_0^1(\Omega)$, $a(x)$ та $g(x)$ – 1-періодичні матриця і функція відповідно, ε – малий параметр, $q \in L_2(\Omega)$, $\gamma > 0$.

Для задачі (1) побудовано усереднене наближене обмежене керування за принципом зворотного зв'язку у випадку, коли керування сходиться з обмежень. Аналогічні питання, але без швидко осцилюючих коефіцієнтів, розглянуті в [1], випадок виходу керування на обмеження розглянуто в [2].

Література.

1. Капустян О.А. Наближений синтез оптимального обмеженого керування для параболічної крайової задачі // Укр. мат. журн. – 2004. – т. 56, № 10. – С. 1384 – 1394.
2. Сукретна А.В., Капустян О.А. Наближений усереднений синтез задачі оптимального керування для параболічного рівняння // Укр. мат. журн. – 2002. – т. 54, № 12. – С. 1704 – 1709.

ПСЕВДООБЕРНЕННЯ ТА ЛІНІЙНІ СТРУКТУРИ В ЗАДАЧАХ ПРОГНОЗУ ТА КЛАСТЕРИЗАЦІЇ

М.Ф.Кириченко, В.С.Донченко
voldon@unicyb.kiev.ua

Псевдообернення, введене в математичну практику роботою Мура 1920 р. через, власне, теорему існування, було повторно інтродуковане Пенроузом в 1955 р. через оптимізаційну процедуру. Наразі можна назвати, мабуть що, більше десятка еквівалентних визначень псевдообернення. Принциповим у застосуванні псевдообернення в прикладних задачах є сингулярне представлення псевдообернення у вигляді суми тензорних добутків векторів та розвиток аналітичних методів застосування псевдообернення, запропонованих та розвинених в роботі М.Ф. Кириченка[1].

Розвинені в цитовані роботі аналітичні методи застосування псевдообернення дозволяють конструктивно породжувати, описувати та оперувати з лінійними структурами, якими є підпростори та гіперплощини, породжені тими чи іншими системами векторів чи пов'язані з тими чи іншими об'єктами. Це повною мірою стосується і гіперплощин, що описують множину можливих розв'язків систем лінійних алгебраїчних рівнянь.

Можливості конструктивного та явного виділення лінійних структур є принциповими в задачах відновлення функцій з метою прогнозу, в задачах кластеризації та класифікації в інших задачах, в кінцевому рахунку мають справу з лінійними структурами, як це має місце в задачах термінального керування та спостереження.

Можливості псевдообернення виділяти, описувати та надавати засоби оперування з внутрішньою лінійною структурою тих чи інших сукупностей векторів евклідового простору з метою прогнозу чи класифікації, будувати відстані відповідності на основі підходящих квадратичних форм, ефективно будувати гіперплощини, які чи концентрують чи розділяють відповідні сукупності, будувати критерії однорідності тих чи інших сукупностей векторів можуть бути ефективно використані в розв'язанні задач прогнозу, кластеризації та класифікації в таких в різноманітних прикладних областях.

Література

1. Кириченко Н.Ф., Аналитическое представление возмущений псевдообратных матриц // Кибернетика и системный анализ. – 1997. – №2. – С. 98–107.

ЕНТРОПІЙНІ МЕТОДИ ПРОГНОЗУВАННЯ ФІНАНСОВИХ ПОТОКІВ

Кінаш О.М., Хомич С.В., Кінаш І.С.

Львівський національний університет імені Івана Франка

email@hotbox.ru, Okinasch@yahoo.com

Як відомо, загальна теорія ентропійних моделей, які описують найбільш ймовірний макростан складної системи, в якій взаємодія на мікрорівні характеризується статистикою Больцмана, використовується для моделювання потоків в стохастичних комунікаційних системах, багатопродуктових економічних системах, і для побудови моделей розміщень з врахуванням переваги елементів [1],[2],[3]. Пропонується застосування ентропійних методів до моделювання фінансових потоків. Отримані моделі є так званими гравітаційними моделями, як аналоги гравітаційної взаємодії Ньютона [4],[5],[6],[7].

Література

1. Wilson A.G. Entropy in urban and regional modeling/Pion Limited. London, 1970.
2. Theil H. Economics and information theory/ North-Holland. Amsterdam, 1967.

3. Leontief W., Strout A. Multi-regional input-output analysis. In: Structural Interdependence and Economic Development/ Ed. T. Barna, Macmillan, London, 1963.
4. 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.
5. 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.
6. 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.
7. 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.

ОЦЕНКА СКОРОСТИ СХОДИМОСТИ В ОБРАТНОЙ ЗАДАЧЕ КОШИ С БЫСТРО ОСЦИЛЛИРУЮЩИМИ ПЕРИОДИЧЕСКИМИ КОЭФФИЦИЕНТАМИ.

Козырь С.

Донецкий национальный университет.

bondarev.mart@gmail.com

Рассмотрим [1] решение обратной задачи Коши для уравнения

$$\frac{\partial u^\varepsilon(t, x)}{\partial t} + \frac{1}{2} \beta^2 \left(\frac{x}{\varepsilon} \right) \frac{\partial^2 u^\varepsilon(t, x)}{\partial x^2} + \frac{1}{2} \alpha \left(\frac{x}{\varepsilon} \right) \frac{\partial u^\varepsilon(t, x)}{\partial x} = \quad (1)$$

$$= f(t, x), u^\varepsilon(T, x) = \varphi(x), 0 \leq t \leq T,$$

функции $|f(t, x)| \leq K < +\infty, |\varphi(x)| \leq K < +\infty$ и липшицевы по x ,

функции $\alpha(x), \beta(x)$ 1-периодические, такие, что

$$\alpha(x) = \alpha(x+1), \beta(x) = \beta(x+1), |\alpha(x)| \leq K < +\infty,$$

$$0 < \lambda \leq \beta^2(x) \leq K < +\infty,$$

$$|\alpha(x) - \alpha(y)| + |\beta(x) - \beta(y)| \leq L|x - y|.$$

Пусть

$$\bar{\alpha} = \int_0^1 \alpha(x) \rho(x) dx, \bar{\beta}^2 = \int_0^1 \beta^2(x) \rho(x) dx,$$

$$\rho(x) = \frac{1}{\beta^2(x)} \left[\int_0^1 \frac{dy}{\beta^2(y)} \right]^{-1}.$$

Вероятностными методами установлена оценка скорости сходимости $u^\varepsilon(t, x)$ к $u(t, x)$, где $u(t, x)$ решение задачи типа (1) с усреднёнными коэффициентами $\bar{\alpha}, \bar{\beta}^2$.

Література.

1. *Скороход А.В.* Современные проблемы математики. Фундаментальные направления. Москва. ВИНТИ. Т.43, 1989. 274 с.

МОДЕЛЬ БАГАТОКРИТЕРІАЛЬНОЇ КОМБІНАТОРНОЇ ЗАДАЧІ НА ПОЛІПЕРЕСТАНОВКАХ

Колєчкіна Л.М.

Інститут кібернетики імені В.М. Глушкова НАН України

ludapl@ukr.net

Родіонова О.А.

Полтавський університет споживчої кооперації України

rodionovaoa@mail.ru

Питання багатокритеріальної дискретної оптимізації не втрачають своєї значущості [1-3]. Інтерес до полікомбінаторних множин зумовлений можливістю їх використання для побудови математичних моделей практичних задач багатокритеріальної оптимізації. Прикладом є наступна модель.

Розглянемо роботу підприємства, перед яким стоять завдання: отримати максимальний прибуток, зменшити кількість невиконаних замовлень та понаднормовий час, що записуються у вигляді функцій $f_i(x), i \in N_s$. При розв'язуванні слід врахувати особливість побудови множини допустимих розв'язків, що утворює множину поліперестановок, елементи якої визначають план виробництва товару кожної категорії.

Математична модель задачі: визначити $f_i(x) = \max < c_j^i x_j >, i \in N_s, j \in N_k$ за умови $x = (x_1, \dots, x_k) \in P_{kn}^s(A, H)$ при додаткових обмеженнях виробництва $A_{ij} x_j \leq b_j, \text{ де } i \in N_m, j \in N_k$.

Дана задача є багатокритеріальною на множині поліперестановок. Для цього класу задач сформульовано підхід до розв'язування на основі об'єднання методу обмежень та комбінаторного відсікання, побудовано алгоритм. Подальші дослідження плануються проводитись у напрямку пошуку нових методів розв'язування та дослідження ефективності вже існуючих.

Література

1. Сергиенко И. В. Математические модели и методы решения задач дискретной оптимизации. – К.: Наукова думка, 1988. - 472 с.
2. Семенова Н.В., Колечкина Л.Н., Нагирина А.Н. Решение и исследование векторных задач комбинаторной оптимизации на множестве полиперестановок // Проблемы управления и информатики. – 2008. – №6 – С.26-41.
3. Колечкина Л.М., Родіонова О.А. Многокритериальные комбинаторные задачи оптимизации на множестве полиразмещений//Кибернетика и системный анализ – 2008. – №2 – С.152-160.

ЧИСЛЕННОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ ЗАГРЯЗНЕНИЯ ГРУНТОВЫХ ВОД ЛЕГКИМИ НЕФТЕПРОДУКТАМИ

Кремез В.С.

Институт гидромеханики НАН Украины

kremez@ukr.net

В рамках гидравлического приближения разработана математическая модель плановой нестационарной фильтрации двух несмешивающихся жидкостей с различными физическими свойствами (плотностями и вязкостями)

$$n_2 \left(\frac{\partial h_2}{\partial t} - \frac{n_1}{n_2} \frac{\partial h_1}{\partial t} \right) = \frac{\partial}{\partial x} \left(k_2 (h_2 - h_1) \frac{\partial h_2}{\partial x} \right) + \frac{\partial}{\partial y} \left(k_2 (h_2 - h_1) \frac{\partial h_2}{\partial y} \right) + \varepsilon_2,$$

$$n_1 \frac{\partial h_1}{\partial t} = \frac{\rho_2}{\rho_1} \frac{\partial}{\partial x} \left(k_1 (h_1 - m) \frac{\partial h_2}{\partial x} \right) + \frac{\rho_2}{\rho_1} \frac{\partial}{\partial y} \left(k_1 (h_1 - m) \frac{\partial h_2}{\partial y} \right) +$$

$$\frac{\Delta \rho}{\rho_1} \frac{\partial}{\partial x} \left(k_1 (h_1 - m) \frac{\partial h_1}{\partial x} \right) + \frac{\Delta \rho}{\rho_1} \frac{\partial}{\partial y} \left(k_1 (h_1 - m) \frac{\partial h_1}{\partial y} \right) + \varepsilon_1, \Delta \rho = \rho_1 - \rho_2 > 0,$$

где: $h_2 = h_2(x, y, t)$ – ордината верхней поверхности слоя нефтепродуктов; $h_1 = h_1(x, y, t)$ – ордината свободной поверхности грунтовых вод (или границы раздела жидкостей); $m = m(x, y)$ – ордината подошвы пласта; ρ_2, ρ_1 – плотности нефтепродуктов и воды; k_2, k_1 – коэф-

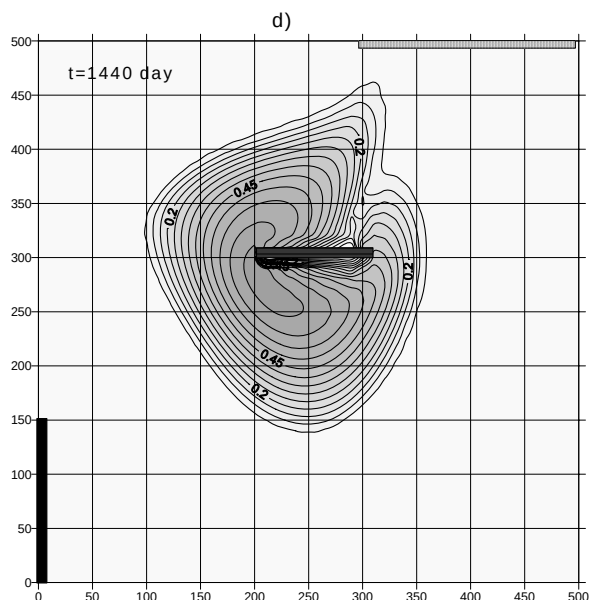
коэффициенты фильтрации грунта для нефтепродуктов и воды; n_2, n_1 - коэффициенты недостатка насыщения; $\varepsilon_2 = \varepsilon_2(x, y, t)$; $\varepsilon_1 = \varepsilon_1(x, y, t)$ - интенсивности инфильтрации нефтепродуктов и воды соответственно.

Рассмотрен случай поступления в водоносный горизонт нефтепродуктов, плотность которых меньше плотности воды (например, керосин), что обеспечивает устойчивую стратификацию двухслойного фильтрационного потока.

Решение записанных уравнений с начальными и граничными условиями, соответствующими реальным природным и техногенным

условиям, получено методом конечных разностей по неявной схеме с использованием новой итерационной процедуры для решения систем аппроксимирующих алгебраических уравнений на каждом временном шаге. Составлена и отлажена программа для ПК.

На рисунке приведены результаты решения модельной задачи в один из моментов времени для характерных значений



фильтрационных параметров супесчаного грунта при начальной толщине 2м прямоугольного слоя авиационного керосина на поверхности грунтовых вод при наличии совершенной противofiltrационной завесы (ПФЗ).

Разработанная методика позволяет выполнять прогнозирование процессов загрязнения в природных условиях и моделировать различные способы управления движением слоя нефтепродуктов с помощью ПФЗ, систем скважин и инфильтрационных бассейнов воды.

ПРО СТРУКТУРУ НЕРОЗВ'ЯЗНОСТІ НЕСУМІСНИХ ЛІНІЙНИХ СИСТЕМ

Кудін В.І., Кудін Г. І.
КНУ імені Тараса Шевченка
kudin@unicyb.kiev.ua

Досліджується нерозв'язна повнорангова система лінійних алгебраїчних нерівностей вигляду

$$a_j u \leq c_j, j \in J, (Au \leq C), \quad (1)$$

де $A = \{a_{ji}\}_{j,i=1}^{n,m} = \{a_j\}_{j=1}^n$, $a_j = (a_{j1}, a_{j2}, \dots, a_{jm})$, $j \in J$, $n > m$ $i \in I$,
 $u = (u_1, u_2, \dots, u_m)^T$, $C = (c_1, c_2, \dots, c_n)^T$.

Нехай $A_a - (m \times m)$ - підматриця A має властивості базисної матриці рангу m , яка побудована згідно методу базисних матриць [1]. Згідно визначення активних, пасивних та породжуючих нерозв'язність обмежень побудовано алгоритмічну схему ідентифікації послідовності непересічних поміж собою областей розв'язності для вихідної системи нерівностей (1).

Основні кроки алгоритму:

1. Формується: $A_a^{(i)}$, $B^{(i)} = \alpha_0 A_a^{(i)}$, $\alpha_0 = (\alpha_{01}, \alpha_{02}, \dots, \alpha_{0m})$, $\alpha_{0k} \geq 0$,
 $k \in I$ і задача

$$\max B^{(i)} u, a_j u \leq c_j, j \in J^{(i)}, \text{ де } J^{(i)} = J, i = 1, 2, \dots. \quad (2)$$

2. Знаходиться розв'язок задачі (2), ідентифікується та усуваються із розгляду множини $J_p^{(i)}$, $J_N^{(i)}$ - пасивних та породжуючих нерозв'язність обмежень відповідно, формуються множини $J^{(i)} = J / J_N^{(i)}$, $J = J_N^{(i)}$. Перехід на крок 1 при $i = i + 1$.

Завершується алгоритм при виконанні умови $J_N^{(i)} = \emptyset$.

Встановлено властивості множин $J^{(k)}$, $k = 1, 2, \dots, i$ з (1).

Література

[1] Кудін В.І., Ляшко С.І., Яценко Ю.П., Хрітоненко Н.В. Метод штучних базисних матриць // Доп. НАН України. – 2007. – № 9. – С. 29–33.

ПСЕВДООБЕРНЕННЯ В ЗАДАЧАХ ОПТИМІЗАЦІЇ СИСТЕМ

Кудін Г. І.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

kudin@unicyb.kiev.ua

В роботі [1] була поставлена задача оптимального синтезу структур для лінійних систем керування, коли оптимізація здійснюється не тільки на етапі побудови оптимального управління по тому або іншому критерію оптимальності, але і оптимізуються також параметри математичної моделі. Також був запропонований можливий підхід до її розв'язання, пов'язаний з використанням математичного апарату теорії псевдообернених та проєкційних операторів, доповнений новими результатами, які відносяться до проблеми збурення елементів матриць або зміни самої структури матриць [2].

В доповіді приводиться алгоритм оптимального вибору структури розподілу керуючого сигналу в лінійній дискретній системі термінального керування з метою оптимізації керованості і мінімізації норми головного розв'язку..

Література

- [1] Кириченко Н.Ф., Матвиенко В.Т. Оптимальный синтез структур для линейных систем. // Проблемы управления и информатики. – 1996.-№1-2. – С.162-171.
- [2].Кириченко Н.Ф.,Лепеха Н.П. Возмущение псевдо-обратных и проекционных матриц и их применение к идентификации линейных и нелинейных зависимостей. //Проблемы управления и информатики.– 2001.-№1.-С.6-22
- [3].Кудін Г.І. Оптимізація структур для лінійних систем керування. II// Вісник Київського університету. Сер. фіз.-мат. науки .- 2004.- № 3 - С. 233-237
- [4] Кириченко Н.Ф., Донченко В.С. Псевдообращение в задачах кластеризации // Кибернетика и системный анализ.–2007.-№4.-С. 73-91..

ЗАДАЧА ПРО ДИВЕРСИФІКАЦІЮ ІНВЕСТИЦІЙНОГО ПОРТФЕЛЯ

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

¹Київський національний університет ім. Тараса Шевченка

²Київський національний економічний університет ім. В.Гетьмана

V.Kulyan@gmail.com

Мета даної роботи полягає у застосуванні методів математичного моделювання та теорії керування для розв'язання динамічних задач інвестиційного менеджменту, для дослідження стратегій управління портфелем активів та пасивів і взагалі фінансових інструментів у динамічному випадку. Динамічні моделі управління активами і зобов'язаннями знайшли найбільш успішне застосування у сфері довгострокового фінансового планування, де необхідність неодноразового прийняття рішень визначається сутністю процесу.

Для формулювання задачі керування параметрами портфеля акцій на основі моделі формування динаміки вартості окремої акції [1]

$$\dot{r}_i = (\alpha_1 SM_{ind}(t) + \alpha_2 I(t))r_i(t) + \alpha_3(x(t), r(t))$$

на інтервалі часу $t \in [t_0, t_1]$ будується рівняння динаміки портфеля акцій r_p

$$\frac{dr_p(t)}{dt} = 2r_p(t) - \sum_i \sum_j x_i(t)r_i(t)\left(\frac{f_j}{r_j(t)} + \frac{dx_j(t)}{dt} \frac{1}{x_j(t)}\right), i \neq j.$$

Детальний його аналіз вказує на дві важливі властивості, які характеризують ринкову вартість портфеля і полягають в тому, що ця динаміка залежить від динаміки як очікуваної прибутковості акцій, так і зміни його структури.

Література

1. Гаращенко Ф.Г., Кулян В.Р., Рутицькая В.В. Качественный анализ математических моделей инвестиционного менеджмента// Кибернетика и вычислительная техника. – 2005. – 148. – с. 279-285.

УСТОЙЧИВОСТЬ ЦЕЛОЧИСЛЕННОЙ ЗАДАЧИ ПОИСКА ПАРЕТО-ОПТИМАЛЬНЫХ РЕШЕНИЙ

Лебедева Т.Т., Сергиенко Т.И.

Институт кибернетики им. В.М.Глушкова НАН Украины
lebedtt@i.com.ua

Рассмотрена задача целочисленной оптимизации $Q(F, X) : \max \{F(x) \mid x \in X\}$ поиска элементов множества Парето $P(F, X) = \{x \in X \mid \pi(x, F, X) = \emptyset\}$. Здесь $F(x) = (f_1(x), f_2(x), \dots, f_\ell(x))$, $f_i : R^n \rightarrow R^1$, $i \in N_\ell$, $N_\ell = \{1, \dots, \ell\}$, $\ell \geq 2$, $X = G \cap Z^n$, $G \in R^n$, Z^n – множество всех целочисленных векторов в R^n , $2 \leq |X| < \infty$, $\pi(x, F, X) = \{y \in X \mid F(y) \geq F(x), F(y) \neq F(x)\}$. Пусть U – пространство исходных данных задачи. Для любых $u \in U$ и числа $\delta > 0$ определим множество $O_\delta(u) = \{u(\delta) \in U \mid \|u(\delta) - u\| < \delta\}$ возмущенных исходных данных, возмущенную целевую функцию $F_{u(\delta)}(x)$ и возмущенное допустимое множество $X_{u(\delta)}$.

Задачу $Q(F, X)$ назовем устойчивой, если $\exists \delta > 0 : \forall u(\delta) \in O_\delta(u) (P(F, X) \subset P(F_{u(\delta)}, X_{u(\delta)}))$.

Обозначим через $\Omega(P)$ множество всех точек $x \in X$, которые устойчиво не принадлежат множеству $P(F, X)$, т.е. $\Omega(P) = \{x \in X \setminus P(F, X) \mid \exists \delta > 0 \forall u(\delta) \in O_\delta(u) (x \notin P(F_{u(\delta)}, X_{u(\delta)}))\}$.

Теорема [1]. Пусть $P(F, X) \neq X$. Необходимым условием устойчивости задачи $Q(F, X)$ является выполнение соотношения $X \setminus P(F, X) = \Omega(P(F, X))$. Если G – выпуклый многогранник в R^n , то это условие является и достаточным.

Литература:

[1] Лебедева Т.Т., Сергиенко Т.И. Разные типы устойчивости векторной задачи целочисленной оптимизации: общий подход // Кибернетика и сист. анализ. – 2008. – № 3. – С. 142-148.

МАРКОВСЬКА МОДЕЛЬ ВУЗЛА ТРАНКІНГОВОЇ МЕРЕЖІ*

Лебєдєв Є.О., Шаріпова М.К.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

Розглядається система масового обслуговування (СМО), яка представляє собою стохастичну систему з m однотипними інформаційними(трафіковими) каналами і одним контрольним. На вхід системи надходить пуассонівський потік викликів інтенсивності λ . Кожен виклик складається з службової і трафікової частин. Встановлення зв'язку відбувається у два етапи: спочатку іде обмін службовою інформацією, яка необхідна для з'єднання між абонентами, а потім передається трафікове навантаження. Службова інформація обробляється на контрольному каналі. Час обробки розподілений за показниковим законом з параметром μ_1 . Трафікове навантаження передається будь-яким вільним трафіковим каналом. Час передачі трафікової частини виклику розподілений за показниковим законом з параметром μ_2 , $\mu_1 \gg \mu_2$. Виклик отримує відмову, якщо зайнятий або контрольний канал, або зайняті усі m трафікових каналів. Щоб цей виклик все ж таки був обслужений, він повинен знову надійти на вхід СМО й розглядатися при цьому як виклик, що надійшов вперше.

Процес обробки викликів у системі, що описується двовимірним вектором $Q(t) = (Q_1(t), Q_2(t))$, є ланцюгом Маркова з неперервним часом, де $Q_1(t) \in \{0, 1\}$ - стан контрольного каналу у момент часу t ("0" вказує на те, що канал є вільним, "1" - зайнятим), $Q_2(t) \in \{0, 1, \dots, m\}$ - число зайнятих трафікових каналів у момент часу t .

Для описаної вище системи знайдено явні формули для стаціонарних імовірностей:

$$\pi(0, i) = \sum_{k=i}^m (-1)^{k-i} \binom{k}{i} A_k, \quad \pi(1, i) = \sum_{k=i}^m (-1)^{k-i} \binom{k}{i} B_k, \quad i = 0, 1, 2, \dots, m,$$

$$\text{де } B_k = \left(\rho_1 + \frac{\mu_2}{\mu_1} k \right) A_k - \rho_1 \binom{m}{k} A_m, \quad k = 1, \dots, m-1,$$

$$A_k = \frac{1 + A_m \rho_1}{1 + \rho_1} S_k + A_m S_k \sum_{j=0}^{k-1} \binom{m}{j} \left[\frac{\mu_2}{\mu_1} (m-j) - 1 \right] S_j^{-1}, \quad k = 1, 2, \dots, m-1,$$

$$A_m = \left\{ \left(1 + \rho_1 \right) \sum_{i=0}^m \binom{m}{i} \left[1 - \frac{\mu_2}{\mu_1} (m-i) \right] S_i^{-1} - \rho_1 \right\}^{-1},$$

* Робота виконана за фінансової підтримки ДФФД України (проект №Ф25.1/094)

$$S_i = \frac{\rho_2^i}{i!} \left\{ \prod_{k=1}^i \left(1 + \rho_1 + \frac{\mu_2}{\mu_1} k \right) \right\}^{-1}, \quad i = 0, 1, \dots, m,$$

$\rho_1 = \frac{\lambda}{\mu_1}$, $\rho_2 = \frac{\lambda}{\mu_2}$ - навантаження контрольного та інформаційних каналів відповідно.

Як наслідок маємо ймовірність відмови в стаціонарному режимі:

$$P_0 = \frac{\rho_1}{1 + \rho_1} + \frac{\rho_1}{1 + \rho_1} \left\{ (1 + \rho_1) \sum_{i=0}^m \binom{m}{i} \left[1 - \frac{\mu_2}{\mu_1} (m - i) \right] S_i^{-1} - \rho_1 \right\}^{-1}$$

Отримані математичні результати і програмне забезпечення можуть бути використані для розрахунку реальних транкінгових мереж зв'язку.

Література

1. Анисимов В.В., Лебедев Е.А. Стохастические сети обслуживания. Марковские модели. – К.: Лыбидь, 1992. – 208 с.
2. Журбенко И.Г., Кожевникова И.А. Стохастическое моделирование процессов. М.: 1990. – 146 с.
3. Клейнрок Л. Теория массового обслуживания. Пер. с англ./Пер. И. И. Грушко; ред. В. И. Нейман. – М.: Машиностроение, 1979. – 432 с.

АСИМПТОТИЧНА СТОХАСТИЧНА СТІЙКІСТЬ В ЦІЛОМУ СИСТЕМ ВИПАДКОВОЇ СТРУКТУРИ З ІМПУЛЬСНИМИ МАРКОВСЬКИМИ ПЕРЕМИКАННЯМИ

Лукашів Т.О., Ясинський В.К.

Чернівецький національний університет імені Юрія Федьковича

lukashiv@rambler.ru

Нехай $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbf{P}, \mathbf{F} \equiv \{\mathcal{F}_t, t \geq 0\})$ – ймовірнісний базис [1]; $\{\xi(t), t \geq 0\}$ – феллерівський марковський процес із значеннями в метричному просторі $\mathbf{Y}$ з перехідною ймовірністю $\mathbf{P}(s, y, t)$; $(\eta_k, k \geq 0)$ – феллерівський ланцюг Маркова із значеннями в метричному просторі $\mathbf{H}$ з перехідною ймовірністю на k -ому кроці $\mathbf{P}_k(h, G)$ [2].

Розглянемо рівняння збуреного руху, яке будемо трактувати як динамічну систему випадкової структури

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

з імпульсною дією

$$\begin{aligned} \Delta x(t)|_{t=t_k} &= g(t_k-, \xi(t_k-), \eta_k, x(t_k-)), \\ t_k \in S \equiv \{t_n, n \in N\}, \quad \lim_{n \rightarrow \infty} t_n &= +\infty \end{aligned} \quad (2)$$

і з початковими умовами

$$\xi(t_0) = y \in Y, \quad x(t_0) = x_0 \in R^m, \quad \eta_{k_0} = h. \quad (3)$$

Припустимо, що задані:

i) вимірні по сукупності змінних відображення $a: R_t \times Y \times R^m \rightarrow R^m$, $b: R_t \times Y \times R^m \rightarrow R^m$ та $g: R_t \times Y \times H \times R^m \rightarrow R^m$ задовольняють по останньому аргументу умову Ліпшиця рівномірно по всіх інших аргументах та умову рівномірної обмеженості.

ii) $w(t) \equiv w(t, \omega) \in R^1$ – одновимірний стандартний вінерів процес [2].

Теорема. Нехай

1) $|t_{k+1} - t_k| \leq \Delta, k \geq 0$;

2) виконується умова Ліпшиця;

3) існують функції Ляпунова $v_k(y, h, x)$ і $a_k(y, h, x), k \geq 0$, такі,

що в силу системи має місце нерівність

$$\int_{Y \times H \times R^m} P_k(y, h, x)(du \times dz \times dl) v(u, z, l) - v(y, h, x) \leq -a_k(y, h, x(t))$$

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

Література

[0] Жакод Ж., Ширяев А.Н. Предельные теоремы для случайных процессов: в 2-х т. – М.: Физматгиз, 1994. – Т.1, Т.2 – 544 с., 473 с.

[1] Дынкин Е.Б. Марковские процессы. – М.: Физматгиз, 1963. – 859 с.

[2] Кац И.Я. Метод функций Ляпунова в задачах устойчивости и стабилизации систем случайной струкутры. – Екатеринбург: Изд-во Уральской госакадемии путей сообщения, 1998. – 222 с.

СИСТЕМА ПІДТРИМКИ ПРИЙНЯТТЯ РІШЕНЬ ДЛЯ АНАЛІЗУ ТА ПРОГНОЗУВАННЯ НА РИНКУ ДОРОГОЦІННИХ МЕТАЛІВ

Макшишко Н.К., Заховалко Т.В., Чеверда С.С., Головін О.

Запорізький національний університет

maxishko@ukr.net

Україна як держава з перехідною економікою має вирішити завдання інтеграції своєї фінансово-банківської системи у світові фінансові ринки, у тому числі і у новий для нашої країни ринок дорогоцінних металів. Тому стає необхідним ґрунтовний аналіз тенденцій сучасного світового ринку дорогоцінних металів. На це суттєвим чином впливає двояке значення дорогоцінних металів: з одного боку як коштовного товару, а з іншого – як реального резервного та фінансового активу.

Формування ринкової ціни на дорогоцінні метали — багатофакторний процес: вона змінюється в залежності від економічних, політичних, спекулятивних чинників. Проте прийняття рішень в умовах невизначеності щодо операцій на цьому ринку стає щоденною справою робітника банку, комерційного відділу великих підприємств тощо.

В даній роботі представлена система підтримки прийняття рішень, метою розробки якої є надання аналітичних даних та побудова прогнозів щодо цін на ринку дорогоцінних металів.

База моделей системи включає як інструментарій класичного статистичного аналізу, так і сучасні методи нелінійної динаміки [1]:

- методи фрактального аналізу,
- фазовий аналіз часових рядів,
- моделі прогнозування, що базуються на використанні клітинних автоматів,
- а також різні гібридні методи.

Комп'ютерна система побудована на основі використання модульної технології програмування із застосуванням мови програмування C Sharp. Підтримує будь-які формати зберігання вихідних даних.

Література.

0. Максишко Н.К., Перепелица В.А. Анализ и прогнозирование эволюции экономических систем.— Запорожье: Полиграф, 2006. – 236 с.

МНОЖИННА ФІЛЬТРАЦІЯ СИГНАЛІВ

Матвієнко В.Т., Ковальов І.І.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

matv@unicyb.kiev.ua

У технічних проблемах регулювання, при використанні теорії оптимального керування виникає необхідність в процедурах оцінювання і фільтрації. Оцінка стану системи або невідомих її параметрів, є однією з важливих проблем в задачах адаптивного керування і реставрації сигналу в цифровій обробці. У статті побудований клас лінійних фільтрів для оцінки параметрів об'єкту, який описується системою алгебраїчних рівнянь.

Побудова множинних фільтрів. Розглянемо модель системи, яка представлена в загальному випадку системою лінійних алгебраїчних рівнянь

$$\mathbf{A}(\mathbf{u})\mathbf{p} + \mathbf{d}(\mathbf{u}) + \mathbf{f} = \mathbf{y} \quad (1)$$

де матриця $\mathbf{A}(\mathbf{u}) \in R^{m \times n}$, вектори $\mathbf{d}(\mathbf{u}) \in R^m$, $\mathbf{f} \in R^m$, $\mathbf{y} \in R^m$, $\mathbf{u}$ – зовнішня функція впливу, значення якої передбачається відоме; $\mathbf{f}$ – збурення, значення яких невідомі, відома апіорна множина $\Omega_{\mathbf{f}}$ можливих значень цих збурень; $\mathbf{p}$ – параметр, в який може входити вектор стану системи, з невідомими значеннями; $\mathbf{y}$ – вимірювані дані про стан системи, $\mathbf{A}(\cdot)$ – відома матриця моделі. Матриця $\mathbf{A}(\mathbf{u})$ і вектор $\mathbf{d}(\mathbf{u})$ відомі параметри, досліджуваного об'єкту.

Для лінійної алгебраїчної системи, яка описується рівнянням (1) розглянемо задачу: при фіксованому $\mathbf{u}$ знайти таку функцію $\Psi(\mathbf{y})$, що $\forall \mathbf{p} \in \Omega_{\mathbf{p}}(\mathbf{u}, \mathbf{y}, \Omega_{\mathbf{f}})$ має місце умова

$$\mathbf{p} = \Psi(\mathbf{A}(\mathbf{p}, \mathbf{u}, \mathbf{f})). \quad (2)$$

де функцію $\Psi(\cdot)$ виберемо лінійною наступного вигляду

$$\Psi(\mathbf{A}(\mathbf{u})\mathbf{p} + \mathbf{d}(\mathbf{u})) = \mathbf{V}\mathbf{A}(\mathbf{u})\mathbf{p} = \mathbf{V}(\mathbf{y} - \mathbf{d}(\mathbf{u})), \quad (3)$$

де $\mathbf{V} \in R^{n \times m}$ – невідома матриця.

Одержано в явному вигляді всю множину оптимальних фільтрів при середньоквадратичній умові оптимізації.

Висновок. Побудована множина лінійних фільтрів, яка включає всі відомі часткові лінійні фільтри і є їх узагальненням. Описана множина лінійних фільтрів дає можливість одержувати різні оптимальні фільтри, залежно від вибраного критерію якості.

ІНДІВІДУАЛЬНО-ОПТИМАЛЬНІ РІВНОВАГИ В НЕКООПЕРАТИВНИХ ОДНОЦІЛЬОВИХ ІГРАХ

Мащенко С.О.

Київський університет ім. Т.Шевченка

msomail@yandex.ru

У доповіді розглядається одноцільова некооперативна гра G у нормальній формі $(X_i, R_i; i \in N)$, де $N = \{1, 2, \dots, n\}$ - множина з n гравців; X_i - множина стратегій гравця $i \in N$; R_i - бінарне відношення нестрогої переваги гравця $i \in N$ на множині ситуацій гри $X = \prod_{i \in N} X_i$. Усі гравці вибирають свої стратегії некооперативно, але мають єдину спільну ціль. Ця гра принципово відрізняється від багатоцільової гри, яка має таку ж саму нормальну форму, але характеризується тим, що кожен гравець незалежно від того діє він кооперативно з іншими гравцями, чи некооперативно, має свою особисту ціль. Одноцільова некооперативна гра G також принципово відрізняється від одноцільової багатокритеріальної задачі прийняття рішень, яка може мати таку ж саму нормальну форму, але специфічна кооперативною поведінкою гравців.

Індивідуально-оптимальні рівноваги узагальнюють властивості та включають у себе усі рівноваги Неша, коаліційні рівноваги, рівноваги за Берже, оптимальні за Парето ситуації гри. Таким чином, з'являється можливість побудови загальної моделі рівноваг. У доповіді пропонується критерій стабільності рівноваг. Індивідуально-оптимальна рівновага гри G , яка максимізує критерій стабільності, може бути рекомендована гравцям як основа для стабільної угоди.

Література

- [0] Мащенко С. О. Слабкі індивідуально- оптимальні рівноваги// Вісник Київського університету. Серія: фіз.-мат. науки. -2006.- 2.-С.169-177.
- [1] Мащенко С.О. Исследование стабильности равновесий на основе принципа индивидуальной оптимальности //Кибернетика и системный анализ.-2007. -4. -С. 162-169.
- [2] Мащенко С.О. Индивидуально-оптимальные равновесия некооперативных игр в отношениях предпочтения // Кибернетика и системный анализ.-2009. -1. -С. 171-179.

ОПТИМИЗАЦИЯ РАБОТЫ УМЯГЧИТЕЛЬНОЙ УСТАНОВКИ
Мегрелишвили З.Н., Дидманидзе И. Ш. Кахиани Г.А. Дидманидзе Д.З.
 Государственный Университет Шота Руставели, Батуми, Грузия
ibraimd@mail.ru

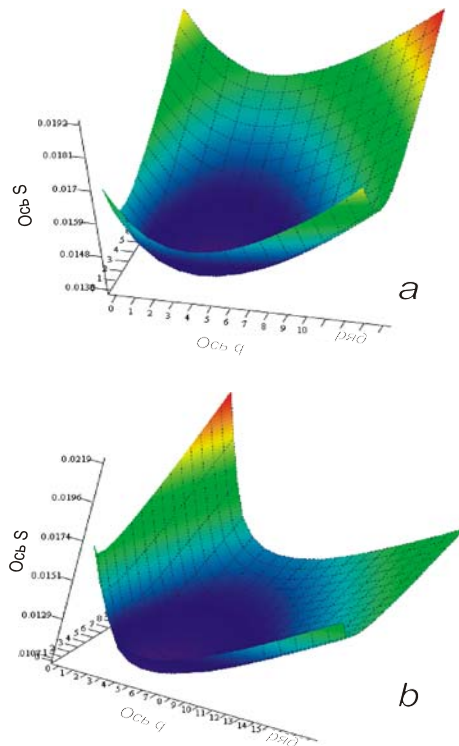
Как правило, в технологических задачах оптимальным критерием процесса принимаются экономические показатели: себестоимость полученной продукции или, когда количество получаемой продукции не меняется, приведенная стоимость. Такой критерий позволяет сравнить между собой и учесть долю разных технологических параметров таких как, объем ионита, расход реагента, гидравлическое сопротивление слоя и т.д. К положительной стороне этого критерия относится и то, что он позволяет не только рассчитать оптимальные параметры, но и сравнить разные методы и определить рациональную область их применения.

Критерием оптимизации работы натрий-катионитового фильтра выбрана приведенная стоимость 1 м³ умягченной воды. При оптимизации работы катионитового фильтра на существующих станциях водоподготовки не учитываются постоянные факторы стоимости (куда не входят режимные параметры), стоимость здания и затраты на заработную плату.

Критерий оптимизации окончательно принимает вид:

$$P_p = 5q\mathcal{E} \cdot \mathcal{C}_1 M_1 \cdot 10^{-7} + 2,8P\mathcal{C}_2 \cdot 10^{-8} + \left(\frac{Q_{уд} \cdot C_p + 2qE_p}{2E_p \cdot C_p} \right) \mathcal{E}\mathcal{C}_3 + \\ + \left(\gamma_0 \mathcal{C}_4 + 1,25 \frac{\mathcal{C}_5}{H_0 f_{cm}} \right) \cdot \frac{E_p H_0 + V\mathcal{E} t_p}{E_p V} \cdot 7,3 \cdot 10^{-9}$$

где, q - удельный расход реагента, г-экв/г-экв; $\mathcal{E}$ - задержанная жесткость, г-экв/м³; M_1 - эквивалентная масса реагента, г/г-экв; $\mathcal{C}_1$ - стоимость реагента, руб. за тону; P - гидравлическое сопротивление слоя загрузки, Па, $\mathcal{C}_2$ - стоимость 1 квт-час электроэнергии, руб; $Q_{уд}$ - удельный расход воды на отмывку, м³/м³; C_p - концентрация регенерационного раствора, г-экв/м³; E_p - рабочая обменная емкость, г-экв/м³; $\mathcal{C}_3$ - стоимость 1 м³ вспомогательной воды, руб.; γ_0 - объемный вес загрузки, кг/м³; $\mathcal{C}_4$ - стоимость 1 т загрузки, руб; $\mathcal{C}_5$ - стоимость единицы оборудования, руб; H_0 - высота слоя загрузки, м; $f_{ст}$ - площадь стандартного фильтра; t_p - время регенерации фильтра, час; V - скорость движения умягчаемой воды. Параметрами



оптимизации приняты удельный расход реагента и скорость пропускания умягчаемой воды.

В оптимизационной программе в первом варианте использовались значения обменной емкости полученные из массива послойного расчета процесса регенерации, во втором варианте полученные из методики расчета обменной емкости катионита (проект ISTC G-725). Оптимизация работы натрий катионитового фильтра численно решалась на персональном компьютере, с использованием стандартных библиотек.

Полученные данные показывают (рис 1), что тенденция поведения целевой функция в обоих вариантах

Рис 1. Трехмерный график целевой функции.
а – по второму варианту. б – по первому варианту

одинаково. Минимальные значения целевой функции создают область с одинаковыми значениями, выделенными одним цветом. Представляется правомерным в программе оптимизации использовать любого из двух методов определения рабочей обменной емкости катионита.

По первому варианту, повышение разбиения массива значений обменной емкости на более мелкие ячейки приводит к увеличению времени счета. По второму варианту получение значений обменной емкости из методики расчета обменной емкости катионита позволяет использовать функциональную зависимость между удельным расходом реагента и рабочей обменной емкостью катионита. Время счета практически не меняется. Наложением графиков целевых функций (рис.2.) для каждой концентрации регенерационного

раствора определены пределы параметров оптимизации удовлетворяющие оба варианта (см. табл.).

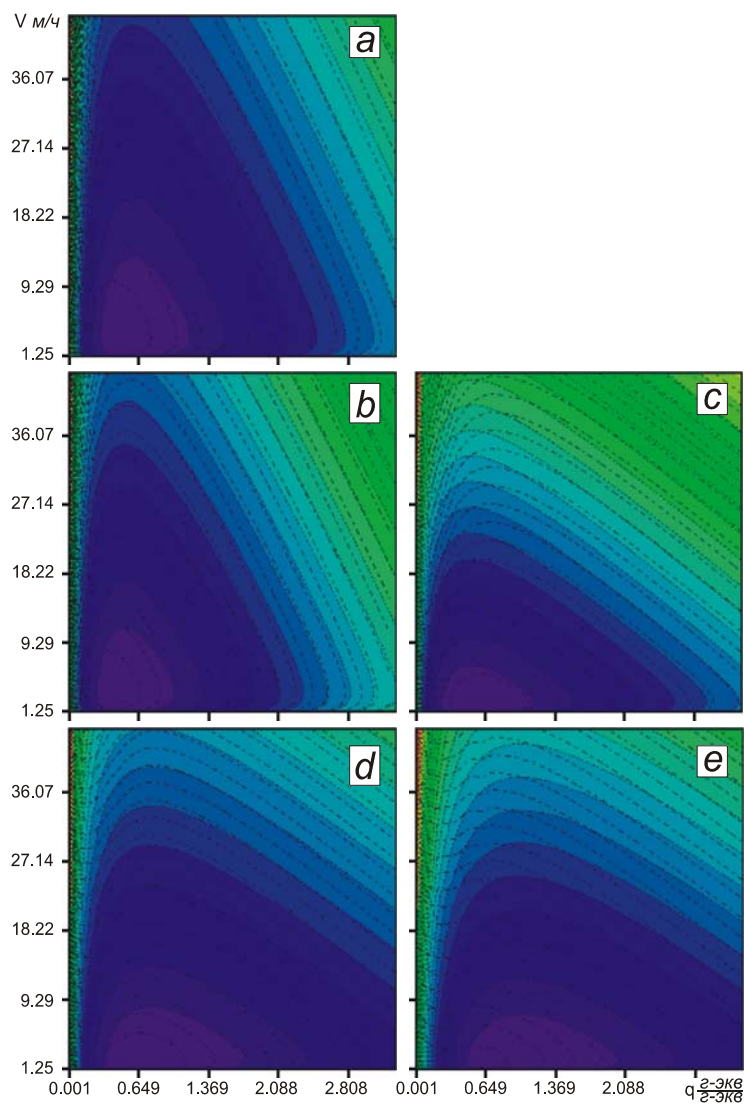


Рис 2. Наложенные графики целевой функции: а – 1%; б – 1.5%; с – 2%; д – 3%; е – 4%.

Концентрация регенерационного раствора, г-экв/м ³ (%)	Общие результаты оптимизации			
	Удельный расход реагента, г-экв/г-экв	Скорость пропускания умягчаемой воды, м/час	Приведенная стоимость, дол. США	
			1 вар.	2 вар.
142,0 (1,0)	0,29- 0,79	1,25- 10,18	0,013	0,018
211,5 (1,5)	0,22- 0,72	1,25- 8,4	0,012	0,016
282,0 (2,0)	0,29- 1,08	1,25- 5,72	0,016	0,017
423,0 (3,0)	0,36- 1,73	1,25- 4,82	0,017	0,022
564,0 (4,0)	0,43- 1,58	1,25- 6,61	0,018	0,025

Полученные данные показывают, что оптимальным является регенерация натрий-катионитового фильтра 1,5-2% раствором сульфата натрия с удельным расходом реагента 0,29- 1,08 г-экв/г-экв. Скорость пропуска умягчаемой воды 1,25- 5,72 м/час.

ПРОБЛЕМА ПОБУДОВИ АДЕКВАТНОГО МАТЕМАТИЧНОГО ОПИСАННЯ ПРОЦЕСУ

Меньшиков Ю.Л.

Дніпропетровський національний університет імені О.Гончара
du-mmff@ff.dsu.dp.ua

Однією з головних цілей математичного моделювання динамічних систем є побудова такого математичного описання реального процесу, що дозволяє отримати результати моделювання, які співпадають з експериментальними даними (вимірами) [1-3]. Такого співпадання (адекватності) досягають шляхом побудови «правильної» математичної моделі динамічної системи або процесу (ММ) та вибором «хорошої» моделі зовнішнього впливу (МЗВ). Таким чином, ступінь «правильності» ММ залежить безпосередньо від вибраної МЗВ, а також від потрібної точності співпадання з експериментом [2]. Об'єктивна оцінка ступені співпадання залежить від похибки вимірювальної апаратури та постановки задачі математичного моделювання, яка буде використовуватися далі.

Існують два основних підходи до проблеми побудови пари ММ та МЗВ методом ідентифікації [1-3]: за ММ з вибраною апріорі структурою та неточними параметрами, знаходиться МЗВ; за деякою заданою апріорі МЗВ підбирається ММ заданої структури. Внаслідок

цього методи ідентифікації структури ММ мають дуже обмежену область застосування.

В даній роботі розглядаються можливості першого та другого підходів на прикладі динамічних систем з зосередженими параметрами [1-3]. Запропоновано декілька варіантів постановки задачі у рамках першого підходу [1, 2]. Виконані розрахунки за реальними даними [1, 2].

Література.

1. Menshikov Yu.L. Identification of Models of External Loads. // Proc. of ICINCO 2007, May 9-12, 2007, Angers, France, – p.376-379.
2. Меньшиков Ю.Л. О адекватности результатов математического моделирования. // Сб.трудов конф. Моделирование-2008, 16-18 мая, 2008, Киев, Украина, – С.119-124.
3. Спешко В.С. Метод критических дисперсий как аналитический аппарат теории индуктивного моделирования. // Проблемы управления и информатики. – 2008, – №2.– С.8-26.

АПІОРНІ ОЦІНКИ ЙМОВІРНОСНОГО РОЗПОДІЛУ СТАНІВ ЗОВНІШНЬОГО СЕРЕДОВИЩА

Музичук Андрій

Львівський національний університет імені Івана Франка

andriy@pancha.lviv.ua

Нехай на момент $t=0$ задана ситуація прийняття рішень $\{A, S, F, \alpha\}$, де $A' = \{a_1, \dots, a_m\}$ - скінченна множина альтернатив; $S = \{s_1, \dots, s_n\}$ - скінченна множина станів природи на якій задано відношення переваги " $\succ$ ", $s_1 \succ s_2 \succ \dots \succ s_n$; $F = \{f_{ij}\}$ - функціонал оцінювання альтернатив, де f_{ij} - значення функції результату для $a_i \in A$ при умові, що зовнішнє середовище перебуває в стані $s_j \in S$, $(i = \overline{1, m}, j = \overline{1, n})$; α - параметр, що характеризує ставлення ОПР до ризику ($\alpha \in [0, 1]$).

Припустимо, що апіорний ймовірнісний розподіл станів природи є невідомий. Суб'єктивний ймовірнісний розподіл станів природи позначимо як $G^\alpha = (\tilde{p}_1^\alpha, \dots, \tilde{p}_n^\alpha)$, де $\tilde{p}_i^\alpha$ - суб'єктивна оцінка ймовірності стану $s_i \in S$ для ОПР з параметром α , будемо шукати як розв'язок оптимізаційної задачі:

$$H(G^\alpha) = 1 - \sum_{i=\overline{1, n}} (\tilde{p}_i^\alpha)^2 \rightarrow \max$$

з обмеженнями $\alpha = (n-1)^{-1} \sum_{i=1,n} (n-i) \cdot \tilde{p}_i^\alpha$ і $\sum \tilde{p}_i^\alpha = 1$, $\tilde{p}_i^\alpha \in [0,1]$,
розв'язком якої є

$$\tilde{p}_i^\alpha = \begin{cases} \frac{(2n-1) \cdot \alpha - n + 1}{n} \cdot \frac{(1-\alpha)^{n-j+1}}{\alpha^{n-j}}, & \alpha \in [0, 0.5]; \\ \frac{(2n-1) \cdot \alpha - n + 1}{n} \cdot \frac{(1-\alpha)^{j-1}}{\alpha^j}, & \alpha \in [0.5, 1]. \end{cases}$$

Література

- 1.Трухаев Р.И. Модели принятия решений в условиях неопределенности / Трухаев Р.И. – М. :Наука, 1981. – 258с.
- 2.Yager R.R. Including decision attitude in probabilistic decision making / R.R. Yager // International Journal of Approximate Reasoning. – 1999. – N 21. – P. 1-21.

МАТЕМАТИЧНЕ МОДЕЛЮВАННЯ ПОПИТУ УКРАЇНИ НА ІМПОРТНІ ТОВАРИ ТА ПОСЛУГИ

Назарага І.М.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

inna_na@ukr.net

При макроекономічному моделюванні вітчизняної економіки актуальним є питання побудови функції, яка б адекватно визначала обсяг попиту країни на закордонні блага.

У роботі пропонується визначити обсяг попиту України на імпортні товари та послуги (у грошовому вираженні) як функцію від національного доходу Q_t^D (у млн. грн.) та обмінного курсу грн./ долар США e_t . Побудова такої функції базується на використанні кейнсіанської функції споживання, а також того, що:

0. Обсяг імпорту благ негативно залежить від величини обмінного курсу, тобто ріст останнього стримує імпорт [1]

1. Зростання реального національного доходу призводить до збільшення попиту домогосподарств не тільки на вітчизняні, але і на іноземні товари, тобто кількість імпортованих благ залежить також і від величини доходу ([1, 2]).

Скорочення об'ємів імпорту та ВВП за останні декілька місяців і водночас знецінення національної валюти (див. [3-5]) тільки підтверджують наведені твердження.

У роботі методом найменших квадратів проведено оцінку параметрів отриманої моделі за використання даних економіки

України ([4-5]). Розрахунки показали, що в 2001 - 2007 роках вітчизняний імпорт характеризувався функцією (у млн. дол.):

$$Z_t = e_t^{-1} (11495 + 0,48969 \cdot Q_t^D).$$

Отримані результати можна використати для моделювання ринку товарів і послуг загальної моделі макроекономіки України.

Література

0. Тарасевич Л.С., Гребенников П.И., Леусский А.И. Макроэкономика: Учебник. - 6-е изд., испр. и доп. - М.: Высшее образование, 2006. - 654 с.
1. Мертенс А.В. Инвестиции. Курс лекций по современной финансовой теории. - К.: Киевское инвест. Агентство, 1997. - 416 с.
2. <http://www.niss.gov.ua/Table/25022009/index.htm>
3. <http://www.ukrstat.gov.ua>
4. <http://www.nbuv.gov.ua>

ЗАДАЧІ КЕРУВАННЯ СИСТЕМАМИ, ЩО ОПИСУЮТЬСЯ ВАРІАЦІЙНИМИ РІВНЯННЯМИ В УМОВАХ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ

Наконечний О.Г.

факультет кібернетики, КНУ

nakonechniy@unicyb.kiev.ua

Нехай H_0 - гільбертів простір, із своїм скалярним добутком, H_+ - гільбертів підпростір, щільний та неперервно вкладений в H_0 . Вектор $\varphi \in H_+$ є розв'язком варіаційного рівняння

$$a(\varphi, \psi) = (Bu, \psi) + (f, \psi),$$

де $a(\varphi, \psi)$ - неперервна білінійна форма, що визначена на H_0 , u та f - вектори із гільбертових просторів U та H_0 відповідно, B - лінійний обмежений оператор, що діє із простору U в простір H_0 . Розглядаються спостереження вигляду $y = C\varphi + \eta$ із гільбертового простору H із лінійним неперервним оператором C та похибкою спостереження $\eta \in H$. При умові, що невідомі вектори (f, η) належать деякій множині $G \subset H_0 \times H$, вивчаються задачі про знаходження вектора $\hat{u}(y)$, що належить множині $\text{Arg min } \Phi_1(u, \varphi)$, де $\Phi_1(u, \varphi) = \sup_y \sup_{G_y} \Phi(u, \varphi)$, або

$$\Phi_1(u, \varphi) = \sup_y \int_{G_y} \Phi(u, \varphi) \mu(d\varphi),$$

$G_y = \{\varphi : (f, y - C\varphi) \in G\}$, а $\mu(\cdot)$ - ймовірнісна міра.

В частинних випадках знаходяться оптимальні значення $\hat{u}(y)$.
як приклади досліджуються подібні задачі, коли H_+ є простором Соболева.

Література

- [0] Наконечный А.Г. Минимаксное оценивание функционалов от решения вариационных уравнений в гильбертовых пространствах. - Київ, КДУ, 1985.
[1] Наконечный О.Г. Оптимальное управление та оцінювання в рівняннях із частинними похідними. Навчальний посібник. - ВПЦ "Київський університет", 2004.

ОЦІНКА РОЗВ'ЯЗКІВ ДИФЕРЕНЦІАЛЬНО-РІЗНИЦЕВОГО РІВНЯННЯ В УМОВАХ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ

Наконечный О.Г., Парашук Х.Ф.

Нехай на відрізку $[0, T]$ спостерігається реалізація вектор-функції $y(t)$, що має вигляд

$$y(t) = H(t)\varphi(t) + \xi(t),$$

де $H(t)$ - матриця розмірності $m \times n$, елементи якої є неперервні функції;
 $\xi(t)$ - неперервний в середньоквадратичному випадковий процес із нульовим середнім та кореляційною матрицею $R(t, s)$. Вектор-функція $\varphi(t) = (\varphi_1(t), \dots, \varphi_N(t))^T$ є розв'язком рівняння

$$\frac{d\varphi}{dt} = A\varphi + Bf(t), \quad \varphi(0) = f_0,$$

де матриця A визначається з умови $(A\varphi)_i = (\Delta_e a \Delta_n \varphi)_j$, $\Delta_e \varphi = \varphi_j - \varphi_{j-1}$,
 $\Delta_n \varphi = \varphi_{j+1} - \varphi_j$; B - деяка відома матриця; а $f(t)$ - невідома функція з простору $L_2(0, T)$.

Будемо вважати також, що виконана умова $\varphi_0(t) = \varphi_{N+1}(t) = 0$.

Нехай функція $f(t)$ невідома та належить множині G простору $L_2(0, T)$, а L - деяка прямокутна матриця.

Досліджуючи оцінки вектора $L\varphi(\tau)$ вигляду

$$L\hat{\varphi}(\tau) = \int_0^\tau U(t)y(t)dt + c$$

де $U(t)$ – матриця з неперервними елементами, а c – вектор. Для оптимальних гарантованих оцінок матриця U та вектор c знаходяться з умови

$$\left(\hat{U}, \hat{c}\right) \in \operatorname{Arg} \min \sigma^2(U, c), \quad \sigma^2(U, c) = \sup_G M \left| L\phi(t) - L\hat{\phi}(t) \right|^2.$$

Показано, що при певних умовах матрична функція $\hat{U}$ може бути визначена із розв'язку лінійного інтегрального рівняння, а вектор $\hat{c}$ виражається через матрицю $\hat{U}$.

Література

0.Наконечний О.Г. Оцінювання параметрів в умовах невизначеності// Наукові записки Київського національного університету. – Том VII, ф-т кібернетики. - 2004. с.102-111.

МОДЕЛЮВАННЯ ЕЛЕКТРИЧНИХ ВЛАСТИВОСТЕЙ НЕВПОРЯДКОВАНИХ КРИСТАЛІВ З ВИКОРИСТАННЯМ ФУНКЦІЙ ГРІНА В НАБЛИЖЕННІ КОГЕРЕНТНОГО ПОТЕНЦІАЛУ

О.Г.Наконечний, С.П.Репецький, ¹Б.В.Стащук

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

¹ **bogdan.stashchuk@gmail.com**

З метою моделювання електричних властивостей невідпорядкованих кристалів запропоновано метод розрахунку електропровідності в наближенні когерентного потенціалу. Розрахунки базуються на діаграмній техніці для температурних функцій Гріна. При цьому використовується зв'язок між зображенням Фур'є для запізнювальної та температурної функцій Гріна. Запропоновано методику кластерного розкладу для двохчастинкової функції Гріна. За нульове одновузольне наближення в цьому методі кластерного розкладу вибирається наближення когерентного потенціалу. Показано, що внески процесів розсіяння елементарних збуджень на кластерах зменшуються зі збільшенням числа вузлів в кластері за деякими малими параметрами. Отримана аналітична залежність статичної провідності від параметрів електронної структури невідпорядкованого кристалу.

**АСИМПТОТИЧНА ПОВЕДІНКА МОМЕНТІВ
ФУНКЦІОНАЛІВ, ПОВ'ЯЗАНИХ З ВИПАДКОВИМ
БЛУКАННЯМ З ЗАБОРОНАМИ**

Негадайлов Павло

КНУ ім. Т. Шевченка, Україна, м. Київ

npasha@list.ru

Нехай ξ - випадкова величина, що має власний розподіл

$$p_k := P\{\xi = k\}, \quad p_1 > 0, \quad k \in N.$$

Для кожного n визначимо випадкове блукання з бар'єром

$$R_0^{(n)} := 0, \quad R_k^{(n)} := R_{k-1}^{(n)} + \xi_k 1_{\{R_{k-1}^{(n)} + \xi_k \leq n\}}, \quad k \in N,$$

де $\{\xi_k : k \in N\}$ - незалежні копії випадкової величини ξ , та момент поглинання у ньому

$$T_n := \inf\{k : R_k^{(n)} = n-1\} = \sum_{l=1}^{\infty} 1_{\{R_l^{(n)} < n-1\}} + 1.$$

Зазначимо, що $T_1 = 1$ м.н., а при $n \geq 2$ величина $T_n < \infty$.

Наступні теореми встановлюють перші два члени розкладу для ET_n та ET_n^2 , що дозволяє знайти асимптотичну поведінку дисперсії T_n у випадку, коли середнє випадкової величини ξ скінченне.

Теорема 1. Нехай для деякого $\alpha \in (1, 2)$ і функції L , що повільно змінюється на ∞ ,

$$\sum_{k=1}^n k^2 p_k \sim n^{2-\alpha} L(n).$$

Тоді

$$\begin{aligned} ET_n &= \frac{n}{m} + \frac{1}{(\alpha-1)m^2} n^{2-\alpha} L(n) + o(n^{2-\alpha} L(n)), \\ ET_n^2 &= \frac{n^2}{m^2} + \frac{9\alpha - 3\alpha^2 - 2}{\alpha(3-\alpha)(\alpha-1)m^3} n^{3-\alpha} L(n) + o(n^{3-\alpha} L(n)), \\ DT_n &\sim \frac{2(\alpha^2 - 3\alpha + 1)}{\alpha(3-\alpha)(\alpha-1)m^3} n^{3-\alpha} L(n), \end{aligned}$$

де $m := E\xi < \infty$.

Теорема 2 Нехай виконується для $\alpha = 2$. Якщо $\sigma^2 := D\xi = \infty$, то

$$ET_n = \frac{n}{m} + \frac{1}{2m^2} L(n) + o(L(n)),$$

$$ET_n^2 = \frac{n^2}{m^2} + \frac{5n}{m^3} L(n) + o(nL(n)),$$

$$DT_n \sim \frac{4n}{m^3} L(n),$$

де $m := E\xi$. Якщо $\sigma^2 < \infty$, то

$$ET_n = \frac{n}{m} + \frac{3\sigma^2 + m + 3m^2}{2m^2} - 1 + o(1),$$

$$ET_n^2 = \frac{n^2}{m^2} + n \frac{5\sigma^2 + 2m^2 + 2m}{m^3} + o(n),$$

$$DT_n \sim \frac{n(3\sigma^2 + m - m^2)}{m^3}.$$

СТІЙКІСТЬ ЛІНІЙНИХ СТОХАСТИЧНИХ ДИНАМІЧНИХ СИСТЕМ ІТО-СКОРОХОДА У ГІЛЬБЕРТОВМУ ПРОСТОРИ

А.В.Нікітін

Чернівецький національний університет імені Юрія Федьковича

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 системи стохастичних диференціальних рівнянь вигляду

$$dx(t) = Ax(t)dt + \sum_{i=1}^{\infty} (B_i x(t) dW_i(t) + \int_U C_i(u) x(t) \tilde{v}_i(dt, du)), \quad t > t_0 \quad (1)$$

з початковою умовою

$$x(t_0) = x_0, \quad (2)$$

де $A, B_i, i = 1, \dots$ – дійсні сталі матриці розмірності $n \times n$, $C_i(u), i = 1, 2, \dots$ – матричні функції, причому

$$\sum_{i=1}^{\infty} |B_i(x)|^2 < \infty, \quad \sum_{i=1}^{\infty} \int_U |C_i(u)x|^2 \Pi(du) < \infty,$$

$W_i(t), i=1, 2, \dots$ – незалежні між собою вінерові процеси,
 $\tilde{v}_i(dt, du), i=1, 2, \dots$ – незалежні між собою центровані пуассонові
міри, $\tilde{v}_i(dt, du) = v_i(dt, du) - M v_i(dt, du)$.

Теорема 1. (критерій асимптотичної стійкості у середньому квадратичному). *Тривіальний розв'язок $\{x(t) \equiv 0\}$ задачі (1), (2) асимптотично стійкий у середньому квадратичному тоді і тільки тоді, коли виконуються наступні умови:*

0) *матриця A гурвіцева;*

1) *існує розв'язок $H \equiv H^T > 0_{n \times n}$ узагальненого матричного рівняння Сільвестра*

$$A^T H + H A + \sum_{i=1}^{\infty} (B_i^T H B_i + \int_U C_i^T(u) H C_i(u) \Pi_i(du)) = -G,$$

де матриця $G \equiv G^T > 0_{n \times n}$ – довільна.

Література

0. Скороход А.В. Асимптотические методы теории стохастических дифференциальных уравнений. – Киев: Наук. думка, 1987. – 328 с.
1. Нікітін А.В. Стійкість у середньому квадратичному стохастичних дифференціальних рівнянь Іто-Скорохода зі сталими коефіцієнтами у гільбертовому просторі // Вісник Київського університету. Сер. фіз.-мат. науки.-Київ, 2007.-Вип.3.-С.178-182.

ЛОГІКИ ЧАСТКОВИХ ПРЕДИКАТІВ

Микола С. Нікітченко, Степан С. Шкільняк

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

ttp@unicyb.kiev.ua

Логічні формалізми, орієнтовані на задачі моделювання, повинні враховувати такі їх особливості, як неповнота, частковість, невизначеність інформації про предметну область, тому вони мусять бути логіками *часткових* предикатів. Логічні поняття природно розглядати в єдності їх інтенсiональних (змістовних) та екстенсiональних (об'ємних) аспектів із пріоритетом змістовного, тому побудову логік часткових предикатів ведемо на основі інтегрованого інтенсiонально-екстенсiонального підходу [1]. Він є розвитком спільного для логіки та програмування композиційно-номінативного

підходу і базується на таких принципах: розвитку, інтегрованості, підпорядкованості, композиційності, номінативності.

Інтенсіонально-екстенсіональний підхід дає змогу побудувати [2] широкий спектр логічних формалізмів різних рівнів абстрактності та загальності. Логіки часткових предикатів, будовані на основі такого підходу, названі композиційно-номінативними логіками (КНЛ).

Інтенсіональні моделі КНЛ в першу чергу задаються рівнями розгляду даних. Таким чином, отримуємо наступні рівні КНЛ:

- пропозиційні логіки та сингулярні логіки;
- логіки квазіарних предикатів 1-го порядку;
- логіки номінативних даних.

На рівні логік квазіарних предикатів 1-го порядку природним чином можна виділити *реномінативний, кванторний, кванторно-екваційний, функціональний та функціонально-екваційний* рівні.

Для збереження основних властивостей класичної логіки клас квазіарних предикатів треба обмежити. Це веде до логік *еквітонних та повнототальних еквітонних* предикатів. Узагальненням еквітонних є *локально-еквітонні* предикати. Логіки, орієнтовані на невизначеність та неповноту наявної інформації, базуються на класах предикатів, визначених на даних з неповною інформацією – *еквісумісних та локально-еквісумісних* предикатах. Для таких логік збудовані числення секвенційного типу, для них доведені теореми коректності та повноти.

Література

1. Нікітченко М.С., Шкільняк С.С. Інтенсіонально-орієнтований підхід до побудови логічних систем – Пробл. програмування. – 2007, № 2.
2. Нікітченко М.С., Шкільняк С.С. Основи математичної логіки. – К., 2006.

ПРОЦЕСИ АНАЛІЗУ ДАНИХ ІЗ ЧАСТКОВОЮ НЕВИЗНАЧЕНІСТЮ ТА НАДЛИШКОВІСТЮ

Нікольський Ю.В., Пасічник В.В.

Національний університет "Львівська політехніка"

y_nikol@yahoo.com

Процес аналізу даних полягає в апроксимації невідомого відображення f множини об'єктів $X = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$, заданих множинами своїх властивостей, у множину класів d . Кожний об'єкт $x_i, i = \overline{1, n}$, $x_i \in X$ володіє множиною властивостей $A_i = \{a_i^1, a_i^2, \dots, a_i^{m_i}\}$, а загальна множина властивостей об'єктів предметної області складає

$\tilde{A} = \bigcup_{i=1}^n A_i$. Якщо $A_i \cap A_j \neq \emptyset$ для всіх $i \neq j$, то для побудови процесу аналізу у предметній області розглядатимемо таку множину властивостей $A \subset \bigcap_{i=1}^n A_i$. Нехай кожному об'єкту x_i , $x_i \in X$, $i = \overline{1, n}$

надана ще одна властивість d , $i = \overline{1, n}$. Цю властивість називатимемо рішенням, або класом. Отже, всі об'єкти класифіковані, оскільки для кожного з них задано клас, якому він належить. Нехай задано новий об'єкт y , $y \notin X$, який описано множиною властивостей B , та існує принаймні одна така множина A_i , що $B \subset A_i$. При цьому існування такого x_i , що $B = A_i$ не є обов'язковим. Процес аналізу полягає у визначенні класу еквівалентності, до якого можна віднести об'єкт y на основі припущення, що цей об'єкт задовольняє відображення f . Моделювання процесу аналізу здійснюється із врахуванням специфіки трактування понять часткової невизначеності та надлишковості [1]

Література

1. Нікольський Ю.В., Завалій Т.І. Прийняття рішень із суб'єктивними оцінками // Відбір і обробка інформації, 2008. – Вип. 28 (104). – С. 149-154.

ОПТИМІЗАЦІЯ ПАРАМЕТРІВ ВИКИДІВ АТМОСФЕРНИХ ЗАБРУДНЕНЬ В ДИФУЗІЙНІЙ МОДЕЛІ З ВИКОРИСТАННЯМ ШТРАФНИХ ФУНКЦІЙ

¹Ночвай В.І., ²Панчук В.І.

^{1,2}Міжрегіональна академія управління персоналом

¹Національний університет державної податкової служби

fhvortex@yahoo.com

Розглядається задача оптимізації параметрів атмосферних викидів при заданих обмеженнях $0 \leq Q_i^{\min} \leq Q_i \leq Q_i^{\max}$ на допустимі значення Q_i викидів у вузлах сітки r_i ($i = 1, 2, \dots, s$) області $G^h: [17 \times 15]$, а також на допустимі концентрації j -ої домішки в заданих зонах, $k=1, 2, \dots, n$: $Y_{kj} \leq c_{kj}^{\text{дон}}$, $j=1, 2, \dots, m$.

Мінімізується зважений критерій $F(x) = \sum_{l=1}^2 \rho_l w_l(Q)$,

де $w_l(Q)$ - перетворене до безрозмірного вигляду відхилення від оптимального (бажаного) значення i -тої цільової функції (I, J) ; ρ_l -

ваговий коефіцієнт.

Сумарну концентрацію домішки що сформується за час T на поверхні землі в k -ій зоні можна оцінювати за значеннями інтегралів

$$Y_k = \int_0^T dt \int_G p c_j' dG$$

Дифузійні процеси розповсюдження забруднень в атмосфері описуються рівняннями в частинних похідних

$$\frac{\partial c_j'}{\partial t} + \text{div} \vec{u} c_j' + \sigma c_j' - \left(\frac{\partial}{\partial x} \mu_x \frac{\partial c_j'}{\partial x} + \frac{\partial}{\partial y} \mu_y \frac{\partial c_j'}{\partial y} + \frac{\partial}{\partial z} \nu_z \frac{\partial c_j'}{\partial z} \right) - w_g \frac{\partial c_j'}{\partial z} = Q_j \quad (1)$$

$c_j' = c_j'(x, y, z)$ – відхилення концентрації j -домішки ($i = 1, 2, \dots, n$) від фонові $\bar{c}$, $\vec{u}$ – швидкості вітру; σ – коефіцієнт хімічної трансформації; μ_x, μ_y, ν_z – коефіцієнти турбулентного обміну відповідно до напрямків x, y, z ; w_g – швидкість гравітаційного осідання домішок; $Q = Q(x, y, z)$ – потужність джерел забруднення (викидів). Математична модель доповнюється відповідними початковими і граничними умовами, які враховують тепло- і масообмін з поверхнею при розрахунках полів забруднення міста.

Для розв'язку задачі побудовано штрафні функції у вигляді:

$$F(Q) = f(Q) + H(Q), \quad f(Q) = \sum_{i=1}^2 \rho_i w_i(Q), \quad H(Q) = \sum_k \alpha_k \delta_{kj}(Q), \quad \text{де}$$

$$\delta_{kj} = \frac{Y^j_k}{c^j_{k \text{ доп}}}.$$

Реалізовано алгоритм оптимізації Ерроу – Гурвіца [1] за градієнтом функції впливу джерел на концентрації домішок в санітарній зоні, на основі розв'язків рівняння (1) та спряжених рівнянь [2]. Розв'язки будувались на основі роздільної апроксимації з використанням модифікованої різницевої схеми Фромма-Аракави для адвекційних членів та схеми Дюффорта-Франкела з нелінійною залежністю коефіцієнтів. Збіжність цієї схеми досліджена в роботі [3].

Гарантоване оптимальне керування мінімізує негативний вплив забруднень атмосфери на здоров'я населення в умовах неповноти даних і це особливо важливо, зокрема, в інформаційних системах екологічного моніторингу та прогнозування наслідків забруднення атмосфери.

Література

0. Эрроу Дж. Исследования по линейному и нелинейному программированию / Дж. Эрроу, Л. Гурвиц, Х. Удзава // М., ИЛ, 1962.- 333с.
1. Марчук Г. И. Математическое моделирование в проблеме окружающей среды / Г. И. Марчук. – М. : Наука, 1982. – 319 с.
2. Панчук О.В. Дослідження стійкості різницевої схеми в модельній задачі поширення атмосферних домішків. Комп'ютерна математика. Оптимізація обчислень / О. В. Панчук. – Київ, 2001.

ПРОГРАМНЕ ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ АЛГОРИТМІВ ПРОГНОЗНОГО УПРАВЛІННЯ ВОДНО-ПОВІТРЯНИМ РЕЖИМОМ НА ОСУШУВАЛЬНО-ЗВОЛОЖУВАЛЬНІЙ СИСТЕМІ

¹Пастушенко В.Й., к.т.н., доцент, ²Матус С.К., ст. викладач

Національний університет водного господарства та

природокористування, м. Рівне

¹vteren@gmail.com ²matus_sv@ukr.net

В роботах [1, 2] наведені методика та алгоритми прогнозного управління водно-повітряним режимом ґрунту з врахуванням дії стохастичних збурюючих факторів. Основними збурюючими факторами є сумарне випаровування E_s та опади Q . Виходячи із алгоритмів і методики реалізації, проводиться прогнозування режиму зволоження у відповідності з оперативними значеннями погодних та експлуатаційних впливів. З аналізу стаціонарних профілів вологості (потенціалу) для типових профілів ґрунту при характерних значеннях випаровування отримуємо залежності мінімальних рівнів ґрунтових вод (РГВ), які забезпечують потрібний діапазон вологості в кореновому шарі ґрунту при різних значеннях евапотранспірації. На основі прогнозу погодних умов (температури, вологості повітря і опадів), оцінюється сумарне випаровування. Провівши прогнозно-імітаційні розрахунки на декілька днів, реалізується корекція рівня ґрунтових вод з оперативним аналізом акумуляційної здатності зони аерації та реакцією на можливі опади.

Розроблені алгоритми прогнозного управління [2] потребують оперативного визначення сумарного випаровування сільськогосподарських культур, у відповідності зі значенням якого обчислювальний пристрій розраховує РГВ, який в свою чергу забезпечить компенсацію збурюючого впливу.

Крім фактичних (безпосередніх) вимірювань випаровування широко використовують розрахункові методи, які дозволяють

визначати з достатньою точністю сумарне випаровування за результатами гідрометеорологічних спостережень на масовій мережі.

Аналіз можливості використання існуючих методик розрахунку сумарного випаровування показав, що в умовах оперативного прогнозного управління, коли необхідно визначати величини E_s за короткі проміжки часу з отриманням інформації з погодних метеосайтів, найбільш доцільним є використання регіональних моделей [3]. Для отримання інформації із загальнодоступного погодного сайту розроблений XML – парсер, програма-конвертор, що перетворює структуровану інформацію у масив змінних, який можна обробляти РНР засобами програмування. Програмний код перетворює формати даних, ідентифікує необхідний погодний параметр, формує масив даних і записує його у файл для використання в підпрограмі розрахунку сумарного випаровування.

З метою обґрунтування можливості використання даної методики проведена її перевірка на незалежному експериментальному матеріалі. Розрахункові значення сумарного випаровування порівнювались з визначеними за допомогою лізіметрів на Сарненській науково-дослідній станції. При розрахунку сумарного випаровування використовувались матеріали метеостанції Сарни. За результатами порівняння розрахункових даних сумарного випаровування за розробленою методикою відхилення за період вегетації складають $\pm 5\% \dots 10\%..$

Програмне забезпечення та алгоритми прогнозного управління водно-повітряним режимом, що адаптовані до конкретних умов об'єкта, дозволяють проводити імітаційні та імітаційно-прогнозні розрахунки для реалізації управління підґрунтовим зволоженням на осушувально-зволожувальній системі.

Література:

0. В.Й. Пастушенко, С.К. Матус, С.О. Терновцов Технічна структура автоматизованих систем керування вологозабезпеченістю сільськогосподарських культур на осушувально-зволожувальних системах з підґрунтовим зволоженням. – Рівне, „Вісник НУВГП”, 2007.
1. В.Й. Пастушенко, С.К. Матус, С.О. Терновцов Інформаційне забезпечення систем управління вологозабезпеченістю на осушувально-зволожувальних системах з підґрунтовим зволоженням. – Рівне, „Вісник НУВГП”, 2007.

2. Науково-методичні та організаційні засади управління водогосподарськими меліоративними об'єктами гумідної зони України за короткотерміновим метеорологічним прогнозом: Методичні рекомендації. – Рівне., 2005.

**УПРАВЛІННЯ ВОЛОГОЗАБЕЗПЕЧЕНІСТЮ
СІЛЬСЬКОГОСПОДАРСЬКИХ КУЛЬТУР ПРИ
ПІДГРУНТОВОМУ ТА КРАПЕЛЬНОМУ ЗРОШЕННІ В
УМОВАХ ДІЇ ВИПАДКОВИХ ПОГОДНИХ ФАКТОРІВ**

Пастушенко В.Й., к.т.н., доцент, Стеценко А.М., аспірант

Національний університет водного господарства та
природокористування, м. Рівне

vteren@gmail.com , s_anastasia@ukr.net

При вирощуванні сільськогосподарських культур важливим є дотримання потрібного водного режиму ґрунту, який забезпечується відповідним режимом зрошення з певними нормами, термінами і кількостями поливів. Витрата води на зрошення визначається сумарним випаровуванням, яке називається евапотранспірацією, або водоспоживанням, і залежить від кліматичних умов, кількості теплової енергії, яка надходить на поверхню, вологості ґрунту, виду та врожайності культури. Сучасні системи керування вологозабезпеченістю повинні забезпечувати потрібну точність керування, прогнозувати потребу рослин у воді протягом вегетаційного періоду та приймати рішення в умовах дії стохастичних збурюючих факторів.

У роботі поставлено задачу розробки алгоритмів керування вологозабезпеченістю сільськогосподарських культур при підґрунтовому та крапельному зволоженні в умовах дії випадкових погодних впливів.

В автоматизованій системі керування (АСК) вологістю ґрунту при підґрунтовому зволоженні необхідно з певною періодичністю, яка залежить від інерційності об'єкта керування і системи в цілому, змінювати уставку потрібного рівня ґрунтових вод (РГВ), який необхідно утримувати на модульній ділянці. При цьому потрібно враховувати стохастичні збурюючі фактори: погодні умови та короткотерміновий метеопрогноз. Тому пропонується представити регулятор всмоктуючого тиску ґрунту (вологості ґрунту) у вигляді системи нейронечіткого виведення виду:

$$L_{k+1} = NN(P_k, P_{k+1}, D_k, D_{k+1}, W_k^h, W_{k+1}^h, L_k), \quad (1)$$

де вхідними параметрами є кількість опадів P (мм), дефіцит вологості повітря D (мбар), всмоктуючий тиск W^h (м) у визначеному шарі ґрунту h . Вихідним параметром є рівень ґрунтових вод L (РГВ) від світлової поверхні (м). $NN(\)$ - перетворення, яке здійснюється нейронною мережею; k - поточний крок. Для навчання мережі та генерації системи нечіткого виведення використано редактор нечітких нейронних мереж Anfis Editor системи Matlab. Структура системи нейронечіткого виведення наступна: система нечіткого виведення типу Сугено, метод оптимізації – гібридний, входів – 7, спосіб розбиття вхідних змінних – субтрактивна кластеризація, вихід – 1, кількість термів на кожну змінну – 9, кількість правил нечіткого виведення – 9, форма функцій приналежності вхідних змінних – криві Гауса, функції приналежності вихідної змінної – лінійні.

Під час керування вологістю ґрунту при крапельному зрошенні керуюча дія одразу впливає на зміну вологості. У даному випадку необхідно приймати рішення, на яку частку можна недополити рослини сьогодні, враховуючи дані метеопрогнозу на завтра. Регулятор всмоктуючого тиску ґрунту пропонується представити у вигляді двох ланок: системи нечіткого виведення, яка визначатиме прийнятну різницю між заданим і поточним всмоктуючим тиском ґрунту, і ланкою, що генерує керуючі сигнали керування. Для синтезу системи нечіткого виведення використано редактор Fuzzy Logic Toolbox системи Matlab. В якості вхідної змінної використовуються дані метеопрогнозу по опадах на наступний день. Вихідною змінною є допустима частка недополиву рослин на поточний день. Дані метеопрогнозу зчитуються з Інтернет-сайту в автоматичному режимі через протокол XML, для чого розроблено відповідне програмне забезпечення мовою PHP. Розрахунок завдання для АСК вологістю ґрунту здійснюється подовово. При появі дощу полив необхідно зупинити, а після його закінчення знову здійснити перерахунок завдання. Полив потрібно здійснювати водою певної температури, тому у структурі системи зрошення необхідно передбачити накопичувальну ємність, де вода буде нагріватися під дією сонячної радіації. З метою мінімізації експлуатаційних витрат ємність наповнюється водою у періоди доби, коли електроенергія найдешевша.

Розроблені методики управління вологозабезпеченістю сільськогосподарських культур дозволять підвищити точність керування завдяки оперативному врахуванню стохастичних збурень на об'єкт і забезпечити отримання планової врожайності при раціональному використанні енергетичних і водних ресурсів.

ГАРАНТОВАНЕ ОЦІНЮВАННЯ НЕВІДОМИХ ДАНИХ КРАЙОВОЇ ЗАДАЧІ ДЛЯ БІГАРМОНІЧНОГО РІВНЯННЯ З КРАЙОВИМИ УМОВАМИ ТИПУ НЕЙМАНА

Перцов А.С.

Чернівецький національний університет імені Юрія Федьковича
pertsov@ukr.net

В ситуації, коли розв'язки крайових задач не визначені однозначно та існують лише тоді, коли дані цих крайових задач задовольняють певним умовам сумісності (як, наприклад, задачі Неймана для рівняння Лапласа), питання їх гарантованого оцінювання розроблені недостатньо повно (див., наприклад, [2])

Розглядаються системи, які описуються крайовими задачами для бігармонічного рівняння з крайовими умовами типу Неймана.

Задачі гарантованого оцінювання таких систем мають важливе прикладне значення в багатьох галузях, тому їх теоретичний аналіз є актуальним.

Встановлена еквівалентність задачі гарантованого оцінювання деякій задачі оптимального керування.

Для вказаних систем, при сформульованих обмеженнях на параметри цих задач, одержані представлення для гарантованих прогнозних оцінок функціоналів від детермінованих даних цих задач а також похибок гарантованого оцінювання через рішення однозначно розв'язних інтегро-диференціальних рівнянь спеціального виду.

Література

0. Наконечний О.Г. Оптимальне керування та оцінювання в рівняннях із частинними похідними: Навчальний посібник. – К.: Видавничо-поліграфічний центр “Київський університет”, 2004. – 103 с.
1. Подлипенко Ю.К., Гришук Н.В. Минимаксное оценивание решений вырожденных краевых задач Неймана для эллиптических уравнений по наблюдениям, распределенным на системе поверхностей. // Системні дослідження і інформаційні технології // №2, 2004 г., с. 104-128.

СИНГУЛЯРНО ЗБУРЕНА СТРИБКОВА ЕВОЛЮЦІЯ В МАРКОВСЬКОМУ СЕРЕДОВИЩІ

Подун І.М., Чабанюк Я.М.

Національний університет "Львівська політехніка"

yaroslav_chab@yahoo.com

Сингулярно збурена стрибкова еволюція з марковськими переключеннями в схемі дифузійної апроксимації задається співвідношенням [1]

$$u^\varepsilon(t) = u + \varepsilon^2 \sum_{k=0}^{\nu(t/\varepsilon^2)-1} C^\varepsilon(u_k^\varepsilon, x_k^\varepsilon), t \geq 0, u^\varepsilon(0) = u, \left(\sum_{k=0}^{-1} C^\varepsilon(u_k^\varepsilon, x_k^\varepsilon) = 0 \right), \quad (1)$$

де $\nu(t) := \max\{n > 0 : \tau_n \leq t\}$, $t \geq 0$, - лічильний процес моментів відновлення вкладеного ланцюга Маркова $x_n := x(\tau_n)$, $n \geq 0$, у рівномірно ергодичний марковський процес $x(t)$, $t \geq 0$, у стандартному фазовому просторі станів (X, X) , з генератором Q [2]. Функція швидкості $C^\varepsilon(u, x) = C(u, x) + \varepsilon^{-1} C_0(x)$, $u \in R^d$, $x \in X$, задовольняє умові існування глобального розв'язку супроводжуючих систем $du_x(t)/dt = C(u_x(t), x) + \varepsilon^{-1} C_0(x)$, $x \in X$. Генератор Q є зведено-оборотним з потенціалом R_0 [2].

Лема. Генератор двокомпонентного марковського процесу

$u^\varepsilon(t), x_t^\varepsilon := x(t/\varepsilon^2)$, $t \geq 0$, на банаховому просторі $B(R^d, X)$ дійснозначних функцій $\varphi(u, x)$ визначається формулами

$$\begin{aligned} L^\varepsilon \varphi &= \varepsilon^{-2} Q\varphi + \varepsilon^{-1} C_\varepsilon(x) Q_0 \varphi = \varepsilon^{-2} Q\varphi + \varepsilon^{-1} C_0(x) Q_0 \varphi + C(x) Q_0 \varphi + \\ &+ C_1^\varepsilon(x) Q_0 \varphi = \varepsilon^{-2} Q\varphi + \varepsilon^{-1} C_0(x) Q_0 \varphi + C(x) Q_0 \varphi + C_1(x) Q_0 \varphi + C_2^\varepsilon(x) Q_0 \varphi, \\ \text{де } C_\varepsilon(x) \varphi(u) &= C_\varepsilon(u, x) \varphi'(u), C_\varepsilon(u, x) = \varepsilon C(u, x) + C_0(x), C_0(x) \varphi(u) = C_0(x) \varphi'(u). \end{aligned}$$

Література

1. Я.М.Чабанюк. Асимптотична нормальність стрибкової процедури з дифузійним збуренням в марковському середовищі. // Таврійський вісник інформатики та кібернетики. -Симферопіль 2007. -№1. - С. 40-48.
2. V. Koroliuk, N. Limnios. Stochastic Systems in Merging Phase Space./ World Scientific Publishing, - 2005. - 330P.

**АППРОКСИМАЦИЯ ОГРАНИЧЕННЫХ РЕШЕНИЙ
ЛИНЕЙНЫХ ДИФФЕРЕНЦИАЛЬНЫХ УРАВНЕНИЙ В
БАНАХОВОМ ПРОСТРАНСТВЕ**

Покутный А.А.

Киевский национальный университет имени Тараса Шевченка

lenasas@gmail.com

Для дифференциального уравнения

$$\frac{dx}{dt} = A(t)x(t) + f(t), \quad t \in R, \quad (1)$$

где $A(t)$ - семейство замкнутых операторов с плотной областью определения $D(A(t)) = D \subset B$, не зависящей от времени t , B - банахово пространство, построены двухточечные краевые задачи, аппроксимирующие уравнение (1) и получены оценки аппроксимации. Для аппроксимации неограниченного оператора ограниченными используется теория, разработанная в [1].

Дальнейшее исследование краевых задач осуществляется при помощи метода параметризации и результаты являются развитием работ [2 – 4] на случай неограниченных операторов действующих в абстрактном банаховом пространстве. Устанавливается взаимосвязь между разрешимостью рассматриваемой задачи и обобщенной обратимостью матрицы, составляемой по краевым условиям и оператору дифференциального уравнения. Предложены алгоритмы нахождения ограниченных решений с заданной точностью без информации об эволюционном операторе уравнения (1).

Литература

1. Крейн С.Г. Линейные дифференциальные уравнения в банаховом пространстве. – Москва: Наука, 1967. – 464с.
2. Джумабаев Д.С. Признаки однозначной разрешимости линейной краевой задачи для обыкновенного дифференциального уравнения, Журнал вычислительной математики и математической физики, 29(1989), №1, с.50 – 66.
3. Джумабаев Д.С. Аппроксимация ограниченного решения линейного обыкновенного дифференциального уравнения решениями двухточечных краевых задач, Журнал вычислительной математики и математической физики, 30(1990), №3, с.388-403.
4. Джумабаев Д.С. Аппроксимация ограниченного решения и экспоненциальная дихотомия на оси, Журнал вычислительной математики и математической физики, 30(1990), №11, с.1646 – 1660.

**ПРО МОМЕНТИ МАРТИНГАЛІВ, ПОВ'ЯЗАНИХ З
ГІЛЛЯСТИМ ВИПАДКОВИМ БЛУКАННЯМ**

С.В. Полоцький

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
pilot_ser@mail.ru

Нехай $\{M_n : n = 1, 2, \dots\}$ надкритичне гіллясте випадкове блукання. Ми не накладаємо жодних обмежень на розмір одного покоління популяції, окрім надкритичності.

Припустимо, що існує $\gamma > 0$ таке, що

$$m(\gamma) := E \int_R e^{\gamma x} M_1(dx) \in (0, \infty)$$

Для $n = 1, 2, \dots$ через $F_n := \sigma(M_1, \dots, M_n)$ позначимо σ – алгебру, що містить всю інформацію про перші n поколінь. Позначимо

$$W_n := m^{-n}(\gamma) \int_R e^{\gamma x} M_n(dx) = m^{-n}(\gamma) \sum_{|u|=n} e^{\gamma A_u} = \sum_{|u|=n} Y_u,$$

де $Y_u := e^{\gamma A_u} / m^n(\gamma)$, і запис $|u| = n$ означає, що індивідуум u знаходиться в n – ому поколінні.

Нехай $Z_1, Z_2, \dots, Z_n$ незалежні копії випадкової величини Z чий розподіл задається рівністю

$$Ek(Z) := E \sum_{|u|=1} Y_u k(Y_u),$$

яка виконується для довільної борелівської функції k .

Нехай $b: R^+ \rightarrow R^+$ вимірна функція, $b(x) \rightarrow \infty, x \rightarrow \infty$, та існує $x_0 \geq 0$ таке, що b не зростає і є увігнутою на $[x_0, \infty)$. Для $x \in R^+$ визначимо $b_{x_0} := b(x \vee x_0)$. Тепер можемо сформулювати основний результат.

Теорема 1. Якщо $\lim_{n \rightarrow \infty} M_1 M_2 \dots M_n = 0$ м.н. і

$$\int_1^\infty \frac{x \log x b_{x_0}(\log x)}{\int_0^{\log x} P\{-\log M > y\} dy} P\{W_1 \in dx\} < \infty, \quad (1)$$

тоді W_n збігається м.н. та в середньому до граничної випадкової величини W і

$$EWb_{x_0}(\log^+ W) < \infty. \quad (2)$$

Якщо виконується (2) та $P\{W_1 = 1\} < 1$, то має місце (1).

Література

1. G. Alsmeyer, A. Iksanov, A log-type moment result for perpetuities and its application to martingales in supercritical branching random walks, 2008 available at arXiv.org/abs/0804.0961, № 48, p. 17- 34.

О ФИЛЬТРАЦИОННЫХ ДЕФОРМАЦИЯХ НЕСВЯЗНЫХ НЕСУФФОЗИОННЫХ ГРУНТОВ ПРИ УСТАНОВИВШЕЙСЯ НАПОРНОЙ РАДИАЛЬНОЙ ФИЛЬТРАЦИИ

Поляков В.Л., Желизко В.В.

Киевский национальный университет строительства и архитектуры

Polyakov_igm@list.ru

В докладе представлены некоторые результаты теоретических исследований второго типа деформаций (за счет переориентации частиц скелета) в несвязных несущфозионных грунтах, вызванные малыми сферическими стоками, которые имитируют действие отдельных водоприемных элементов, например, систем щелей в гончарных дренах. Увеличение проницаемости такого грунта вследствие упорядочения его структуры локализовано вблизи дрены, т.е. на наиболее ответственном участке фильтрационного потока, и тесно связано с градиентом напора. Согласно имеющимся экспериментальным данным (НУВГП, г.Ровно) для описания зависимости коэффициента фильтрации деформируемого грунта k от градиента I целесообразно использовать кусочно-линейную аппроксимацию $k = k_0$ при $I \leq I_k$; $k = a + bI$ при $I_u > I > I_k$; $k = k_u$ при $I \geq I_u$, где k_0 , k_u - исходный и предельный коэффициенты фильтрации; I_k , I_u - критический и предельный градиенты.

Сформулирована математическая задача установившейся радиальной фильтрации к малому сферическому стоку в несвязном несущфозионном однородном грунте для наиболее сложного случая, когда область фильтрации состоит из трех характерных зон – первой или полной деформации ($R_d \leq r \leq R_u$), частичной деформации ($R_u < r \leq R_k$), а также недеформированного грунта ($R_k < r \leq R$), где R_d - радиус стока; R_u , R_k - радиусы границ между первой и второй,

второй и третьей зонами; R - радиус области фильтрации. Указанная область может иметь и конечную, и неограниченную ($R \rightarrow \infty$) протяженность. Основу задачи составляет система трех уравнений фильтрации, описывающих изменения напора во всех вышеупомянутых зонах. На внешних границах области движения ($r = R_d$ и R) задаются условия первого рода, на внутренних ($r = R_u$ и R_k) – условия сопряжения напоров и расходов. Сложность данной задачи состоит в нелинейности одного из уравнений и условий сопряжения расходов, неопределенности положения внутренних границ. Тем не менее, было получено ее точное решение и опираясь на него предложен целый ряд расчетных формул. Несмотря на свою громоздкость, они содержат только элементарные функции и поэтому могут применяться в инженерных приложениях. Сформулированы условия, выполнение которых обеспечивает существование деформаций второго типа, образование различных структур в области фильтрации, в частности, трех зон.

Все искомые характеристики выражаются через специально введенный в ходе решения задачи параметр A , который имеет смысл удельной (на единицу боковой поверхности) интенсивности стока. В первую очередь установлено распределение приведенного напора в трехзонной области движения. Также найдены выражения для относительных радиусов $\bar{R}_u$, $\bar{R}_k$. Получено представление для относительного коэффициента фильтрации. Используя известную формулу для расхода гидравлически несовершенного стока и выражение для $\bar{A}$, выведена формула для расчета относительной компоненты $\bar{\Phi}_l$ общего фильтрационного сопротивления, обусловленной деформацией пористой среды

Для количественной оценки эффекта деформаций второго типа рассчитаны многочисленные примеры. Определены зависимости радиусов $\bar{R}_k$, $\bar{R}_u$ от $\bar{k}_u$, сопоставлены приведенные напоры в деформированной различными способами и недеформированной среде, построены профили относительного коэффициента фильтрации в области движения. Основное внимание уделено сравнению расходов также в деформированной и недеформированной среде при разных значениях основных модельных параметров $(\bar{R}, \bar{I}_k, \bar{I}_u)$, найдена $\bar{\Phi}_l$ при изменении $\bar{k}_u$ в широких пределах. Основываясь на

полученных результатах, можно осуществлять достоверный прогноз изменения фильтрационных свойств деформируемых несвязных несугглютированных грунтов, надежнее проектировать дренаж.

ОПТИМІЗАЦІЯ СИСТЕМ З ПОВТОРАМИ І ОБМЕЖЕНИМ ЧИСЛОМ ДЖЕРЕЛ ВИМОГ*

Пономарьов В.Д.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

vponomarov@gmail.com

В класичній теорії масового обслуговування, зазвичай, припускається, що вимога на обслуговування, яка не може бути виконана одразу, або стає у чергу (і обслуговується потім у відповідності з деякими правилами), або втрачається назавжди. На практиці клієнт, який отримав відмову, через деякий випадковий проміжок часу повертається до системи і знову намагається отримати обслуговування. Наприклад, в мережах мобільного зв'язку внесок користувачів, які не отримали обслуговування і повторно звертаються до системи, в загальну кількість вимог на обслуговування є досить вагомим і нехтування ним призводить до втрати точності моделі [1]. Також припускається, що вхідний потік вимог на обслуговування є пуассонівським. Це означає, що кількість незалежних джерел первинних вимог є нескінченною і кожне з них звертається до системи досить рідко. Але таке припущення дає лише верхню границю для характеристик системи, що знову ж таки погіршує точність моделі.

Системи з повторними викликами і обмеженим числом джерел враховують описані вище недоліки класичних систем масового обслуговування і можуть ефективно застосовуватися на практиці [2].

Розглянемо наступну систему. Вимоги на обслуговування надходять від m користувачів і обслуговуються на n однакових пристроях. Кожен користувач через випадкові проміжки часу, які мають показниковий розподіл з параметром λ , звертається до системи і обслуговується негайно, якщо є хоча б один вільний прилад. Час обслуговування - показниково розподілена випадкова величина з параметром ν_j , який залежить від кількості j користувачів в системі в поточний момент часу. Якщо усі прилади зайняті, то вимога залишає систему і повторно намагається отримати обслуговування через

* Робота виконана за фінансової підтримки ДФФД України (проект №Ф25.1/094)

випадковий час, який має показниковий розподіл з параметром μ . Припускається, що періоди між надходженнями вимог, часи обслуговування і моменти надходження повторних викликів взаємно незалежні.

Для керування роботою системи ми використати порогові стратегії керування. У цьому випадку система може функціонувати в двох режимах. Якщо кількість джерел повторних викликів в системі не перевищує H , то вона функціонує в першому режимі і інтенсивність обслуговування дорівнює $\nu^{(1)}$. Якщо кількість джерел повторних викликів стає більшою за H , то система переходить у другий режим з інтенсивністю обслуговування $\nu^{(2)}$.

Розглянемо оптимізаційну задачу:

$$C_1 S_1(H) + C_2 S_2(H) - C_3 S_3(H) - C_4 S_4(H) \rightarrow \max, \quad (1)$$

$$H = \{-1, 0, 1, \dots, m - n\},$$

де $S_i(H) = \lim_{t \rightarrow \infty} t^{-1} S_i(t, H)$, $i = 1, \dots, 4$; $S_i(t, H)$, $i = 1, 2$ – число вимог,

обслуговування яких завершено до моменту t при роботі системи у i -му режимі; $S_3(t, H)$ – число вимог, які отримали відмову в обслуговуванні і стали повторними викликами; $S_4(t, H)$ – число перемикань інтенсивності обслуговування; C_i , $i = 1, 2$ – прибуток, пов'язаний з обслуговуванням одного виклику при роботі системи у i -му режимі; C_3 – штраф за відмову в обслуговуванні; C_4 – штраф за перемикання інтенсивності обслуговування.

Задача оптимізації полягає у пошуку такого порогу H , який максимізує середній прибуток від роботи системи (1). Подібні оптимізаційні задачі для одноканальних систем з повторними викликами розглядалися в роботі [3].

Для даного типу керування знайдено явний вигляд залежності функціоналу якості від параметрів системи, що дає алгоритм розв'язку відповідної оптимізаційної задачі.

Література

0. P. Tran-Gia and M. Mandjes, Modeling of customer retrial phenomenon in cellular mobile networks, University of Wurzburg, Institute of Computer Science, Report No. 142, 1996.
1. J.R. Artalejo and G.I. Falin. Standard and retrial queueing systems: a comparative analysis. REVISTA MATEMÁTICA COMPLUTENSE (2002) vol. XV, num. 1, 101-129.
2. Клименюк В.И. Оптимизация динамического управления режимом работы информационно-вычислительных систем с повторными вызовами // Автоматика и вычислительная техника. – 1990. - №1. – с.25-30.

ПРО БАГАТОКАНАЛЬНУ СИСТЕМУ ОБСЛУГОВУВАННЯ З ОБМЕЖЕННЯМИ НА ЧИСЛО ПОВТОРІВ*

Прищеп О.В.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
o.prischepa@gmail.com

В роботі, що пропонується, розглядається система типу $M/M/c/\infty$ з обмеженнями на число повторів. Дану багатоканальну систему формально можна описати наступним чином. 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.

Процесом обслуговування вимог для даної системи є двовимірний ланцюг Маркова з неперервним часом $Q(t) = (Q_1(t), Q_2(t)) \in S$, де $Q_1(t)$ – кількість зайнятих приладів, $Q_2(t)$ – кількість джерел повторних викликів, $S = I \times J$, $I = \{0, 1, \dots, c\}$, $J = \{0, 1, \dots\}$.

Для знаходження ефективного алгоритму розрахунку стаціонарного розподілу розглянуто урізану модель даної системи з скінченним числом N місць для повторних викликів, з яких вимоги можуть зробити лише одну повторну спробу. Така система характерна тим, що втрачає вимоги за умов зайнятості всіх N місць або за умов відсутності вільного приладу під час повторного виклику.

Для урізаної моделі знайдено ефективну рекурентну процедуру обчислення стаціонарного розподілу у векторно-матричній формі, на основі якої при $N \rightarrow \infty$ можна подати стаціонарні ймовірності для системи типу $M/M/c/\infty$.

Література

1. Artalejo J.R., Gomez-Corral A. Retrial Queueing Systems. A Computational Approach. - Springer, 2008, 318 p.
2. Anisimov V.V. and Artalejo J.R. Approximation of multiserver retrial queues by means of generalized truncated models. Top (2002), vol. 10, Num. 1 (2002), pp.51-66.
3. Artalejo J.R. and Falin G.I. Standard and retrial queueing systems: a comparative analysis. REVISTA MATEMÁTICA COMPLUTENSE (2002) vol. XV, num. 1, pp.101-129.
4. Лебедєв Є.О., Прищеп О.В. Стохастичні системи з повторними викликами та нетерплячими вимогами. Вісник Київського університету. Серія фіз.-мат. науки–Вип. 2, 2007. – С.169-173.

* Робота виконана за фінансової підтримки ДФФД України (проект №Ф 25.т (094)).

ТОЧНІСТЬ МОДЕЛЮВАННЯ ВИПАДКОВОГО ПРОЦЕСУ В ПРОСТОРІ $C[0, T]$

І.В. Розора, О.В. Лукович

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

irozora@bigmir.net

Методи комп'ютерного моделювання випадкових процесів та полів широко застосовуються в різних областях природничих та соціальних наук таких, як метеорологія, радіотехніка, соціологія, актуарна та фінансова математика, при випробуванні різних механізмів та ін.

Розглянемо гауссові випадкові процеси з відомою кореляційною функцією. Для цих процесів отримано розклад в ряд. Даний результат дозволяє побудувати моделі гауссового випадкового процесу, які будуть наближати початковий процес з наперед відомою точністю та надійністю в банаховому просторі $C[0, T]$.

Нехай (Ω, F, P) – ймовірнісний простір та T – деяка параметрична множина.

Розглянемо гауссовий процес у вигляді ряду $X(t) = \sum_{k=0}^{\infty} a_k(t) \xi_k$,

де $\xi_k, k = 0, 1, \dots$, є незалежними центрованими гауссовими випадковими величинами, $E \xi_k = 0$, $E \xi_k^2 = 1$.

Означення 1. Випадковий процес $X_N(t)$ будемо називати моделлю процесу $X(t)$, якщо

$$X_N(t) = \sum_{k=0}^N a_k(t) \xi_k$$

Означення 2. Будемо казати, що модель $X_N(t)$ наближує випадковий процес $X(t)$ із даною точністю $\delta > 0$, та надійністю $1 - \nu$, $\nu \in (0, 1)$, в банаховому просторі $C[0, T]$, якщо

$$P \left\{ \sup_{t \in [0, T]} |X_N(t) - X(t)| > \delta \right\} \leq \nu.$$

Розглянемо гауссовий сепарабельний випадковий процес $X(t), t \in [0, T]$ для якого кореляційна функція дорівнює

$$R(t, s) = \int_0^{2b} \cos(\lambda t) \cos(\lambda s) d\lambda, \quad b > 0.$$

Відомо, що в просторі $L_2[0, 2b]$ ортонормованим базисом є система функцій

$$\left\{ \frac{1}{\sqrt{2b}}, \frac{1}{\sqrt{b}} \cos \frac{n\pi\lambda}{b}, n \geq 1 \right\} = \{g_n(\lambda), n \geq 0\}.$$

А тому процес представляється у вигляді суми ряду

$$X(t) = \sum_{k=0}^{\infty} a_k(t) \xi_k,$$

де $a_k(t) = \int_0^{2b} \cos(\lambda t) g_k(\lambda) d\lambda$ та $\xi_k, k \geq 0$, є незалежними гауссовими випадковими величинами з $E\xi_k = 0$, $E\xi_k^2 = 1$. Причому, даний ряд збігається в середньому квадратичному.

Тоді, зрозуміло, що у якості моделі процесу $X(t)$ будемо розглядати таку зрізку суми $X_N(t) = \sum_{k=0}^N a_k(t) \xi_k$.

Позначимо через A і B такі сталі $A = \frac{\pi}{2b^{3/2}T}$,

$$B = \frac{4b^2T^2 + 6bT + 1}{4\sqrt{3}\pi}.$$

Наступна теорема вказує умови на значення моменту зрізки, при яких модель випадкового процесу апроксимує гауссовий сепарабельний процес із даною точністю та надійністю у функціональному просторі $C[0, T]$.

Теорема. Модель $X_N(t)$ з (2.3) наближує сепарабельний гауссовий процес $X(t), t \in [0, T]$ з кореляційною функцією $R(t, s)$ з (2.2) із заданою точністю $\delta > 0$, та надійністю $1 - \nu$, $\nu \in (0, 1)$, в банаховому просторі $C[0, T]$, якщо N задовольняє наступним умовам:

$$N > \max \left\{ B, \frac{1}{A^2 \delta} \right\},$$

$$2 \exp \{ -0.5 (A \delta N^{1/2} - 1)^2 \} \times$$

$$\left[2 - A \delta N^{1/2} + 2 (A \delta N^{1/2} - 1) \sqrt{2 \delta A N^{1/2}} \right]^4 < \nu.$$

Література

0.Булдыгин В.В., Козаченко Ю.В. Метрические характеристики случайных величин и процессов. – Киев, 1998.

1.Kozachenko Yu., Rozora I., Turchyn Ye., On an expansion of random processes in series// Random Operators and Stochastic Equations.– 2007–15. – P.15-33.

**ПРО СУМАРНИЙ РИЗИК ЗБИТКІВ НА СКІНЧЕННІЙ
МНОЖИНІ НЕЗАЛЕЖНИХ ПОДІЙ**

Романчук К.Г., Стефанишин Д.В.

Міжнародний економіко-гуманітарний університет
ім. С. Дем'янчука, м. Рівне
dvstefanyshyn@yahoo.com

Нехай подія e з ймовірністю $p(e)$ здатна викликати збиток $d(e) > 0$.

Означення 1. Ризиком збитку від події e називається величина $r(e, d)$, яка визначається як добуток ймовірності $p(e)$ події e на величину викликаного нею збитку $d(e)$: $r(e, d) = p(e) \cdot d(e)$.

Розглянемо скінченну множину $\mathbf{E}$, сформовану з N незалежних подій e_i , $i = \overline{1, N}$, які з ймовірностями $p(e_i)$ здатні викликати збитки $d(e_i) > 0$ [1-3].

Означення 2. Сумарним ризиком збитків $R(d, \mathbf{E})$ на скінченній множині $\mathbf{E}$ з N незалежних подій e_i , $i = \overline{1, N}$, називається сума добутків $p(d_i) \cdot d(e_i)$, $i = \overline{1, N}$, де $p(d_i)$ – ймовірність виникнення збитку $d(e_i)$, тобто $R(d, \mathbf{E}) = \sum_{i=1}^N p(d_i) \cdot d(e_i)$.

Означення 3. «Відносною вагою» $p(d | e_i)$ збитку $d(e_i)$ від події e_i за ймовірністю його виникнення на скінченній множині з N незалежних подій, $i = \overline{1, N}$, з ймовірностями $p(e_i)$, називається величина $p(d | e_i) = \frac{p(e_i)}{\sum_{i=1}^N p(e_i)}$.

Твердження 1. Якщо хоча б одна з N незалежних подій $e_i \in \mathbf{E} = \{e_i\}$, $i = \overline{1, N}$, здатних викликати збитки $d(e_i) > 0$, має «відносну вагу» $p(d | e_i) = \frac{p(e_i)}{\sum_{i=1}^N p(e_i)}$ збитку $d(e_i)$ за ймовірністю

його виникнення, що відмінна від відповідних «відносних ваг»

$$p(d | e_j) = \frac{p(e_j)}{\sum_{i=1}^N p(e_i)} \text{ збитків на } \mathbf{E} \text{ за ймовірністю їх виникнення для}$$

$\forall e_j \in \mathbf{E}, j = \overline{1, N}, (j \neq i)$, то при $p(e_i) > p(e_j)$ та $d(e_i) < d(e_j)$ сумарний ризик збитків $R(d, \mathbf{E})$ від всіх подій $e_i \in \mathbf{E}, i = \overline{1, N}$, буде строго меншим за суму $\sum_{i=1}^N p(e_i) \cdot d(e_i)$, тобто

$$R(d, \mathbf{E}) < \sum_{i=1}^N p(e_i) \cdot d(e_i).$$

Твердження 2. Якщо незалежні події $e_i, i = \overline{1, N}$, які здатні викликати збитки $d(e_i) > 0$, є однаково ймовірними і їх ймовірності $p(e_i) = p, i = \overline{1, N}$, то сумарний ризик збитків $R(d, \mathbf{E})$ на скінченній множині $\mathbf{E}$ з N незалежних подій $e_i, i = \overline{1, N}$, визначається як $R(d, \mathbf{E}) = p \cdot \sum_{i=1}^N d(e_i)$.

Література

1. Romanchuk K.G., Stefanyshyn D.V. A method of estimation of total accident risks at systems// Problems of decision making under uncertainties (PDMU-2008). Abst. of Int. Conference. Kyiv-Rivne, Ukraine, May 12-17, 2008. P.P. 30-32.
2. Romanchuk K.G., Stefanyshyn D.V. To practical application of Bayes' approach to assessment of total accident risk// XII Int. Scientific Kravchuk Conf. Conf materials, II. 15-17 May, Kyiv, 2008. P. 110.
3. Романчук К.Г., Стефанишин Д.В. Використання байєсівського підходу при управлінні ризиками аварій в складних системах // Математичне та комп'ютерне моделювання. Зб. наук. праць/ Кам'янець-Подільський національний університет, Інститут кібернетики імені В.М. Глушкова НАН України; [А.Ф. Верлань (відп. ред.) та ін.]. Кам'янець-Подільський: Кам'янець-Подільський національний університет, 2008. Вип.1. С.149-155.

ВИОКРЕМЛЕННЯ ПРОБЛЕМИ УПРАВЛІННЯ ОСВІТНІМ ПРОЦЕСОМ У ПЕРІОД АДАПТАЦІЇ

Рощенюк А.М.

Національний університет водного господарства
та природокористування

list-2004@ukr.net

Перехід особистості із одного соціального середовища в інше є одна із важливих проблем, що виокремлюється у системі вищої освіти - проблема адаптації першокурсника. Від успішної реалізації цього компонента процесу оволодіння професійною діяльністю багато в чому залежать подальша професійна кар'єра й особистісний розвиток майбутнього фахівця.

Реалізацію програми адаптаційної діяльності студентів-першокурсників передбачалось здійснювати поетапно, в період часткової адаптації, проходження курсу “Подолання труднощів адаптації”, який містить: методи та види роботи з книгою; навички фіксації інформації; електронний варіант книг, конспектів, схем, таблиць; технологію підготовки до іспиту; тренінги з самовиховання, самонавчання та саморозвитку.

На другому етапі діяльності в період стійкої адаптації студент I-II курсу знайомилися з програмою “Інтелектуал”, яка містить: електронний каталог програми “Підручник”, “Картотека статей”, “Методичні посібники”; “Особистий довідник першокурсника” – “путівник по системі знань” (складається кожним першокурсником самостійно з найскладніших для нього дисциплін); методи активного соціально-психологічного навчання; комп'ютерні програми на саморегуляція власного психічного стану, розвиток творчості, пам'яті, уваги і т.д.

На третьому етапі діяльності, в період *повної адаптації студент* починаючи з II курсу починали знайомство з програмою “Професійний творчий розвиток”. При цьому використовували методи розвитку креативності: мозковий штурм для генерації та добору ідей; синектику, для організації колективної розумової діяльності; ділові ігри і проектне навчання.

Процес обумовлений входженням індивіда в нову педагогічну систему, під керівництвом викладачів, які формують структуру його діяльності у зв'язку з новою організацією навчання є передумовою успішної адаптації студентів до навчання.

МЕТОД ГІЛОК І МЕЖ ДЛЯ ЗАДАЧІ ПРОГНОЗУВАННЯ ТРЕТИННОЇ СТРУКТУРИ МОЛЕКУЛИ ПРОТЕЇНУ

Рудик В.О.

Київський національний університет ім. Тараса Шевченка

vitalina__@rambler.ru

Для прогнозування третинної структури молекули протеїну по послідовності амінокислотних залишків використаємо одну з найпоширеніших моделей – НР модель Ділла [1]. В ній амінокислотна послідовність подається у вигляді послідовності гідрофобних (Н) і полярних (Р) залишків. Третинна структура протеїну розглядається як шлях без самоперетинів у деякій решітці, причому, згідно з біологічними спостереженнями, енергія структури визначається як сума енергій зв'язків, утворених сусідніми у решітці Н-залишками, які не є сусідами у послідовності. Приймаючи енергію зв'язку за -1, необхідно знайти структуру (шлях без самоперетинів) з мінімальною енергією.

Таким чином формально задача прогнозування третинної структури протеїну виглядає так: задано послідовність $s = s_1 s_2 \dots s_n$, $s_i \in \{H, P\}$, $i = \overline{1, n}$, n – довжина послідовності. Знайти $c^* \in C(s)$: $E(c^*) = \min \{E(c) \mid c \in C(s)\}$, де $C(s)$ – множина шляхів без самоперетинів довжини n у заданій решітці, а $E(c)$ – визначена вище енергія структури. Доведено, що ця задача є NP-складною.

Для дослідження було нами обрано трикутну решітку. Для пошуку точного розв'язку поставленої задачі пропонується алгоритм методу гілок і меж. Ідея методу полягає у використанні двох процедур – розгалуження і пошуку оцінок (меж). Розгалуження – розбиття множини допустимих розв'язків на підмножини менших розмірів, а знаходження оцінок – пошук верхньої і нижньої межі значення цільової функції на оптимальному розв'язку на певній множині. Таким чином, для задачі на мінімум за умови, що нижня межа для підмножини допустимих розв'язків A більша, ніж верхня межа іншої підмножини B , то A не містить в собі оптимальних розв'язків і може далі не розглядатись.

В задачі прогнозування третинної структури білка в трикутній решітці простір розв'язків розглядається як простір слів довжини $n-2$ з алфавіту $\{F, F_l, F_r, B_l, B_r\}$, що визначає множину допустимих

поворотів на кожному кроці. Множина допустимих розв'язків – множина тих слів, які задають шлях без самоперетинів.

В такому поданні розгалуження пропонується робити послідовно по кожній координаті на 5 (відповідно до кількості можливих значень) областей. Таким чином, в кожній гілці зафіксовано положення певної кількості перших залишків, інші є вільними.

Для нижньої оцінки пропонується наступна формула:

$$m = -(b_{ee} + b_{en} + b_{nn} + 1),$$

$$b_{en} = 4 * \min\{p_f, p_n\}, \quad b_{nn} = 2 * (p_n - \min\{p_f, p_n\}),$$

де b_{ee} - кількість зв'язків між зафіксованими залишками, b_{en} та b_{nn} – максимальна кількість зв'язків, що може бути утворена вільними залишками, які пов'язуються з зафіксованими та незафіксованими відповідно, p_n – кількість вільних гідрофобних залишків, p_f – кількість положень у решітці, в яких фіксовані залишки можуть утворювати зв'язки.

Для отримання верхньої оцінки використовується відомий наближений алгоритм з оцінкою точності – згортання стрілкою [2]. Вільні залишки розташовуються у відповідності до алгоритму, якщо ж таке положення є недопустимим – рівноймовірно у будь-якому іншому положенні. Передбачається генерація допустимого розв'язку у випадку, якщо він існує. За верхню оцінку приймається значення цільової функції на цьому розв'язку.

Як і всякий точний метод, запропонований вище алгоритм вимагає значних затрат часу. Так, наприклад, для випадкової послідовності довжини 15 він знаходить точний розв'язок за 134 хв. на персональному комп'ютері, де процесор має тактову частоту 2.40 ГГц, що показує необхідність розробки алгоритмів пошуку наближених розв'язків даної задачі.

Література.

- 1 Lau K., Dill K. A lattice statistical mechanics model of the conformation and sequence space of proteins // *Macromolecules*. – **22**. – 1989. – P. 3986 - 3997.
- 2 Agarwala R., Batzoglou S., Dancik V., Decaturt S.E., Farach M., Hannenhalli S., Muthukrishnan S., Skiena S. Local rules for protein folding on a triangular lattice and generalized hydrophobicity in the HP model // *J. Comp. Biol.* – **4**. – 1997 – P. 275-296.

**АНАЛІТИЧНЕ ВИЗНАЧЕННЯ КРИТИЧНИХ РОЗМІРІВ
НЕСУЦІЛЬНОСТЕЙ В ТЕПЛООБМІННИХ ТРУБАХ
ПАРОГЕНЕРАТОРІВ АЕС ТА ПРИЙНЯТТЯ РІШЕНЬ ЩОДО
ПОДАЛЬШОЇ ЇХ ЕКСПЛУАТАЦІЇ**

Сахно Н.В., Куценко О.Г., Харитонов О.М., Каденко І.М.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

NDEF.Office@gmail.com

Задля безпечної експлуатації АЕС актуальною є задача прийняття рішень щодо подальшої працездатності її окремих систем. Однією з найбільш важливих підсистем АЕС з реакторами типу ВВЕР з точки зору ядерної безпеки є парогенератор (ПГ), що містить у собі систему теплообмінних труб (ТОТ). Враховуючи, що економічні втрати від відмови ПГ є високими, задача розробки коректного критерію виведення з експлуатації дефектних ТОТ ПГ є надзвичайно актуальною для прийняття рішення щодо кожної ТОТ. Практично всі підходи до розробки критерію виведення з експлуатації ТОТ ПГ пов'язано з визначенням критичних розмірів несущальностей, що з'являються у ТОТ ПГ внаслідок деградаційних процесів металу стінок. Дані контролю вказують на те, що на зовнішній поверхні труби можуть виникати та зростати з часом повздовжні тріщини втоми. Закінчення терміну експлуатації ТОТ може пов'язуватися з досягненням тріщиною критичних розмірів, при яких вона стає нестабільною для навантажень, що виникають за нормальних умов експлуатації або аварійних ситуацій. Втрата цілісності ТОТ ПГ потенційно може призвести до позапланового зупинення енергоблоку та подальшого його простою.

Отже розробка критеріїв глушіння ТОТ ПГ є однією з найбільш актуальних проблем безпечної та надійної експлуатації блоків АЕС з реакторами типу ВВЕР. Один з можливих підходів до розробки таких критеріїв пов'язаний з встановленням критичних розмірів можливих несущальностей в ТОТ ПГ. В даній роботі виконано аналітичні дослідження умов нестабільності несущальностей ТОТ ПГ для тріщин напівеліптичної форми. Було побудовано аналітичні розв'язки задач термопружності, пов'язаних з визначенням напружено-деформованого стану стінок ТОТ ПГ, викликаного спільною дією тисків першого і другого контуру та температурних градієнтів. На основі отриманих розв'язків, використовуючи методи механіки крихкого руйнування, визначено умови нестабільності тріщини, що можуть бути використані при формулюванні критеріїв глушіння ТОТ ПГ.

АСИМПТОТИЧНА ПОВЕДІНКА ДРОБОВОГО БРОУНІВСЬКОГО ПОЛЯ ПРИ НЕОБМЕЖЕНОМУ ПОДІЛЕННІ КВАДРАТУ $[0,1]^2$

Семенов Василь Вікторович

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
semenov1984@gmail.com

Як відомо, дробове броунівське поле має чисельні застосування в радіоелектроніці, фінансовій математиці, кліматології, вивченні атмосферних явищ тощо. В даній роботі розглянуто асимптотичну поведінку дробового броунівського поля при необмеженому поділенні квадрата $[0,1]^2$.

Нехай $\delta > 0$ і позначимо $\Pi(\delta)$ набір всіх скінченних розбиттів $\pi = \{[t_i, t_{i-1}] \times [s_k, s_{k-1}]: 0 = t_0 < t_1 < \dots < t_n = 1, 0 = s_0 < s_1 < \dots < s_m = 1\}$ квадрата $[0,1]^2$ таких, що $\max(t_i - t_{i-1}) < \delta$ і $\max(s_k - s_{k-1}) < \delta$.

Розглянемо задачу знаходження $\lim_{\delta \rightarrow 0} \sup_{\pi \in \Pi(\delta)} S(|x|^p, \pi, B^{H_1 H_2})$,

де $S(\psi(x), \pi, X) = \sum_{t_j, s_k \in \pi} \psi(X(t_j, s_k) - X(t_{j-1}, s_k) + X(t_{j-1}, s_{k-1}) - X(t_j, s_{k-1}))$, а $B^{H_1 H_2}$ – дробове броунівське поле.

Теорема. Нехай $\{B^{H_1 H_2}(t_1, t_2): t_1 \geq 0, t_2 \geq 0\}$ – дробове броунівське поле з індексами Хюрста $H_1, H_2 \in (0,1)$. Тоді мають місце такі твердження: якщо $(pH_1 < 1 \wedge pH_2 < 1) \vee (pH_1 < 1 \wedge pH_2 = 1) \vee (pH_1 = 1 \wedge pH_2 < 1)$, то з ймовірністю 1: $\lim_{\delta \rightarrow 0} \sup_{\pi \in \Pi(\delta)} S(|x|^p, \pi, B^{H_1 H_2}) = \infty$; якщо

$(pH_1 > 1 \wedge pH_2 < 1) \vee (pH_1 < 1 \wedge pH_2 > 1)$, то з ймовірністю 1:

$\lim_{\delta \rightarrow 0} \sup_{\pi \in \Pi(\delta)} S(|x|^p, \pi, B^{H_1 H_2}) = \infty$; якщо $(pH_1 > 1 \wedge pH_2 > 1)$, то з

ймовірністю 1: $\lim_{\delta \rightarrow 0} \sup_{\pi \in \Pi(\delta)} S(|x|^p, \pi, B^{H_1 H_2}) = 0$.

Література

Семенов В. В., Автомодельні поля на площині; означення та деякі властивості // Прикладна статистика. Актуарна та фінансова математика – 2006. – №1-2. – С. 174 - 180.

РАНГОВО-ЗАЛЕЖНА МІРА СПРИЯТЛИВОСТІ ЕКОНОМІЧНОГО ЗРОСТАННЯ

В. В. Семенов

Інститут демографії та соціальних досліджень НАН України
semenovsr@meta.ua

В [1] автори розглянули сприятливість економічного зростання на основі використання адитивно-сепарабельних індексів нерівності та показали зв'язок між кривою поширення зростання, стохастичною домінованістю першого порядку та критерієм Парето при оцінюванні сприятливості економічного зростання для бідних. Розглянуто також зв'язок між кривою зростання, стохастичною домінованістю другого порядку та принципом трансферів Пігу–Дальтона. Коли критерії стохастичної домінованості першого та другого порядків не виконуються, необхідні інші засоби для оцінювання рівня сприятливості економічного зростання. У такому випадку використаємо індекс сприятливості оснований на узагальненому індексі нерівності S -Джині, $G(v) = -v \operatorname{cov} \left[x, (1-q)^{v-1} \right] / \mu$. Середній рівень добробуту в суспільстві визначається за формулою

$$W(v) = \mu + v \operatorname{cov} \left[x, (1-q)^{v-1} \right] = \mu [1 - G(v)], \quad (1)$$

(1) є функцією соціального добробуту Сена, а вираз в квадратних дужках – втрати добробуту від існування нерівності в суспільстві. Вплив економічного зростання на суспільний добробут оцінюємо згідно із (1) за допомогою функції:

$$\Delta W(w) = \sum_{i=1}^N w_i(v) \Delta x_i = \sum_{i=1}^{N-1} (w_i(v) - w_{i-1}(v)) \sum_{j=1}^i \Delta x_j + w_N \sum_{i=1}^N \Delta x_i. \quad (2)$$

Із (2) отримуємо міру сприятливості економічного зростання для бідних у виді зваженої суми точок на кривій поширення зростання:

$$g(v) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N w(v) \Delta \ln x_i = \frac{v}{N} \sum_{i=1}^N (1-q_i)^{v-1} \Delta \ln x_i. \quad (3)$$

(3) можна записати в вигляді суми середнього рівня зростання середніх доходів, g^* , та коригуючого фактору, який враховує нерівність у зростанні доходів:

$$g(v) = g^* + v \operatorname{cov} \left[\Delta \ln x, (1-q)^{v-1} \right]. \quad (4)$$

Другий доданок рівний нулю при $v=1$. У цьому випадку маємо утилітарну функцію соціального добробуту. Цей доданок також рівний нулю, якщо має місце нерівність-нейтральне зростання доходів. (4) можна записати в вигляді:

$$g(v) = g^* (1 - C_{\Delta \ln x}(v)), \quad (5)$$

$C_{\Delta \ln x}(v) = -(v/g^*) \text{cov}[\Delta \ln x, (1-q)^{v-1}]$ – узагальнений коефіцієнт концентрації Джині рівнів зростання доходів. Отже, (5) – рівно-розподілений еквівалентний рівень зростання. Аналогічно поняттю рівнорозподіленого еквівалентного доходу Аткінсона, це рівень зростання соціально еквівалентний реальному рівню зростання при деякому фіксованому значенні параметру v .

Література

1. Duclos J.-Y., Araar A. Poverty and Equity: Measurement, Policy and Estimation with DAD, Springer. – 2006. – 376 p.

АЛГОРИТМИ З ДОВІРЧИМИ ОБЛАСТЯМИ ДЛЯ ОПТИМІЗАЦІЇ ЛІНІЙНИХ РОЗПОДІЛЕНИХ СИСТЕМ З УЗАГАЛЬНЕНИМ КЕРУВАННЯМ

Семенов В.В.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

snakkar@univ.kiev.ua

У доповіді розглянуто питання збіжності та стійкості декількох алгоритмів розв’язання задач оптимального керування вигляду [1]

$$J(u) = \Phi(y(u), u) \rightarrow \inf_{u \in U},$$

$$L y(u) = F(u), \quad u \in U,$$

де $F: V \rightarrow W_+^+$, U – компактна опукла множина із гільбертового простору V . Опишемо один з досліджених алгоритмів. Задаємо родину замкнених опуклих множин $M_n \subseteq V$ простої структури.

1. Обираємо початкове наближення $u_0 \in U$. Покласти $n = 0$.

2. Шукаємо $y_n \in H$ узагальнений розв’язок рівняння

$$L y_n = F(u_n).$$

3. Шукаємо спряжений стан $p_n \in W_+$ розв’язок рівняння

$$L^+ p_n = \Phi'_1(y_n, u_n).$$

4. Знаходимо $\bar{u}_n \in U$ – розв’язок екстремальної задачі:

$$\left((F'(u_n))^* p_n + \Phi'_2(y_n, u_n), u - u_n \right)_V \rightarrow \varepsilon_n - \inf_{u \in U \cap (u_n + M_n)}.$$

5. Покладаємо $u_{n+1} = \bar{u}_n$, $n := n + 1$ і переходимо на крок 2.

Наведений алгоритм належить до родини методів з довірчою областю (Trust-Region Method). Задача ітераційного кроку є локальною апроксимацією вихідної задачі чи умов оптимальності вихідної задачі, тому природньо розв’язувати допоміжну задачу не на всій множині U .

Література

1 Ляшко С.І., Номіровський Д.А., Семенов В.В. Дослідження лінійних розподілених систем з узагальненим керуванням // Журнал обчислювальної та прикладної математики, №2 (91). – 2004. – С. 31-45.

РОЗВ’ЯЗАННЯ ЕКСТРЕМАЛЬНИХ ЗАДАЧ НА ОПУКЛИХ ТА ПЕРЕДОПУКЛИХ МНОЖИНАХ

Віктор В. Семенов

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

hunt.semen@gmail.com

Робота присвячена розробці та обґрунтуванню ефективних методів розв’язання векторних та однокритеріальних оптимізаційних задач, основаних на апроксимаціях їх задачами більш простої структури. Досліджені однокритеріальні задачі на передопуклих множинах та опуклі задачі з векторним критерієм.

Встановлені умови існування та оптимальності розв’язків, створені та обґрунтовані алгоритми розв’язання досліджених задач, які є розвитком методів проекції градієнта для однокритеріальних задач на передопуклій допустимій множині та опуклих векторних задач, доведена збіжність запропонованих алгоритмів. Досліджено задачу векторної мінімізації наступного вигляду: $f(x) \rightarrow \min_x$, де множина $X \subseteq E$, $X \neq \emptyset$, $f = (f_1, \dots, f_l)$ - векторна функція, $f: E \rightarrow F$. E і F – задані дійсні простори, F частково впорядкований замкнутим опуклим гострим конусом $K \subseteq F$. Задача полягає в знаходженні точок $\bar{x} \in X: f(X) \cap (f(\bar{x}) - K \setminus \{0\}) = \emptyset$. Множину розв’язків задачі позначимо $E_K(f|X)$, а її елементи будемо традиційно називати оптимальними за Парето (ефективними)

розв'язками. Для знаходження наближеного розв'язку задачі пропонується наступний ітераційний процес: 1) $s = 0$. 2) $x_s \in X$ - s -е наближення. 3) Знаходимо $\bar{x}_s$ - розв'язок оптимізаційної задачі

$$\sigma_B(\nabla f(x_s)(x - x_s)) + \frac{1}{2}\|x - x_s\|^2 \rightarrow \min \quad 4) \text{ Якщо } \bar{x}_s = x_s, \text{ то } x^s \in X \text{ є}$$

розв'язком задачі, інакше $x_{s+1} = x_s + \rho_s(\bar{x}_s - x_s)$, $\rho_s \in (0, 1)$, $s = s + 1$ і переходимо до п. 2).

Алгоритм генерує послідовності точок з допустимої множини. При $\bar{x}_s = x_s$ в точці $x_s \in X$ виконано необхідну умову мінімуму, отже закінчення ітераційного процесу коректне.

Література.

1. В. М. Лисюк, Віктор В. Семенов, В.В. Семенов, Ю. Б. Сорока. Метод послідовної квадратичної оптимізації розв'язання задач на передопуклих множинах // Вісник Київського університету. Серія фіз.-мат. науки. вип. 4. - 2006 - С. 186-190.

БАГАТОКРИТЕРІАЛЬНІ ЗАДАЧІ КОМБІНАТОРНОЇ ОПТИМІЗАЦІЇ НА НЕЧІТКІЙ МНОЖИНІ АЛЬТЕРНАТИВ

Семенова Н.В., Колєчкіна Л.М., Нагірна А.М.

Інститут кібернетики ім. В.М. Глушкова НАН України
nvsemenova@meta.ua, ludapl@ukr.net

Розглядається багатокритеріальна задача комбінаторної оптимізації $Z(F, X) : \max \{F(x) \mid x \in X \subset R^n\}$, $F(x) = (f_1(x), \dots, f_l(x))$,

$$f_i : R^n \rightarrow R, i \in N_l, X = \text{vert } \Pi_{nk}(A) \cap D \neq \emptyset, \quad \Pi_{nk}(A) = \text{conv } P_{nk}(A),$$

$P_{nk}(A)$ – комбінаторна множина перестановок, $D \subset R^n$ – опуклий многогранник. У множині X задана нечітка підмножина $\tilde{X} = \{x, \mu_{\tilde{X}}(x)\}$, де $x \in X$, а $\mu_{\tilde{X}}(x) : x \rightarrow [0, 1]$ функція належності

множини $\tilde{X}$, яка називається нечіткою множиною альтернатив. Задача полягає в максимізації векторної функції F на нечіткій множині $\tilde{X}$. Під максимізацією будемо розуміти вибір нечіткої підмножини R множини $\tilde{X}$, якій відповідає найбільше значення як векторної функції F , так і функції належності $\mu_{\tilde{X}}(x)$ до нечіткої множини альтернатив. Ці альтернативи у задачах багатокритеріальної оптимізації у залежності від способу їх порівняння називаються

ефективними (оптимальними за Парето), слабо ефективними (за Слейтером) та сторого ефективними (за Смейлом) і відповідно позначаються: $P(F, X)$, $SA(F, X)$, $Sm(F, X)$. Вхідну задачу $Z(F, X)$ представимо у вигляді $(l+1)$ -критеріальної задачі: $F(x) \rightarrow \max, \mu_{\tilde{X}}(x) \rightarrow \max, x \in X$. Під розв'язком задачі з нечіткою множиною альтернатив розуміємо нечітку множину з функцією належності: $\mu(x) = \left\{ \mu_{\tilde{X}}(x) \mid x \in P(F, \tilde{X}); 0 \mid x \notin P(F, \tilde{X}) \right\}$.

Таким чином, нечітка множина розв'язків буде включати у себе ті і тільки ті альтернативи, які будуть ефективними як за критеріями $f_i(x), i \in N_l$, так і за функцією належності $\mu_{\tilde{X}}(x), x \in X$, до нечіткої множини альтернатив. Розроблено підхід, оснований на методі послідовних поступок. Особливістю даного методу є те, що критерії задачі повинні бути попередньо впорядковані за зменшенням їх важливості, після чого вибір розв'язку задачі здійснюється шляхом виконання багатокорокової процедури та полягає в послідовному включенні обмежень задачі $Z(F, X)$ і врахуванні структурних особливостей її допустимої області. Оптимальним вважається той розв'язок, який є розв'язком останньої задачі із наступної послідовності задач:

$$f_1^* = \max \{ f_1(x) \mid x \in X \}, \quad f_2^* = \max \{ f_2(x) \mid x \in X, f_1(x) \geq f_1^* - \Delta_1 \}, \dots, \\ f_l^* = \max \{ f_l(x) \mid x \in X, f_{r-1}(x) \geq f_{r-1}^* - \Delta_{r-1}, r \in N_l \}.$$

Література

0. Семенова Н.В., Колечкіна Л.М., Нагірна А.М. Розв'язання багатокритеріальних задач комбінаторної оптимізації на множині поліперестановок // Доповіді НАНУ – 2009. - №2 – С.41-48
1. Семенова Н.В., Колечкіна Л.Н., Нагорная А.Н. Подход к решению векторных задач дискретной оптимизации на комбинаторном множестве перестановок // Кибернетика и системный анализ – 2008. – №3 – С. 158 - 172.

АСИМПТОТИКА ГЕНЕРАТОРА ЕВОЛЮЦІЙНОЇ СИСТЕМИ З ІМПУЛЬСНИМ ЗБУРЕННЯМ

Семенюк С.А., Чабанюк Я. М.

Національний університет "Львівська Політехніка"
semenyuk@gmail.com, yaroslav_chab@yahoo.com

Розглянемо еволюційну систему:

$$du^\varepsilon(t) = C(u^\varepsilon(t), x(t/\varepsilon^4)) + \varepsilon d\eta(t),$$

де $x(t), t \geq 0$ - стрибковий рівномірно ергодичний марковський процес в стандартному фазовому просторі $(X, \mathcal{X})$ з генератором Q і стаціонарним розподілом $\pi(B), B \in \mathcal{X}$.

Імпульсний процес збурень $\eta(t), t \geq 0$ задається співвідношенням

$$\eta(t) = \int_0^t \eta^\varepsilon(ds, x(s/\varepsilon^4)),$$

де сімейство процесів з незалежними приростами $\eta^\varepsilon(t, x), t \geq 0, x \in X$ задається генераторами:

$$\Gamma^\varepsilon(x)\varphi(w) = \varepsilon^{-4} \int_R [\varphi(w + \varepsilon^2 v) - \varphi(w)] \Gamma(dv; x), \quad x \in X$$

Лема. Генератор трьохкомпонентного марковського процесу [1] $u^\varepsilon(t), \eta(t), x(t/\varepsilon^4)$ допускає асимптотичне представлення на тест функціях $\varphi(u, w, x)$ у вигляді

$$L^\varepsilon \varphi = \left[\varepsilon^{-4} Q + \varepsilon^{-2} \Gamma_1(x) + \Gamma_0(x) + C(x) + \hat{\theta}_u^\varepsilon(x) \right] \varphi,$$

де

$$\Gamma_1(x)\varphi(u, w, x) = \int_R v \Gamma(dv; x) \varphi'_w(u, w, x)$$

$$\Gamma_0(x)\varphi(u, w, x) = \frac{1}{2} \int_R v^2 \Gamma(dv; x) \varphi''_w(u, w, x)$$

$$C(x)\varphi(u, w, x) = C(u, x) \varphi'_u(u, w, x),$$

а залишковий член такий, що $\|\theta_u^\varepsilon(x)\varphi(u, w, x)\| \rightarrow 0, \varepsilon \rightarrow 0$.

Література

[1] Koroliuk V.S, Limnius N. Stochastic Systems in Merging Phase Space, - World Scientific, 2005. - 330 p.

ПРО ЗАДАЧУ 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

mail@sirenko.com.ua

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 зводиться до двох задач комбінаторної оптимізації: 1) як задача комбінаторного прийняття рішення вона має відповідний оптимізаційний варіант; 2) в [3] було показано, що задача структурування (0,1)-матриці (тобто формування блоків у матриці майже повністю складених з одиниць за допомогою перестановок рядків та стовпців) зводиться до задачі комівояжера, що дозволяє отримати якісні початкові наближення для оптимізаційного варіанту вихідної задачі розв'язавши відповідну задачу комівояжера.

Для розв'язання задачі нечіткої кластеризації фітоценозів як задачі комбінаторної оптимізації було розроблено модифікацію гібридного метаевристичного методу АСО-Н [4]. Створений програмно-алгоритмічний засіб підтримки прийняття рішення використовується на біологічному факультеті КНУ ім. Т.Шевченка.

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 растений угрупповань. // Укр. ботан. журн. – 48, №2. – 1991. – С. 98-104.
3. Косман О. Г. Перетворення (0,1)-матриць. – Доп. АН УРСР. Сер. Фіз.-мат. та техн. науки, 1998. – №8. – С. 9-11.
4. Гуляницький Л., Сіренко С. Комбинирование алгоритмов оптимизации муравьиными колониями и H -метода // International book series „Information Science & Computing”. – 2008. – №3. – P. 95-102.

КОМПЛЕКСНЫЙ ПОДХОД ПО ПОДГОТОВКЕ К ЕВРО-2012

Солодовник Д.А.

Институт прикладного системного анализа при НТУУ «КПИ»

mitya_pochta@ukr.net

В преддверии чемпионата Европы по футболу в 2012 году, который будет частично проходить и на полях нашей страны, хочется отметить важность комплексного, продуманного во всех отношениях подхода при подготовке к этому событию. Это предполагает развитие «хромающих» подсистем нашей страны, что связано с неопределенностью выбора.

Чтоб достойно принять гостей из других стран, как мне кажется, необходимо создать внешний порядок. Речь идет про систему транспорта и ее сервис и систему обеспечения жизнедеятельности(т.е. проживания и питания). Спортивное событие такого уровня является психологически подъемным для жителей страны. Добившись визуального порядка, достаточного для кратковременного события, народ и руководство страны, как мне кажется, смогут урегулировать более глубокие подсистемы государства.

Также хорошим плюсом может послужить наша работа и компетентность именно в футболе. Наш народ имеет достаточную заинтересованность этим видом спорта, что подтверждается большим числом детских команд. Необходимо поработать людям, непосредственно связанными с развитием футбола. Это тренеры, игроки и научные работники. Сегодняшней проблемой нашего футбола, я считаю, есть использование давно разработанных стратегий еще Лобановским В.В., Зеленцовым А.М. и работниками других НИИ. Полученные коллективные результаты могут быть дополнены индивидуальными. Особенную ценность, я вижу, в улучшении удара по мячу с обеих ног при произвольном ведении мяча и стандартном положении. Предположительно, можно получить оптимальные движения человека, положение стопы по отношению к мячу при ударе. Такая задача требует данных от наилучших ударов в виде видеоматериала и измерений датчиков. После компьютерного моделирования предполагается сравнение движений обучаемого человека с эталонной моделью.

Теоретически, можно получить модели разных по типу ударов лучших игроков мира. Такая разработка будет полезна в детско-юношеских спортивных школах, в индустрии компьютерных игр, в робототехнике

НЕВИЗНАЧЕНОСТІ ПРИ УПРАВЛІННІ ЗАПАСАМИ ПІДПРИЄМСТВА В УМОВАХ ВИНИКНЕННЯ ДЕФІЦИТУ

Солодовнік Ю.С.

**НТУУ «КПІ» ННК «Інститут прикладного системного аналізу»
smajlyk@gmail.com**

Основна ціль будь-якого підприємства-зберегти і покращити свої позиції на ринку і при цьому отримати максимально допустимий прибуток. Якщо раніше це здійснювалось шляхом зменшення собівартості продукції то зараз,коли пропозиція часто перевищує попит, все більше уваги приділяється зменшенню затрат на зберігання (склад) та транспортування запасів. Тобто підприємства, використовуючи концептуальні підходи, стараються регулювати і управляти характеристиками запасів (параметри попиту, заказів і поставок, параметри рівня запасів).

При управлінні запасами задача оптимального рішення полягає в тому, щоб визначити при яких умовах запаси потрібно поповнювати(точка заказу-для забезпечення неперервного виробничо-технологічного процесу),і визначити об'єм поповнення запасів. При цьому затрати пов'язані з витратами на зберігання, формування, і дефіцит мають бути мінімальними і збалансованими. Проектування системи управління запасами має закінчуватись розробкою стратегічного плану. Критерієм оптимальності для моделей управління запасами вважається очікувані затрати(а не очікуваний прибуток). Класичні моделі визначення оптимального розміру заказу не допускають виникнення дефіциту товарно-матеріального ресурсу (безумовне задоволення попиту).В певних умовах виробництва значних втрат в умовах дефіцитної ситуації можна уникнути, якщо величиною дефіциту і його тривалістю спробувати управляти. Для цього всі параметри моделі управління запасами з дефіцитом, можна звести до класичної моделі EOQ з врахуванням поправочних коефіцієнтів. Так оптимальний розмір заказу буде визначатись відношенням питомих затрат на зберігання і питомих втрат від запланованого дефіциту.

Через відсутність статистичних даних, що відображають види затрат(на зберігання, формування ,збут) економіко-математичні методи планування і управління запасами до сьогодні не отримали практичного застосування. На підприємствах немає звітності ,що відображає затрати, пов'язані зі зберіганням запасів чи втрати від дефіциту.

ВИРТУАЛЬНОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ ПРОСТРАНСТВЕННО-РАСПРЕДЕЛЕННЫХ ЭКОНОМИЧЕСКИХ СИСТЕМ

Сопин М.О., Бордюжан С.А., Осадчук В.В.

Буковинский университет

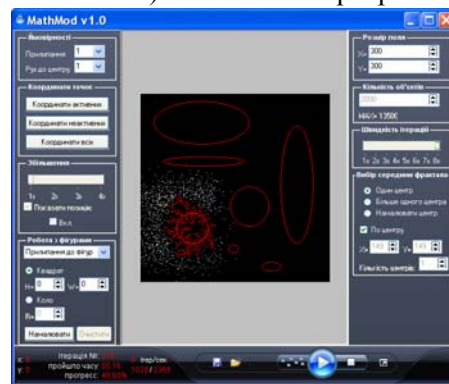
m_sopin@sacura.cv.ua

1. Под виртуальной (воображаемой, возможной) реальностью понимают мир компьютерных информационных образов, создаваемый исследователями в познавательных целях. Отличительной особенностью виртуального мира является необязательное выполнение законов, действующих в мире реальном. Это позволяет исследователю преодолеть инерционность мышления и открывает большие возможности при моделировании трудноформализуемых систем, напр., социально-экономических.

2. В настоящем сообщении сделана попытка виртуального моделирования роста социально-экономической распределенной системы (города, туристического комплекса). Написана программа (см. рисунок), в которой приняты следующие правила игры: i) конкурентная борьба за владение местом решается бросанием жребия до тех пор, пока одному из претендентов не „повезет”; ii) претендентам предоставляется определенная свобода выбора, моделируемая вероятностным образом; iii) назначаются области привлекательности, служащие аттракторами для претендентов и задаваемые вероятностным потенциалом. В ходе экспериментов обрабатывались массивы данных и рассчитывались закономерности роста: $\langle n \rangle \propto t^\gamma$ и $\langle n \rangle \propto r^d$, число компонент связности, разветвленность полученных объектов и корреляционные функции.

Литература.

1. Кобелев Н.Б. Основы имитационного моделирования сложных экономических систем. – М.: Дело, 2003. – 336 с.



ФАЗОВЫЕ ПЕРЕХОДЫ В ЗАДАЧЕ О БАНКОВСКИХ СБЕРЕЖЕНИЯХ В УСЛОВИЯХ НЕОПРЕДЕЛЕННОСТИ

Сопин М.О., Житарюк С.И.

Буковинский университет

m_sopin@sacura.net

1. В подавляющем большинстве задач принимать решения приходится в условиях неопределенности. В зависимости от характера неопределенности апеллируют к вероятностным, нечетким или интервальным методам моделирования. Неопределенности могут также возникать в динамических системах, демонстрирующих сложное *нерегулярное* поведение и проявляться в виде *чувствительности* к начальным данным [1]. Целью настоящей работы являлось исследование влияния нерегулярного (хаотического) поведения внешней среды - рынка на величину банковских сбережений при стабилизирующем росте процента.

2. Нами рассматривалась динамическая система Ферхюльста-Пирла, моделирующая изменение денежного вклада со временем:

$$\frac{dn}{dt} = (\lambda + Ax)n - \beta n^2. \quad (1)$$

Здесь параметры $\lambda \in R$ и $\beta \in R_+$ регламентируют рост денежного вклада, x является функцией времени и описывает нерегулярное поведение рынка, а параметр $A \in [0, A_{\max}]$ суть степень неопределенности.

Нерегулярное поведение внешнего окружения моделировалось хорошо известной системой Лоренца:

$$\frac{dx}{dt} = -\sigma x + \sigma y, \quad \frac{dy}{dt} = rx - y - xz, \quad \frac{dz}{dt} = xy - bz. \quad (2)$$

Система уравнений (1), (2) решалась численно методом Рунге-Кутты 4-го порядка при шаге интегрирования по времени равном $\Delta t = 0.02$. Параметры задачи выбирались следующими: $\lambda = 1$, $\beta = 1$ и $n(0) = 0.01$, а при $\sigma = 10.0$, $b = 8/3$, $r = 27.0$ системой (2) генерировался хаос. Массивы полученных данных подвергались стандартной статистической обработке. Основные результаты, полученные в работе, иллюстрируются рис.1-4. Показано, что малые значения степени неопределенности оказывают незначительное влияние на динамику системы (1). Рост степени неопределенности приводит к тому, что наиболее ожидаемое состояние „плывет” влево.

Наконец, существует пороговое значение параметра неопределенности, при котором наиболее ожидаемым состоянием является левая граница фазового пространства системы (1), что соответствует полному обесцениванию денежных вкладов. Полученные результаты позволяют говорить о неравновесном фазовом переходе, аналогичном шумоиндуцированному фазовому переходу [2].

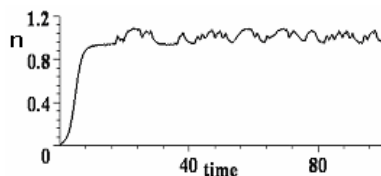


Рис.1. Динамика денежного вклада при $A=0.01$.

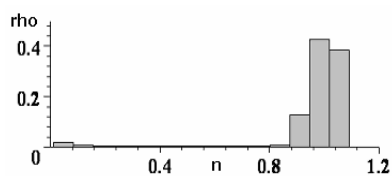


Рис.2. Инвариантная мера, рассчитанная при $A=0.01$.

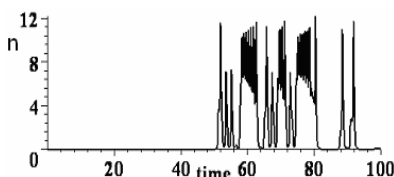


Рис.3. Динамика денежного вклада при $A=0.8$.

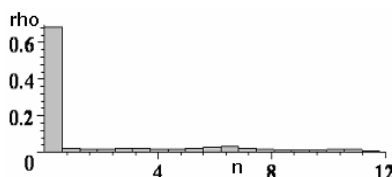


Рис.4. Инвариантная мера, рассчитанная при $A=0.8$.

3. Уместно сделать несколько замечаний. В математической экономике расстановка временных приоритетов приводит к различным экономическим моделям. Если число агрегированных переменных достаточно велико, эффективным является применение статистических методов, в противном случае применяются детерминистические методы. Неравновесные фазовые переходы, как было нами показано, могут иметь место и при небольшом числе переменных. Понимание происходящего будет полезным лицу, принимающему решения.

Литература.

1. Schuster H.G., Just W. Deterministic Chaos. – Weinheim: Wiley-VCH Verlag GmbH, 2005. – 287 p.
2. Хорстхемке В., Лефевр Р. Индуцированные шумом переходы. – М.: Мир, 1987. – 400 с.

ЗАКОНОМЕРНОСТИ РОСТА УРБАНИСТИЧЕСКИХ СИСТЕМ

Сопин М.О., Колисник Н.М., Музыка А.Я.

Буковинский университет

m_sopin@sacura.cv.ua

1. Переживание демографического перехода человечеством в настоящее время сопровождается перемещением значительных масс населения Земли из сел в города. Миграционные потоки приводят к увеличению численности и размера городов, нарушая динамическое равновесие между селом и городом. Неконтролируемый рост крупных городов приводит к тому, что эффективное управление мегаполисами становится невозможным. Для принятия правильных управленческих решений необходимо знание законов роста урбанистических систем. Настоящая работа посвящена поиску таких закономерностей.

2. На первый взгляд карта любого города представляется случайным набором улиц, перекрестков, площадей и пр. Покажем, что это не совсем так. Пусть L - длина улицы города. При изучении «хвоста распределения» $U(x) = Nr\{L > x\}$ - числа улиц, длина которых превышает некоторую величину x , нами была замечена гиперболическая закономерность $U(x) \propto x^{-\alpha}$, где $\alpha \approx 2.47$ для г.Черновцы (рис.1). Нами также был «построен» город, длина улиц которого генерировалась случайным образом (по закону равномерной плотности). Для такого гипотетического города «хвост распределения» подчиняется линейной зависимости (рис.2). При исследовании пространственного распределения узлов (точек пересечения и упора улиц) обнаружено, что число узлов N меняется с расстоянием от центра города по закону $N \propto R^{\nu}$, где для г.Черновцы $\nu \approx 1.77$. Заметим, что для городов с преобладанием радиально-кольцевой схемы уличной сети степенной показатель $\nu \approx 1.0$, а города, характеризующиеся прямоугольной планировкой улиц имеют $\nu \approx 2.0$. В работе введен коэффициент развитости уличной сети города: $r = L/\sqrt{S}$, где L - суммарная длина всех улиц, заключенных в изучаемой области, а S - площадь этой области города. Для г.Черновцы $r \approx 43.48$.

Существование степенных закономерностей говорит о существовании детерминистической *структуры* в схеме уличных коммуникаций города, а степенные показатели позволяют классифицировать город по принадлежности к той или иной уличной

планировке. Знание законов развития города может оказаться полезным при согласовании роста города и прироста городского населения.

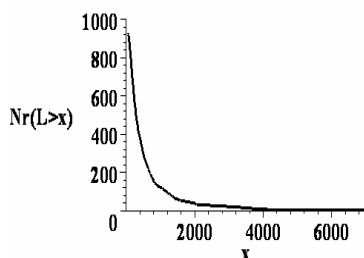


Рис.1. «Хвост распределения» для города Черновцы.

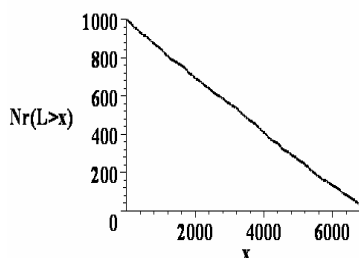


Рис.2. «Хвост распределения» для «случайного» города.

3. В заключение отметим, что гиперболические законы часто встречаются в социально-экономических (законы Ауэрбаха-Ципфа-Парето), информационных (закон Лотки, закон Брэдфорда), технических (аллометрические законы), биологических (законы Уиллиса-Юла) системах. Эти законы имеют слишком длинные «хвосты» и надежную математическую базу в виде устойчивых распределений Леви-Хинчина [1, 2]. Механизмы, приводящие к резкой асимметрии таких распределений еще не вполне ясны. Мы полагаем, что в урбанистических системах появление степенных закономерностей обязано существованию памяти среды, в которой формируется система.

Литература.

- 1 Гнеденко Б.В., Колмогоров А.Н. Предельные распределения для сумм независимых случайных величин. – М. -Л.: ГИТТЛ, 1949. – 264 с.
2. Мандельброт Б. Фрактальная геометрия природы. – М: РХД, 2002. – 656 с.

**ПРО ПОПАРНЕ ПОРІВНЯННЯ АЛЬТЕРНАТИВ
В УМОВАХ РИЗИКУ**

Стефанишин Д.В., Стефанишина Ю.Д.

Міжнародний економіко-гуманітарний університет

ім. С. Дем'янчука, м. Рівне

dvstefanyshyn@yahoo.com

Нехай l_i, g_i та l_j, g_j – невід'ємні значення деяких числових характеристик, що описують програшні l та виграшні g якості альтернатив a_i, a_j , відповідно.

Означення 1. Альтернативи a_i, a_j називаються допустимими і порівнюваними якщо $l_i < g_i, l_j < g_j$, і, якщо $l_i < l_j$, то $g_i < g_j$.

Означення 2. Повним ризиком альтернативи a_i при її порівнянні з альтернативою a_j називається величина $r_{i,j}$, яка є сумою програшу l_i альтернативи a_i та виграшу g_j альтернативи a_j , тобто $r_{i,j} = l_i + g_j$.

Відповідно повний ризик альтернативи a_j при її порівнянні з альтернативою a_i визначається як $r_{j,i} = l_j + g_i$.

Нехай альтернатива a_i є кращою при її порівнянні з альтернативою a_j , якщо $r_{i,j} < r_{j,i}$. Розглянемо скінченну множину **A** допустимих порівнюваних альтернатив, упорядкованих за зростанням програшу l .

Твердження. Якщо серед скінченної множини **A** допустимих і порівнюваних альтернатив, упорядкованих за зростанням програшу, знайдеться одна альтернатива a_k , повні ризики якої $r_{k,i}, r_{k,j}$ при її порівнянні з найближчими сусідніми з нею альтернативами a_i, a_j , де $i = k - 1, j = k + 1$, виявляться меншими повних ризиків $r_{i,k}, r_{j,k}$ цих альтернатив при їх порівнянні з a_k , то альтернатива a_k буде кращою при попарному її порівнянні з усіма альтернативами, що належать множині **A**.

ПРО СЕРЕДНЬОКВАДРАТИЧНЕ ОБЕРНЕННЯ НЕЛІНІЙНИХ ДИФЕРЕНЦІАЛЬНИХ МОДЕЛЕЙ

Стоян В.В.

v_stoyan@ukr.net

Методи псевдоінверсної алгебри, розвинені в роботах М.Ф. Кириченка після їх поширення на лінійні інтегральні та функціональні системи згодом були успішно використані для розв'язання задач моделювання стану лінійних динамічних систем дискретного та неперервного аргументів і керування ними. Для поширення запропонованої при цьому методики дослідження лінійних динамічних систем, описаних диференціальними рівняннями з частинними похідними, на нелінійні динамічні системи пропонується алгоритм найкращої за середньо-квадратичним критерієм заміни диференціальної моделі

$$\sum_{i=1}^I \prod_{j=1}^J L_i^{(j)}(\partial_s) y(s) = u(s) \quad (s \in \{s = (x, t) : x \in S_0 \subset R^n, t \in [0, T]\}) \quad (1)$$

лінійною інтегральною моделлю вигляду

$$y(s) = \int G(s - s') u(s') ds', \quad (2)$$

де $y(s)$, $u(s)$ – функції стану та зовнішньо-розподілених просторо-во-часових збурень, ∂_s – вектор частинних похідних $(\partial_{x_1}, \dots, \partial_{x_n}, \partial_t)$ по просторових координатах $x_1, \dots, x_n$ та часу t , а $L_i^{(j)}(\partial_s)$ – відомі лінійні диференціальні оператори.

Пропонується алгоритм побудови дискретної сітки $[G(s_l - s'_m)]_{l,m=1}^{l=L, m=M}$ і перерізів $(G(s_l - s'), l = \overline{1, L})^T$, $(G(s - s'_m), m = \overline{1, M})$ двохаргументного ядра функції $G(s - s')$, які, нелінійно виражаючись через $L_i^{(j)}(\partial_s)$, за середньоквадратичним критерієм узгоджуються з дискретними та дискретно-неперервними спостереженнями за функціями $y(s)$ та $u(s)$ в необмеженій просторово-часовій області.

Представлення (2) моделі (1) дозволяє методику розв'язання задачі дослідження лінійних динамічних систем в обмежених просторово-часових областях поширити на нелінійні моделі вигляду (1). Результати математичного моделювання розв'язків прямих та обернених задач для системи (1) будуть подані в наступних публікаціях.

КОМБІНАТОРНІ ТА БІОЛОГІЧНІ ПРОСТОРИ

Тимофієва Н.К.

Міжнародний науково-навчальний центр інформаційних технологій та систем НАН та МОН України
tymnad@gmail.com

В біології спостерігаються явища, пов'язані з комбінаторними числами. При формуванні суцвіття деяких квітів, луски шишок, розміщенні листя дерев та інших рослин утворюються правильні спіралі, число рядів яких збігається з числами Фібоначчі. При рості раковин деяких видів молюсків утворюються логарифмічні спіралі. При генеруванні ж комбінаторних множин одержані числові послідовності, які задають у них кількість комбінаторних конфігурацій, також утворюють комбінаторні числа, наприклад арифметичний трикутник, що являє собою біноміальні коефіцієнти для множини сполучень без повторень.

Комбінаторні простори існують в двох станах: спокої (згорнуте) і в динаміці (розгорнуте). Згорнутий задається інформаційним кодом $\mathcal{R} = \langle A, T, \mathfrak{Z}, \Xi \rangle$, який містить властивості розгорнутого простору певного типу, де $A = \{A_1, \dots, A_n\}$ – одна або кілька базових множин, T – його тип, $\mathfrak{Z}$ – система правил, за яким він розгортається (за строгими законами або хаотично), Ξ – правила його згортання із розгорнутого (одного або кількох). Аналогічне – у живій природі. Насінину чи клітину – код організму певного типу – розглянемо як згорнутий простір. Під дією певних чинників (для рослин – це тепло, волога і земля) утворюється живий об'єкт – розгорнутий простір, який має здатність до згортання.

Отже **згорнутим біологічним простором** назовемо інформаційний код, який містить базові множини і систему правил, за допомогою яких комбінацією елементів цих множин розгортається живий організм – **розгорнутий біологічний простір**. Сукупність клітин назовемо **частково розгорнутим біологічним простором**. Ритмічні (пульсуючі) процеси у живій природі пов'язані з рекурентним способом утворення **розгорнутих просторів**. Біологічні простори, як і комбінаторні, мають властивість із точок розгорнутого (одного або кількох однотипних) згортатися. Новий згорнутий простір має властивості тих просторів, з яких він утворений.

**НАБЛИЖЕНІ МЕТОДИ КЕРУВАННЯ ЕКСПЕРИМЕНТОМ В
ЗАДАЧАХ ГАРАНТОВАНОГО ОЦІНЮВАННЯ РОЗВ'ЯЗКІВ
ЕЛІПТИЧНИХ РІВНЯНЬ**

О. Умєров

Факультет кібернетики

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

Нехай спостерігається вектор у гільбертового простору H вигляду

$$y = C(\lambda)\varphi + \xi, \quad (1)$$

де $C(\lambda) \in L(L_2(G), H)$ - лінійний неперервний оператор з невідомим параметром λ , причому $\|\lambda\| \leq q_0$, ξ - детермінована похибка вимірювання $M(Q_2\xi, \xi) \leq 1$, функція $\varphi(x) \in W^1(G)$ є розв'язком рівняння

$$a(\varphi, \psi) = (f, \psi), \quad \forall \psi \in W^1(G), \quad (2)$$

$f \in L_2(G)$ - невідомий вектор з гільбертового простору H ($(Q_1 f, f) \leq 1$, $Q_1, Q_2 \in L_*(H, H)$), де $L_*(H, H)$ - простір невід'ємних, симетричних та обмежених операторів, для яких існують обернені оператори, $a(\varphi, \psi)$ - білінійна форма, яка має вираз [2, с.8], G - обмежена область у просторі R^n із кусково - гладкою границею Γ , $a_{ij}(x), a_0(x) \in L^\infty(G)$ ($i, j = \overline{1, n}$) - вимірні майже всюди обмежені функції, причому $a_0(x)$ - майже всюди невід'ємне, $a_{ij}(x) = a_{ji}(x)$ та коефіцієнти $a_{ij}(x)$ задовольняють умові еліптичності.

Досліджувалися задачі знаходження параметра λ , який мінімізує середньоквадратичну похибку мінімаксного оцінювання лінійних функціоналів від розв'язків (2). Приводяться наближені методи: скінчених елементів, проекції градієнта, Рітца та вивчається їх збіжність.

Література:

0. Васильев Ф. П. Численные методы решения экстремальных задач. М.: Наука, 1988. - 552 с.
1. Наконечный О. Г. Оптимальное управление та оцінювання в рівняннях із частинними похідними. К.: Видавничо – поліграфічний центр “Київський університет”, 2004. - 103 с.

ГІСТЕРЕЗИСНІ СТРАТЕГІЇ ДЛЯ СИСТЕМ З ПОВТОРНИМИ ВИКЛИКАМИ

Усар І. Я., Протопоп Ю.О.

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

Математичні моделі систем з повторними викликами мають широке застосування в практиці (див. [1-2]). В даній роботі розглянуто марковські системи з необмеженим числом повторних викликів і керованою інтенсивністю вхідного потоку. Для моделей такого типу знайдені умови існування стаціонарного режиму, отримані явні формули для розрахунку стаціонарних ймовірностей, розглянуто застосування до розв'язку оптимізаційних задач в класі гістерезисних стратегій, які задаються наступним чином. Нехай $H_1 \leq H_2$ - два невід'ємних цілих числа, які називаються порогами. Якщо в даний момент часу кількість повторних викликів $j < H_1$, то система працює в першому режимі з інтенсивністю вхідного потоку $\lambda_1(j)$, якщо кількість повторних викликів $j \geq H_2$, то в другому режимі з інтенсивністю вхідного потоку $\lambda_2(j)$. Якщо кількість повторних викликів лежить у проміжку $[H_1, H_2)$, то система зберігає той режим, у якому вона працювала до даного моменту. Клас порогових стратегій є підмножиною класу гістерезисних стратегій, який можна отримати при $H_1 = H_2$.

Зокрема розглянута наступна задача:

$$W(H_1, H_2) = C_1 S_1(H_1, H_2) - C_2 S_2(H_1, H_2) - C_3 S_3(H_1, H_2) \rightarrow \max,$$

де $S_1(H_1, H_2)$ - число вимог, обслуговування яких завершено в системі; $S_2(H_1, H_2)$ - число вимог, які отримали відмову в обслуговуванні і стали повторними викликами; $S_3(H_1, H_2)$ - 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 перемикач інтенсивності вхідного потоку.

Розв'язком задачі є такі пороги H_1 та H_2 , які максимізують середній прибуток від роботи системи.

Література

- [0] Falin G.I., Templeton J.G.C. Retrial queues.— London Chapman & Hall, 1997.—331p.
- [1] Anisimov V.V., Artalejo J.R. Analysis of Markov multiserver retrial queues with negative arrivals // Queuing Systems. - 2001. - Vol.39. - P. 157-182.

ЗАСТОСУВАННЯ МЕТОДІВ НЕГЛАДКОЇ ОПТИМІЗАЦІЇ ДЛЯ РОЗРАХУНКУ ПАРАМЕТРІВ ЛІНІЙНОГО ПРИСКОРЮВАЧА

Харченко І.І., Заїкін Ю.Г.
Київський національний університет
ihar@unicyb.kiev.ua

Проектування лінійних прискорювачів заряджених частинок вимагає розробки математичного та програмного забезпечення для оптимізації їхньої структури та знаходження оптимальних параметрів пучка на виході. Це, в свою чергу, потребує розв'язання задачі максимізації фазового об'єму пучка на вході та мінімізації розкиду параметрів на виході лінійного прискорювача, що особливо важливо для медичних прискорювачів через необхідність отримання точного розподілу доз опромінювання.

Постановка оптимізаційних задач з мінімаксним критерієм якості передбачає вибір методів негладкої оптимізації для задач розрахунку оптимальних параметрів лінійного прискорювача. В останні роки з'явилися нові результати щодо збіжності деяких методів негладкої оптимізації, які відносять до методів прямого пошуку [1, 2].

Результатом роботи стало створення програмного забезпечення для моделювання, візуалізації та оптимізації динаміки пучків заряджених частинок з урахуванням їхнього радіального руху у лінійному прискорювачі для медичних цілей на 3 MeV. Розроблено комплекс інтерактивного програмного забезпечення для задачі оптимізації динаміки пучків з урахуванням радіального руху частинок. Запропоновано застосування модифікацій методу Нелдера-Міда, щодо збіжності яких існують теоретичні результати.

Література

1. Сучасні методи та інформаційні технології моделювання, аналізу й оптимізації складних систем: Монографія. - К.: Видавничо-поліграфічний центр "Київський університет", 2006. -200 с.
2. Tamara G. Kolda, Robert Michael Lewis, Virginia Torczon. Optimization by Direct Search: New Perspectives on Some Classical and Modern Methods SIAM REVIEW, 2003 Society for Industrial and Applied Mathematics Vol. 45, No. 3, pp. 385 - 482

**ПРО ЗАСТОСУВАННЯ МЕТОДУ МАЛОГО ПАРАМЕТРУ
ДО ЗАДАЧІ ПРО СТРУКТУРУ ОПТИМАЛЬНОГО
ПОРТФЕЛЯ**

Цимбал В.

victor_tsymbal@yahoo.com

Розглядається портфельна задача збереження капіталу в моделі Марковіца, що залежить від малого параметру.

Як добре відомо [1], у загальному випадку це – задача квадратичного програмування, проте у деяких постановках вона є задачею лінійного програмування

Для задач математичного та лінійного програмування застосування методу малого параметру розглядалося у [2]. Задача квадратичного програмування є важливим більш дослідженим частинним випадком задачі математичного програмування

Треба зауважити також, що застосування методу малого параметру до розв'язування задачі дає наближений розв'язок цієї задачі, часто використовується для побудови ефективних чисельних методів розв'язку задачі, дає логічне обґрунтування спрощеного описання задачі.

Саме на шляху застосування результатів роботи [2] з певним узагальненням у випадку задачі квадратичного програмування у цій роботі отримані асимптотичні розвинення розв'язку портфельної задачі збереження капіталу в моделі Марковіца, що залежить від малого параметру.

Зауважимо, що подібна задача дещо іншим методом, що полягав у звененні її до матричної гри двох гравців з нульовою сумою розглядалася у [3].

Література

- [0] Кисимов Ю.Ф. Основы теории оптимального портфеля ценных бумаг. – М.: Филинь, 1998.
- [1] А.А.Первозванский, В.Г.Гайцгори Декомпозиция, агрегирование и приближенная оптимизация. – М.: Наука, 1979.
- [2] Цимбал В. Застосування методу малого параметру до задачі про структуру оптимального портфеля активів. Збірник матеріалів PDMU - 2008. 21-25 травня 2008р. – Київ - Рівне, 2008, с. 219.

**АСИМПТОТИЧНІ ВЛАСТИВОСТІ МЕРЕЖЕВОЇ МОДЕЛІ
ТАНДЕМУ СИСТЕМ ОБСЛУГОВУВАННЯ З ПОВТОРНИМИ
ЗВЕРНЕННЯМИ***

Чечельницький О.А., Касьянов А.А., Кучеренко О.В.
Національний університет імені Тараса Шевченка
che@unicyb.kiev.ua

Ми розглянемо модель тандему систем обслуговування, яка складається з двох вузлів. Перший вузол функціонує як система обслуговування типу $\langle M_Q / M_Q / 1 \rangle$, а другий вузол - як система обслуговування з повторними викликами типу $\langle M_Q / M_Q / 1 / w.r. \rangle$. Системи утворюють тандем $\langle M_Q / M_Q / 1 \rangle \rightarrow \langle M_Q / M_Q / 1 / w.r. \rangle$. Вимоги до нашої моделі на інтервалі $[t, t+h]$ надходять парами з ймовірністю $\lambda(a_1, a_2)h + o(h)$, де змінні a_1 та a_2 описують число вимог у першому та другому вузлі відповідно. Перший вузол складається з одного приладу, який обслуговує вимоги з зовнішнього потоку випадковий інтервал часу з показниковим розподілом з параметром $\mu_1(a_1, a_2) > 0$. Після обслуговування в першому вузлі вимога обов'язково надходить на обслуговування до другого вузла. пуассонівський потік повторних запитів з параметром $\nu(a_2) > 0$. Якщо прилад є вільним, він обслуговує вимогу, незалежно від того звідки вона б не надійшла, інтервал часу, який має показниковий розподіл з параметром $\mu_2 > 0$. Через $X_1(t)$ будемо позначати число вимог у першому вузлі, а через $X_2(t)$ - число вимог у другому вузлі.

Припустимо, що параметр повторних звернень $\nu(a_2) > 0$ залежить від n (номеру серій) наступним чином :
 $\nu^{(n)}(a_2) = n^{-1}\nu(a_2)$, а характеристики $X_1(t)$ та $X_2(t)$ розглянемо у зміненому масштабі часу nt : $X_1^{(n)}(t) = X_1(nt)$, $X_2^{(n)}(t) = X_2(nt)$,
 $X^{(n)}(t) = (X_1^{(n)}(t), X_2^{(n)}(t))$.

Теорема1. (Закон великих чисел для змішаної моделі тандему систем обслуговування). Нехай наша модель задовольняє наступним умовам :

* Робота виконана за фінансової підтримки ДФФД України (проект №Ф25.1/094)

- 1) функції $\lambda(a_1, a_2)$, $\mu_1(a_1, a_2)$ та $\nu(a_2)$ є локально липшецеві по змінним a_1 та a_2 ; крім того $\lambda(a_1, a_2) - \mu_1(a_1, a_2) > 0$, $a_1 > 0$, $a_2 > 0$;
 2) $n^{-1} X^{(n)}(0) \xrightarrow{p} S_0$, де $X^{(n)}(0) = (X_1^{(n)}(0), X_2^{(n)}(0))$, $S_0 = (s_0^1, s_0^2)$.
 Тоді

$$\sup_{0 \leq t \leq T} |n^{-1} X^{(n)}(t) - S(t)| \xrightarrow{p} 0, \quad n \rightarrow \infty,$$

де вектор-функція $s(t) = (s_1(t), s_2(t))$ задовольняє системі диференціальних рівнянь наступного вигляду:

$$\begin{cases} ds_1(t) = (\lambda(s_1(t), s_2(t)) - \mu_1(s_1(t), s_2(t))) dt \\ ds_2(t) = \lambda(s_1(t), s_2(t)) dt - m(s_1(t), s_2(t))^{-1} dt \end{cases}$$

де
$$m(a) = \frac{1}{\mu_2} + \frac{1}{\lambda(a_1, a_2) + \mu_1(a_1, a_2) + a_1 \nu(a_1)}.$$

Література

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

ПРО ОДНУ ОБЕРНЕНУ ЗАДАЧУ ДЛЯ ВИРОДЖЕНИХ ПАРАБОЛІЧНИХ РІВНЯНЬ

Л.Чухрай

Факультет кібернетики

Київський національний університет імені Тараса Шевченка, Україна

l.chukhray@mail.ru

Припускається, що на відрізку $(0, T]$ спостерігаються функції:

$$y_k(t) = \int_0^1 h_k(t, x) u(x, t) dx, \quad k = \overline{1 \dots N}, \quad (1)$$

де $h_k(t, x)$ - неперервна функція по t, x , $k = \overline{1 \dots N}$. $u(x, t)$ - функція, що є класичним розв'язком оберненої параболічної задачі вигляду:

$$\beta(t) u_t = a(t) u_{xx}, \quad (x, t) \in \Omega_T \quad (2)$$

з крайовими умовами

$$u(0, t) = \mu_1(t), t \in (0, T], \quad u(h, t) = \mu_2(t), t \in (0, T], \quad (3)$$

де

$$\Omega_T = \{(x, t) : 0 < x < h, 0 < t < T\}, \beta(t) > 0, a(t) > 0,$$

$$\lim_{t \rightarrow 0} \frac{\beta(t)}{t^m} = 0, m \geq 1.$$

Користуючись явним представленням розв'язку $u(x, t)$ для задачі (2)-(3):

$$u(x, t) = \int_0^t G_{1\xi}(x, t, h, \tau) \frac{a(\tau)}{\beta(\tau)} \mu_2(\tau) d\tau - \int_0^t G_{1\xi}(x, t, 0, \tau) \frac{a(\tau)}{\beta(\tau)} \mu_1(\tau) d\tau,$$

де $G_1(x, t, \xi, \tau)$ - функція Гріна першого роду.

$$G_1(x, t, \xi, \tau) = \frac{1}{2\sqrt{\pi(\theta(t) - \theta(\tau))}} \sum_{n=-\infty}^{+\infty} \left[\exp\left(\frac{-(x - \xi + 2nh)^2}{4(\theta(t) - \theta(\tau))}\right) - \exp\left(\frac{-(x - \xi + 2nh)^2}{4(\theta(t) - \theta(\tau))}\right) \right],$$

$$\text{де } \theta(t) = \int_0^t \frac{a(\tau)}{\beta(\tau)} d\tau.$$

Досліджується функціонал:

$$J(\mu_2(t)) = \sum_{k=1}^N \int_0^T (y_k(t) - \int_0^t \tilde{h}_k(s, x) \mu_2(s) ds)^2 dt + \alpha^2 \int_0^T \mu_2^2(t) dt,$$

де

$$\tilde{h}_k(s, x) = \int_0^1 h_k(t, x) \frac{a(t)}{\beta(t)} \frac{1}{2\sqrt{\pi(\theta(t) - \theta(s))}} \sum_{n=-\infty}^{+\infty} \left(\exp\left(\frac{-(x + 2nh)^2}{4(\theta(t) - \theta(s))}\right) \times \right. \\ \left. \times (x + 2nh) dx \right).$$

Для оптимальних значень $\mu_2(t)$ отримуються інтегральні рівняння Фредгольма 2-го роду:

$$\int_0^T (y_k(t) - \int_0^t \tilde{h}_k(s, x) \mu_2(s) ds) dt + \alpha^2 \int_0^T \mu_2(t) dt = 0, \quad k = \overline{1 \dots N},$$

які мають єдиний стійкий розв'язок.

Розглядається також обернена задача (2)-(3) з спостереженнями:

$$y_k = \int_0^1 \tilde{h}_k(t) \mu(t) dt, \quad k = \overline{1 \dots N} \quad (4)$$

$\mu(t)$ шукається у вигляді: $\mu(t) = \sum_{j=1}^N \tilde{h}_j(t) c_j$.

Для невідомих c_j одержується система лінійних алгебраїчних рівнянь:

$$\sum_{j=1}^N a_{ij} c_j = y_k, \text{ де } a_{ij} = \int_0^1 \tilde{h}_k(t) \tilde{h}_j(t) dt.$$

Література

0. Наконечний О.Г. Оцінювання параметрів в умовах невизначеності // Наукові записки КНУ ім.Т.Г.Шевченка. - 2004.- Том 7:факультет кібернетики. — С.102-112.

1. Наконечний О.Г. Оптимальне керування та оцінювання в рівняннях із частинними похідними. Навчальний посібник – ВПЦ “Київський університет”, 2004.

ОЦІНКИ ДИНАМІКИ ДИСКРЕТНИХ СИСТЕМ РЕГУЛЮВАННЯ ІЗ ЗАПІЗНЮВАННЯМ З НЕТОЧНО ЗАДАНИМИ ПАРАМЕТРАМИ

Шатирко А.В., Хусаїнов Д.Я.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

a_shatyrko@mail.ru

dkh@unicyb.kiev.ua

Дослідження динаміки систем регулювання пов'язані з проблемами стабілізації програмного керування при заданій структурі функції керування. Основні результати по стійкості в цілому нульового розв'язку для заданого класу нелінійності були отримані для систем регулювання, що описуються звичайними диференціальними рівняннями. Надалі стали досліджуватися системи різницевих рівнянь, диференціально-різницеві рівняння із запізнюванням. Останнім часом в світовій літературі популярність придбали різницеві рівняння із запізнюванням. Нарешті, великого поширення набули роботи по дослідженню динаміки систем з неточно заданими параметрами. Дослідження стійкості лінійних стаціонарних рівнянь з інтервально заданими параметрами були проведені В.Л. Харітоновим і сформульовані в двох його теоремах, як необхідні і достатні умови інтервальної стійкості. На жаль, аналогічних витончених результатів для інших класів динамічних систем отримати не вдалося.

У доповіді розглядаються питання абсолютної стійкості нелінійних систем регулювання, що описуються різницевиими рівняннями із запізнюванням. Дослідження проводиться з використанням другого методу Ляпунова.

Розглядаються системи нелінійних різницевиих рівнянь з одним запізнюванням

$$x(k+1) = (A + \Delta A)x(k) + (B + \Delta B)x(k-m) + f(\sigma(k)), \quad x(k) \in R^n, \quad k = 0, 1, 2, \dots \quad (1)$$

Тут $\Delta A = \{\Delta a_{ij}\}$, $i, j = \overline{1, n}$ - сталі матриці, елементи яких можуть приймати довільні фіксовані значення з деяких інтервалів $|\Delta a_{ij}| \leq \alpha_{ij}$, $i, j = \overline{1, n}$, нелінійна функція $f(\sigma)$ приймає свої значення в деякому секторі

$$[M\sigma - f(\sigma)]f(\sigma) > 0. \quad (2)$$

Для досліджень використовується функціонал Ляпунова-Красовського

$$V[x(k)] = x^T(k)Hx(k) + \sum_{j=0}^m x^T(k-j)Gx(k-j) + \beta \int_0^{\sigma(k)} f(\xi)d\xi, \quad \sigma(k) = c^T x(k) \quad (3)$$

з додатно визначеними матрицями G, H . Отримані достатні умови абсолютної інтервальної стійкості системи з неточно заданими параметрами (1).

МОДИФІКОВАНИЙ ДВОКРОКОВИЙ МЕТОД ДЛЯ НЕГЛАДКИХ РІВНЯНЬ

Шахно С.М.

Львівський національний університет імені Івана Франка

s_shakhno@franko.lviv.ua

Розглядаємо знаходження розв'язку x^* нелінійного операторного рівняння

$$F(x) + G(x) = 0, \quad (1)$$

де F - диференційовний за Фреше оператор, визначений на опуклій множині D банахового простору X зі значеннями в X , і G - недиференційовний нелінійний оператор з тією самою областю визначення і значеннями в X .

У праці [1] наведено деякі алгоритми розв'язування задачі (1), однак порядок збіжності їх не перевищує $(1 + \sqrt{5})/2$.

Ми пропонуємо для цієї задачі модифікований метод

$$\begin{aligned}
 x_{n+1} &= x_n - \left[F' \left(\frac{x_n + y_n}{2} \right) + G(x_n, y_n) \right]^{-1} (F(x_n) + G(x_n)), \\
 y_{n+1} &= x_{n+1} - \left[F' \left(\frac{x_n + y_n}{2} \right) + G(x_n, y_n) \right]^{-1} (F(x_{n+1}) + G(x_{n+1})),
 \end{aligned}
 \tag{2}$$

де $n = 0, 1, \dots$, $F'(u)$ – похідна Фреше, $G(u, v)$ – поділена різниця першого порядку від оператора G , x_0, y_0 – задані початкові значення. Цей метод побудований на базі диференціального [2] і різницевого [3] ітераційних методів з порядком збіжності $1 + \sqrt{2}$ і зберігає їхні високі швидкісні характеристики. Наведені результати чисельного експерименту.

Література

1. Argyros I.K. Improving the rate of convergence of Newton Methods on Banach spaces with a convergence structure and applications // Appl. Math. Lett. Vol., 1997, 10, No 6. P. 21 - 28.
2. Бартіш М.Я. Про один ітераційний метод розв'язування функціональних рівнянь // Доп. АН УРСР. Сер. А, 1968, №5. С.387 - 391.
3. Бартіш М. Я., Щербина Ю. М. Про один різницевий метод розв'язування нелінійних операторних рівнянь // Доп. АН УРСР. Сер. А., 1972, №7. С. 579 - 582.

ВИЯВЛЕННЯ НЕБЕЗПЕЧНИХ НАСЛІДКІВ ПРИЙНЯТТЯ НЕОБҐРУНТОВАНИХ РІШЕНЬ ПРИ РОЗРОБЦІ МІСТОБУДІВНИХ ПРОЕКТІВ ТА ПРОЕКТІВ ПРОМИСЛОВИХ ЗОН

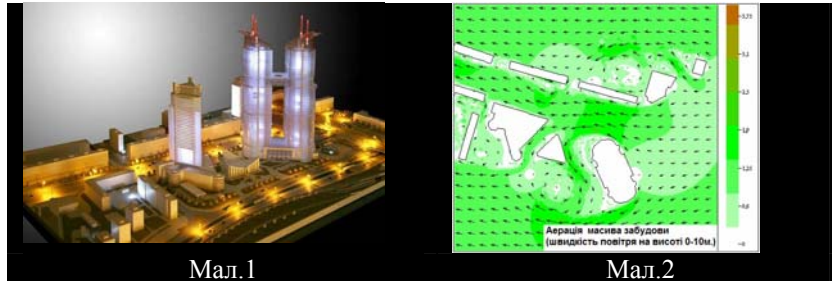
Головенко А.Д., Довгій С.О., Климентова І.О., Черній Д.І.

Проведення розробки довгострокових містобудівних проектів або проектування промислових зон у цілому досі базується фактично на нормативній базі ще 30-х років, хоча і адаптованої до сучасних вимог. Але розвиток технологій у будівництві відкриває не тільки нові можливості але і вимагає врахування нових ризиків, пов'язаних з невідомими раніш фізичними та екологічними проблемами.

Сучасні містобудівні процеси вимагають врахування вже не тільки інженерної складової проектів. Техногенне навантаження на оточующее середовище вимагає врахування екологічної складової та підвищених вимог до комфортності житла. Виявлення проблем небезпечного еколого-аераційного впливу елементів висотної забудови на

малоповерхові прилеглі будівлі можливо тільки при застосуванні сучасних технологічних засобів-великих аеродинамічних труб або програмно-моделюючих комплексів.

Розроблена технологія експрес-прогнозування за допомогою програмно-моделюючих систем (ПМС) забезпечує скорочення часу обробки інформації та одночасного високого рівня достовірності прогнозованої події або процесу та запобігання ризиків. (Мал.1,Мал.2)



Призначення ПМС - застосування в проектно-конструкторських АРМах будівельного та машинобудівного спрямування, застосування в інформаційно-аналітичних системах ресурсно/енергетично – каданстрового спрямування, застосування в інформаційних та експертних системах рекреаційного, екологічного та містобудівного спрямування, застосування в системах підтримки прийняття рішень при надзвичайних ситуаціях. Основна мета застосування ПМС- виявлення небезпечних наслідків прийняття проектних та оперативних рішень при розробці проектів промислових зон та містобудівних проектів.

Література

0. Головенко А.Д., Довгий С.А., Гаркуша В.И., Черний Д.И. Програмно-моделирующая система для эколого-аэрационной экспертизы промышленных зон и сооружений. // Труды XIII Международного симпозиума МДОЗМФ-2007, Харьков-Херсон-2007, С.117-120.
1. Довгий С.А., Лифанов И.К., Методы решения интегральных уравнений.- К.: Наукова думка, 2002, 344с.
2. Наконечний О.Г., Трофимчук О.М., Трофимова І.В., Черній Д.І. Моделювання та аналіз глобальних біосферних процесів // Київ: ВПЦ “Київський університет” – 2002, 92с.
3. Черній Д.І., Головенко А.Д. Технологія експрес-прогнозу нестационарних нелінійних аераційних та гідрологічних процесів//International Workshop “problems of decision making under uncertainties” (PDMU-2008), Abstracts, September 22-27, 2008, Kremia (Novy Svit),Ukraine, pp.127-128.
4. Довгий С.А., Лифанов И.К. и др. Рекомендации по оценке аэрации территории в жилой застройке г.Москвы.- М.: Макс-Пресс-2006, 160с.

**SELECTED CHALLENGES OF
STOCHASTIC PROGRAMMING APPLICATIONS
IN THE CZECH REPUBLIC**

Popela P.

Brno University of Technology, Czech Republic

popela@fme.vutbr.cz

The purpose of the paper is to introduce and discuss some questions related to attempts to apply stochastic programs to real-world problems appearing in the Czech Republic industry. The idea is to present the recent developments in this area and invite audience to participate on the enhancements of the current approaches. The presented models are mostly based on the ideas of scenario-based multistage stochastic programming. We will mention the following application areas: melt control, optimal invoice payment schedule, process equipment design, power plant management, irrigation network design, flood hedging, optimal and reliable design of concrete elements, design of logistic networks including interdiction, scheduling machinery design process, marble tile production, stone blending for concrete, financial budget verification, etc. We focus on the questions related to the original melt control problem that will be used as "an illustrating engine".

Let us give a short overview of the simplified melting problem: We have some basic elements. There are input components composed from them, and a proportion of an element in a component is defined. The target is to blend the components in such a way that the output component with the required composition will be produced. Hence, the input components of a known composition are mixed together, and the goal composition for the output mixture is prescribed. The cost of input and the quality of output are to be optimized. The described problem has simple, deterministic, and one-stage structure. So, the description looks like a direct application of the well-known diet program. However, the additional difficulty in metal production relates to the existence of random losses during the melting process and multistage decision structure. There is a question, which experience with similar models can be used to build a solvable model. The structure of the problem changes significantly with the technology change. So, another question is how to build the flexible model that will cover all technological instances. The similar problem we have also solved is a stone blending problem. The natural question that may speed up model building phase is how to identify portable features among models. When the optimization problem is modeled, it is the question how general it has to be

and whether some parts of the problem can be omitted (in our case, we may concentrate on the material inputs). When the existing running problem is solved there is the question to identify chances that optimization model may bring significant savings. This is definitely the problem for small foundries, e.g., producing grey iron. The next analytical step is to discuss separability from surrounding decision making problems as it is also connected to other decision making problems. Our analysis has shown that melting steps may be studied separately from other production steps (similar to some design problems for connected concrete elements). The idea to use connected programs is realized by one MSc. student in Norway in collaboration with SINTEF in 2009. There are further questions: When and how to use mathematical optimization model (cf. flood hedging and melt control)? How to implement obtained results (as automatic control or in decision support system)? Has it been already modelled and solved? Which type of model to use? Do we have enough data for the chosen suitable model? What is the goal of modelling? Do we want to improve existing solution or do we want to stabilize stabilize results i.e. implement the control to standard? For our melt control problem we have chosen stochastic programming as a tool. Why we have rejected the other approaches? We think that there is the challenge and possibility to apply Roger Wets ideas. It is interesting to compare this problem with some supply chain type problems like marble tile production problem. How to be sure that all participants in the discussion understand the words 'optimal solution' in the same way? So, another challenge is to deal with the concept of suboptimal solution in the way that will be practically tractable.

References

0. POPELA, P.; DUPAČOVÁ, J.: Melt Control: Charge Optimization via Stochastic Programming, in W.Ziemba, S.W.,Wallace: Applications of Stochastic Programming, Chapter 15, pp.277-298, SIAM.
1. POPELA, P.: Numerical Techniques and Available Software, Chapter 8 in Part II, J. Dupačová, J. Hurt, J. Štěpán: Stochastic Modeling in Economics and Finance, pp.206-227, (2002), Kluwer Academic Publisher.
2. POPELA, P.: Stochastic Programming Models and Methods for Technical Applications, Folia Facultatis Scientiarum Naturalium Universitatis Masarykianae Brunensis, 11, pp.181-206 (2002).
3. The paper was supported by the projects MSMT CR no. 1M06047, MSMT CR no. MSM0021630519, and GA CR no. 103/08/1658.

ЗБІЖНІСТЬ ПРОЦЕДУРИ СТОХАСТИЧНОЇ ОПТИМІЗАЦІЇ З МАРКОВСЬКИМИ ПЕРЕКЛЮЧЕННЯМИ.

Хімка У.Т., Чабанюк Я.М.

Національний університет "Львівська політехніка"
yaroslav_chab@yahoo.com

Нехай $C(u, x)$, $u \in R^d$ - функція регресії залежить від впливу зовнішнього середовища, яке описується рівномірно ергодичним марковським процесом $x(t), t \geq 0$, 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 .

Неперервна процедура Кіфера-Вольфовиця пошуку точки $u_0 \in R^d$ максимуму функції регресії $C(u, x)$ задається стохастичним диференціальним рівнянням:

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

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

$e_i = \{0, \dots, 1, 0, \dots, 0\}$. Припустимо, що існує єдина точка максимуму функції регресії. Визначимо додаткові умови, при яких ПСА (1) збігається до точки рівноваги u_0 усередненої системи:

$$\frac{du(t)}{dt} = a(t) \nabla_b C(u), \quad C(u) = \int_X \pi(dx) C(u, x), \quad \nabla_b C(u_0) = 0. \quad (2)$$

Теорема. Нехай існує функція Ляпунова $V(u)$, $u \in R^d$ для усередненої системи (2) така, що задовольняє наступні умови:

$$C1: \text{експоненційну стійкість } \nabla_b C(u) V'(u) \leq -c_0 V(u), \quad c_0 > 0;$$

$$C2: \tilde{C}(u, x) = C(u, x) - C(u): |\nabla_b \tilde{C}(u, x) V'(u)| \leq c_1 (1 + V(u)),$$

$$|\nabla_b C(u, x) R_0 [\nabla_b \tilde{C}(u, x) V'(u)]'_u| \leq c_2 (1 + V(u)),$$

і функції $a(t), b(t), t \geq 0$, такі що задовольняють умови:

$$C3: \int_0^\infty a(t) dt = \infty, \quad \int_0^\infty a^2(t) dt < \infty;$$

$$C4: \left| \frac{a'(t)}{a^2(t)} \right| \leq A_1, \quad \left| \frac{b'(t)}{a(t)b(t)} \right| \leq A_2, \quad t \rightarrow \infty.$$

Тоді для кожного початкового значення $u^\varepsilon(0) = u_0$, ПСА (1) для кожного додатного $\varepsilon \leq \varepsilon_0$, де ε_0 - достатньо мале, збігається з ймовірністю 1 до точки рівноваги усередненої системи (2).

Література

I. V. Koroliuk, N. Limnios. Stochastic Systems in Merging Phase Space./ World Scientific Publishing, - 2005. - 330P.

ПРО УМОВИ ОПТИМАЛЬНОСТІ В МОДЕЛІ ПАТОЛОГІЧНОГО ПРОЦЕСУ З УРАХУВАННЯМ ФАРМАКОКІНЕТИКИ

В.П.Марценюк, І.Є.Андрущак

marceniuk@yahoo.com

У доповіді розглядається модель патологічного процесу:

$$\begin{aligned} \frac{dP}{dt} &= (A + F\Gamma + sxB)P, \quad P(0) = P_0, \\ L(0) &= L_0, \quad F(0) = F_0, \quad N(0) = N_0. \end{aligned} \quad (1)$$

Тут A, B, Φ - сталі 3×3 -матриці.

Нехай u позначає дозу лікарського препарату. При цьому $u = 1$ означає максимальну дозу, а $u = 0$ означає відсутність лікування. Розглядається білінійна система вигляду:

$$\begin{aligned} \frac{dx}{dt} &= -(k_{el} + ug)x + hu, \\ x(0) &= 0, \end{aligned} \quad (2)$$

де x - концентрація лікарського препарату у тілі (або плазмі крові), k_{el}, h - додатні сталі. Така система експоненціального росту (спадання) переважно використовується для моделювання неперервних інфузій. Вона дозволяє показати, що максимальний рівень концентрації досягається при швидкості, яка відрізняється від швидкості, з якою система очищується від препарату, якщо лікарський препарат не поступає додатково.

Метою будь-якого лікування є знищення патогенного чинника або принаймні приглушити його подальший розвиток, при цьому дотримуючись токсичності щодо нормальних тканин. Отже, метою такої моделі є ввести якомога більше лікарського препарату (який знищуватиме патогенний чинник), але при цьому зберігаючи високий

рівень кісткового мозку. Тому математичне формулювання задачі полягає в максимізації:

$$J = rP(T) + \int_0^T qP(t) + bx(t)dt \rightarrow \max \quad (3)$$

на множині вимірних за Лебегом функцій u , які приймають значення на $[0,1]$ при динамічних обмеженнях (1), (2) та заданих початкових умовах.

SPACE WEATHER EFFECTS ON POWER SYSTEMS: PREDICTION, RISK ANALYSIS, AND MODELING

Vitaliy Yatsenko

Space Research Institute of NASU-NSAU, Kyiv, Ukraine

Geomagnetic disturbances can have a serious effect on power systems, spacecraft operations, space sensors, and other systems. The trends in interconnected power systems and the equipment to transmit and control power flows and system voltage profiles have made power systems more sensitive to space geomagnetic disturbances. Some grid systems may experience complete collapse or blackouts. This report is presented of the state of knowledge to the present time on geomagnetically induced currents phenomena, the impact on generators, protective relay effects, widespread voltage control and protective system problems and communication system effects.

Other topics addressed include modeling and predicting geomagnetic disturbances, monitoring, mitigation methods, system operating guidelines during geomagnetic disturbances and forecasting procedures and needs for the power industry. The report concentrates on dynamic probabilistic risk analysis of power systems and other systems for complex characterization of damages using physical model of systems and predictable level of ionizing radiation and space weather [1]. The following main subjects will be covered by our report: (a) power and other system models; (b) mathematical models for dynamic probabilistic risk assessment; and (c) software for modeling and prediction of ionizing radiation. A probabilistic risk assessment method for different systems is presented with consideration of some deterministic and stochastic factors. Probabilistic risk assessment is a comprehensive, structured, and logical analysis method aimed at identifying and assessing risks in power systems for the purpose of cost-effectively improving their safety and performance. We propose to use a new dynamical-information approach for radiation damage risk

assessment of power systems by cosmic radiation. Our approach includes the following steps: system modeling, modeling of ionizing radiation influences on systems, probabilistic risk assessment methods, and risk minimization. For computer simulation of damage processes at microscopic and macroscopic levels the following methods are used: (a) statistical; (b) dynamical; (c) optimization; (d) acceleration modeling, and (e) mathematical modeling of system functioning. Mathematical models of space ionizing radiation influence on system elements were developed for risk assessment in safety analysis. This is a so-called 'black box' or 'input-output' models, which seeks only to reproduce the behaviour of the system's output in response to changes in its inputs. The model inputs are radiation influences on laser systems and output parameters are dynamical characteristics of a system. Algorithms and software for optimal structure and parameters of forecasting mathematical models of ionizing radiation are considered. Forecasting mathematical models of ionizing radiation by numerical methods has been tested.

References

1. V. Yatsenko, O. Cheremnykh, O. Semeniv, Iu. Shatokhina. Nonlinear dynamical model for space weather prediction. Ukr. Phys. J. - 2008.- 53, N 5.- C. 502-505