

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

XXI International Conference

PROBLEMS OF DECISION MAKING UNDER UNCERTAINTIES (PDMU-2013) May 13-17, 2013

ABSTRACTS

Skhidnytsia, Ukraine

**Київ
2013**

INTERNATIONAL PROGRAM COMMITTEE

A.Nakonechny (Ukraine) - Chairman

**F.Chernousko (Russia), A.Chekriy (Ukraine),
M.Bratiychuk (Poland), Yu.Ermoliev (Austria),
I.Gaishun (Belarus), I.Herlin (France), J.Kaluski
(Poland), V.Korolyuk (Ukraine), A.Kurzhanskii
(Russia), J.Michalek (Czech Republik),
I.Sergienko (Ukraine), Ya.Savula (Ukraine),
Yu.Shestopalov (Sweden), O.Zakusylo (Ukraine)**

NATIONAL ORGANIZING COMMITTEE

A.Anisimov – Chairman

Ya.Yeleiko - Vice-chairman

Ya.Chabanuk- Vice-chairman

**M.Bartish, I.Beyko, V.Donchenko,
F.Garashchenko, O.Iksanov, P.Knopov,
E.Lebedev, I.Lyashenko, V.Marcenyuk,
N.Pankratova, V.Romanenko, N.Semenova,
F.Soprnyuk, A.Vlasyuk**

LOCAL ORGANIZING COMMITTEE

P.Zinko - Chairman

**O.Lukovych, E.Kapustyan, T.Korobko,
M.Loseva, K.Golubeva, I.Nazaraga,
O.Pavluchenko, K.Kosarevich, V.Kukurba,
O.Kinash, O.Kiykovska, U.Himka**



**Члени міжнародного програмного
комітету і учасники конференції
вітають із 65-річчям
доктора фіз.-мат. наук, професора
Володимира Степановича
Донченка**

Народився 26.09.1947 р. на півдні України – в Криму, в невеличкому курортному містечку Євпаторія. Із самої юності набув південного темпераменту і зваженості, властивой Вагам. Початок 60-х прийшовся на пік уваги до фіз.-мат. наук. Доля

були схильна до Вас і Ви стали учнем першого в Євпаторії фіз.-мат. класу, а в 1963 – учнем першого набору теперішнього фіз.-мат. ліцею при КНУ імені Тараса Шевченка. Доля щедрою рукою оточила Вас людьми, прихильними до вас: батьками, друзями дитинства, друзями по школі, ліцею, по університету, вчителями та наставниками, колегами та друзями по роботі в Університеті, з яким пов'язане все життя. Серед вчителів не можна не згадати видатного педагога проф. М.Й. Ядренко, геніального вченого і видатної особистості акад. А.В. Скорохода, старшого колегу та друга проф. М.Ф. Кириченка. Не можна не дякувати долі за шкільних та університетських друзів, таких як В.В. Булдігін, О.К. Закусило. Все життя відзначено плідною викладацькою та науковою роботою, пов'язаною з факультетом кібернетики: успішне, з відзнакою, закінчення Університету, захист кандидатської, а потім, – докторської дисертації. Дослідження в галузі математичного моделювання та дослідження невизначеності удостоєні Медалі Президії АН УРСР з премією для молодих вчених (1978), колеги відзначили вас спеціальною науковою відзнакою: International Prize for outstanding achievements in the field of information theories and applications (ITHEA – International Journal “Information Theories&Applications ”, Sofia, Bulgaria) 2007 – ITHEA. Маєте щастя мати багатьох учнів, які плідно працюють разом з Вами.

Бажаємо здоров'я, щастя, нових наукових досягнень!



Вітаємо з 60-річчям
пров.н.с. Інституту кібернетики
ім. В.М.Глушкова НАН України,
доктора фіз. –мат. наук

Семенову Наталію Володимирівну

Народилася 18 лютого 1953р. в м. Києві. В 1970 р. закінчила з золотою медаллю Київську СШ №6, у 1975 р. – факультет кібернетики КДУ ім. Т. Г. Шевченка. З 1975 р.– інженер, з 1980 р. –м.н.с., з 1986 р. – н.с., з 1990 р. – ст.н.с., а з 2011 р. – пров.н.с. ІК ім. В.М. Глушкова НАН України. Без відриву від виробництва там же (1980–1984 рр.) навчалася в аспірантурі, а з 2007 до 2010 в докторантурі. В 1986 р. захистила канд. дисертацію “Розробка і дослідження деяких декомпозиційних методів розв’язання задач повністю та частково цілочислового програмування” за спец. “математична кібернетика”. У 1997 р. присвоєно звання ст.н.с. У 2010р. здобула ступінь доктора фіз.-мат. наук, захистивши дисертацію “Векторні задачі дискретної оптимізації: коректність та методи розв’язання” за спец. теоретичні основи інформатики та кібернетики, наук. консультант – акад.. НАН України І.В. Сергієнко. Н.В. Семенова – автор, виконавець та відповід. виконавець ряду наукових проєктів та грантів (Уряду України та Міжнародного Наукового Фонду, МОН України, НАН України), здійснює наукове керівництво аспірантами. Основні напрями наукової діяльності: теорія та методи дискретної оптимізації, в тому числі за умов невизначеності й керованості даними, аналіз коректності векторних дискретних. задач. Сфера наукових інтересів: теорія прийняття рішень, багатокритеріальна оптимізація. З 2004 р. Н.В. Семенова поєднує наукову діяльність з викладацькою роботою в КНУ ім. Тараса Шевченка та Українському державному унті фінансів та міжнародної торгівлі. Нагороджена двома бронзовими медалями ВДНГ СРСР (1981, 1986) та Почесною грамотою КНУ (2008). Н.В. Семенова – член спец. вчених рад із захисту дисертацій: з 2009 р. – зі спеціальності 01.05.02 – математичне моделювання та обчислювальні методи при Харківському національному університеті радіоелектроніки, з 2013 р. – зі спеціальності 01.05.01 – теоретичні основи інформатики та кібернетики при Дніпропетровському національному університеті ім О Гончара.

Автор понад 120 наукових праць та монографії.

Бажаємо щастя, міцного здоров’я, здійснення задумів, втілення мрій, нових творчих успіхів!



**Вітаємо з 60-річчям
завідувача кафедри прикладної
статистики, доктора фіз.-мат. наук,
професора**

Лебедєва Євгена Олександровича

Народився 9.04.1953 р. в м. Херсоні. До 8-го класу навчався в Херсонській с/ш №20 ім.Б.Лавреньова. Як переможець обласної олімпіади з математики перевівся у 9 клас Київського фіз.-мат. інтернату при КДУ ім. Т.Г. Шевченка, де навчався у 1969-1970рр. У 1970-1975рр. – студент ф-ту кібернетики, в 1975-1978рр. – аспірант кафедри теоретичної кібернетики. У 1980 р. під керівництвом проф. В.В. Анісімова захистив канд. дисертацію на тему “Збіжність гіллястих процесів близьких до критичного до дифузійних процесів”. У 1978-1981 рр. – м.н.с. та с.н.с. (1981-1983) НДЧ КДУ, з 1983 по 1987 р. – завідувач НДЛ ймовірносно-статистичних методів. У 1987-2004 рр. – доцент кафедри прикладної статистики. З 2004 р. – завідувач кафедри прикладної статистики. У 2003 р. захистив докт. дисертацію на тему “Асимпт. аналіз багатоканальних стох. мереж”, у 2007 р. одержав атестат проф. кафедри прикладної статистики.

Вперше розглянув проблему асимптот. укрупнення типів частинок для багатовим. гіллястих процесів та дав її розв’язок в термінах функціональних граничних теорем. Для багатоканальних стохастичних мереж розвинув методи дифузійної та гауссівської апроксимації, розв’язав задачі оптимізації функціоналів якості їх роботи.

Учасник багатьох міжнародних проектів, серед яких: INTAS – проект “Розвиток теорії систем з повторними викликами”; DFG – проектів “Математичні моделі економічного ризику”, “Асимптотичний аналіз стохастичних потоків і мереж”. Наукові інтереси: асимпт. аналіз гіллястих процесів і стохаст. мереж; керовані системи з повторними викликами; застосування теорії масового обслуг. до розрахунку реальних систем зв’язку, комп’ют. мереж. Нагороди: Премія ЦК ЛКСМ України імені М. Островського в галузі науки і техніки та Української республ. Ради НТТ (1983). У 1997 р. отримав диплом Лондон. ін-ту актуаріїв та Комітету у справах нагляду за страховою діяльністю України. Член європ. т-ва по прикл. математиці, довгий час був експертом ВАК України. Підготував 7 канд. наук. Автор понад 200 наукових робіт, серед них 2 монографії та 7 навчальних посібників.

Бажаємо щастя, міцного здоров’я, нових творчих успіхів!

CONTENT¹ ЗМІСТ

Aliiev S.A., Hajiev T.S., Rasulov R.A. Blow-up Solutions of the Nonlinear Evolution Equations	17
Aliyev O.S. On removable sets of solutions of neumann problem for parabolic equations	18
Aliyev R. On moments of the model type of with a heavy tailed distributed demands having finite variance	19
Bakhrushin V.E. Statistical estimation of the differential relationships.....	21
Bakhrushin V.E., Dudko I.O., Ignakhina M.A. Application of empirical distribution functions for decision making.....	22
Bayramova N.Q. Behavior of solutions degenerated parabolic equations in classes of bounded functions.....	23
Beyko I., Poltorackyi M. Time optimal control optimization under incomplete data	25
Beyko I., Zinko P. Numerical algorithms for control stochastic processes optimization.....	26
Beyko I.V., Shchyrba O.V. Optimization of processes with distributed parameters.....	28
Bila G. One property of periodogram estimate of the unknown parameter of function in the non-linear regression model.....	29
Bodnar T., Parolya N., Schmid W. Estimation of the global minimum variance portfolio in high dimensions	30
Chechelnitski A., Gubeladze A., Demchenko I., Kucherenko O. Asymtotic and diffusion properties of the network model with the common and distributed input flows	31
Deveci Ömür, Karaduman Erdal The Fibonacci-Padovan Sequences Modulo m	32

¹ The abstracts are publishing in authors edition
Тези друкуються в авторській редакції

Donchenko V., Zinko T. Vectors and matrixes in “Feature Vectors” design in grouping information problem	33
Fusek, M., Michálek, J. Score test for comparison of two type I multiply left-censored samples from weibull distribution	34
Gaiduchok O.V. Prediction of development of energy dependent economics	35
Hajiev T.S., Kerimova M.N. On solutions of the first boundary-value problem for degenerate elliptic-parabolic equations.	36
Horkunenko A.B. Modeling and methods of analysis and forecasting of cyclical economic processes in the informational decision support system.....	37
Iskenderov A.D., Yagub G., Ibrahimov N. S., Yildirim Aksoy N. An identification problem observed overall region for linear nonstationary quasioptics equation.....	38
Ivokhin E.V., Almodars Barrak Subhi Kaml On approach for the solving of fuzzy linear transportation problem	41
Khomiv B.A., Yatsyshyn V.V, Lupenko S.A. The problems of unification of attributes and metrics in opinion mining.....	42
Kokovska Y. Construction and research of mathematical models of river-bed flow of fluid	43
Lupenko S.A., Lutsyk N.S., Stadnyk N.B. Cyclic linear random process as a constructive mathematical model of cyclic signals and processes.....	44
Lupenko S.A., Polishchuk G.V. The analytic hierarchy process in design and modernization problems of telemedicine monitoring and diagnostic systems	45
Lutskiv A., Zagorodna N. Information system for algebraic cryptanalysis	46
Lytvynenko I. Queuing systems with several types of input flows, several servers and renewal input flow	47

Melnykov V. Modern model-based clustering issues: merging components, selecting variables, handling noise and influential observations	48
Norkin B.V. On optimization in nonlife insurance business	49
Odehnal, J., Sedláčik, M., Michálek, J. Using of multivariate statistical methods in the area of national defence economy	50
Osadcha O. Partial averaging for impulsive hybrid systems	52
Pankratova N.D. Guaranteed safety of complex technical systems operation in the conditions of uncertainty and multifactor risks	53
Pashko A.A. Simulation of random fields on the sphere in L_2	54
Romanenko V., Milyavsky Y. Forecasting of maximal conditional variances of coordinate ratios discrepancies for process with multirate sampling	55
Rozora I. , Lukovych O. About presentation of random variables from series expansion through stochastic process	57
Shakhno S.M. On an iterative algorithm of linear interpolation for the solution of nonlinear equations under the generalized lipschitz conditions	58
Sharapov M.M., Navruzov Fedir Optimal strategy of establishing correspondence between the elements of equipotent discrete sets	59
Simonova K.V., Kudin O.M., Vereschak O.A. System analysis of the organizational structure by artificial intelligence using online resources	60
Slabospitsky Alexander S. Non-stationary parameter recurrent estimation by the least squares method with least deviation norm from ‘attraction’ points for systems under non-classical assumptions	61
Solodovnik D., Popadyxa Y. Medical information system WEBMED	62
Tretynyk V.V. Modeling of expert system for recognition of drug addicted person	63
Venherskyi P. Numerical investigation problems of coupled movement of surface and underground flows	64

Vergunova I.M. H-matrix method for models of technological processes considering index of the quality	66
Vitlinskyi V.V., Koliada U.V., Kravchenko T.V., Trokhanovskyi V.I Adaptive modeling of nonlinear economic dynamics in adoption relevant solutions.....	67
Yagub G., Ibrahimov N.S., Yildirim Aksoy N., Deveci O. The solution with difference method of an optimal control problem for nonstationary quasioptics equation.....	68
Yeleyko Y.I., Kotsiuba I.B. Effect of uncertainty in european price option.....	71
Zavorotnyy A., Kasyanyuk V. The problem of dynamic system investigation in terms of functional relation reconstruction	74
Zhuk S., Herlin I., Nakonechnyi O., Frank J. Optimal retrieval of image data and motion estimation from sparse snapshots: minimax estimation	75
Аджубей Л. Т. Про один спосіб використання градієнтних процедур для навчання нейронних мереж	77
Алексєєнко В. В. Міра близькості для багатовимірних вибірок ...	78
Андрущак І.Є. Система підтримки рішень в системних медичних дослідженнях	79
Апанасенко Д. Кластеризація складених нечітких даних заданого скалярного або векторного рівня	80
Базилевич І.Б., Кушнір М.І. Гіллястий процес з міграцією і неперервним часом.....	81
Бартіш В.Я., Николайчук Л.В. Про один трикроковий метод мінімізації з пам'яттю	83
Бартіш В.Я., Огородник Н.П. Про деякі трикрокові методи мінімізації функцій.....	84
Бартіш М.Я., Ковальчук О.В. Про деякі двокрокові методи розв'язування нелінійних функціональних рівнянь.....	85
Бейко І.В., Підвальна Я.І. Побудова оптимального керування механічним рухом складної системи.....	86

Белоусова О.А., Кудін В.І., Тодоріко Б.Д. Аналіз двоїстої задачі лінійного програмування матричної гри у змішаних стратегіях методом базисних матриць	87
Бичкова Н.В., Яровий А.Т. Застосування методу канонічних кореляцій для оцінки ефективності діяльності підприємства	88
Бідюк П.І., Лозова О.Б., Гасанов А.С., Кожухівська О.А. Байєсівський підхід до аналізу страхових ризиків	89
Бовсунівський О.М. Вибір раціональних альтернатив в задачах з нечіткою множиною цілей.....	90
Бойчук З.Г., Алісв С.А. Застосування теорії гіллястих процесів в статистиці Бозе-Ейнштейна з обмеженнями.....	91
Болдырева В.О. Вероятность не разорения для модели страховой компании с расходами на рекламу.....	92
Бондарчук Ю.В. Метричні характеристики розподілених СППР	93
Борис Н.О., Кінаш О.М. Стохастичні гравітаційні моделі та їх застосування в економіці	94
Буланчук Г.Г. , Коляда Ю.Є., Довгий С.О. Програмно- моделююче середовище для прогнозування аераційної ситуації при створенні штучних лісів.....	95
Быць А. В. Применение биофизических фильтров и данных о запрещенных двугранных углах в аминокислотах для предсказания простран-ственной структуры белков	97
Вакуленко Д.В. Системний аналіз при оцінці ефективності використання мультимедійного середовища для реабілітації.....	98
Васильев А.Б., Васильева Н.С. Оценка риска параметров проекта с помощью дискретного анализа на чувствительность.....	100
Власюк А.П., Федорчук Н.А. Математичне моделювання зміни напружено-деформованого стану ґрунтового масиву внаслідок тепло-масоперенесення в одновимірному випадку.....	101
Власюк А.П., Багнюк О.М. Знаходження місцеположення джерела забруднення для однієї нестационарної задачі масопереносу в криволінійній області	103

Власюк А.П., Жуковський В.В. Математичне моделювання горизонтальної міграції радіонуклідів у каталітичному пористому середовищі при наявності фільтрів-вловлювачів в неізотермічних умовах	105
Власюк А.П., Огійчук В.О. Математичне моделювання впливу тепло-масоперенесення на процеси волого-перенесення та фільтрацію сольових розчинів у ґрунтах	107
Власюк А.П., Цветкова Т.П. Математичне моделювання солеперенесення при сумісній фільтрації та вологоперенесенні в насичено-ненасичених шаруватих ґрунтах в лінійній постановці	108
Габуза Т.В., Сопронюк Ф.О. Синтез системи із післядією та зміною вимірності фазового простору на основі математичної моделі хімічного реактора	110
Гандзюк Н.М. Про побудову оцінок експоненціальної стійкості в системах із запізненням	111
Гарашенко Ф.Г., Матвієнко В.Т., Харченко І.І. Про задачі оптимізації динаміки заряджених пучків	112
Гаркуша Н.І. Дослідження динаміки розвитку популяцій за допомогою квазілінійної системи Леслі.....	113
Гасанов А.С., Вавилов С.Е., Абдуллаев С.Г. Повышение качества прогнозов на базе метода комплексирования для принятия решения	115
Гасанов А.С., Эфендиев Г.Д, Хашеминежад С. Линеаризация нелинейных математических моделей для принятия решения при анализе СБ БМЛА	116
Голік А.О. Багатоетапна кластеризація у задачі розпізнавання знаків дактильної мови жестів	118
Гололобов Д. О. Метод емпіричних середніх для однорідних випадкових полів	119
ГуральС.Я., Марценюк В.П. Система підтримки прийняття рішень з метою рейтингового оцінювання професійної діяльності науково-педагогічних працівників	120
Данилов В. Я., Жирова А.О., Жиров О.Л. Концепції сталого розвитку туризму в Україні	121

Двірничук К.В., Стоян В.А. Математичне моделювання динаміки неперервно спостережуваної товстої пружної плити.....	122
Долгополов И.Н. Основные аспекты проектирования когнитивных структур на основе семиотического подхода	124
Доленко Г.О. , Лобач С. Прийняття рішень на основі прогнозованих інтервалів між терористичними загрозами.....	126
Донченко В.С. Конструктивні засоби опису базових лінійних структур в евклідових просторах	128
Дубовецька І.І., Моклячук М.П. Задача екстраполяції функціоналів від періодично корельованих процесів.....	130
Слейко Я.І., Дутка А.Я. Деякі характеристики рівня математичної підготовки фахівців інженерно-економічних напрямків.....	131
Жерновий К.Ю. Дослідження системи $M^{\theta}/G/1/m$ з двопороговою гістерезисною стратегією перемикання інтенсивності обслуговування.....	133
Жерновий Ю.В. Системи обслуговування з відмовами і рівноймовірним розподілом замовлень.....	134
Жуковська О.А. Прийняття управлінських рішень про стратегію підприємства в умовах інтервальної невизначеності.....	134
Загородній Ю.В., Любенко А.В Робастна система управління процесом багатопродуктової інновації.....	136
Заславський В.А., Качура О. А., Сідляренко А.І. Визначення комплексу методів неруйнівного контролю дорожнього покриття	137
Звізло М.Р. Системний аналіз процесів ризику за умов узагальнених потоків.....	138
Іваненко В.І., Пасічніченко І.О. Про параметричну модель ситуації прийняття рішень.....	139
Івасюк О. В. , Стецько Ю.П. Критерій стійкості лінійних нестационарних систем	140
Іксанов О. Про випадкові процеси з імміграцією	141

Глащик М.С., Сопронюк Є.Ф. Оптимальне оцінювання за параметрами в системах зі змінною вимірністю фазового простору	142
Капустян О.А. Наближений розв’язок однієї задачі оптимальної стабілізації з неавтономними збуреннями в коефіцієнтах	143
Касьянюк В.С. Про парето-оптимальний підхід до задачі інтерпретації даних вимірювань при додаткових обмеженнях.....	144
Квасний М.М. Побудова стратегії відсоткових ставок банку	145
Кійковська О.І., Чабанюк Я.М., Будз І.С. Збіжність процедури стохастичної апроксимації з імпульсним збуренням в умовах локального балансу	146
Кобзар А.Ю. Об’єднання зображень панорами за спільною точкою та напрямком гравітації	148
Коляда Ю.Є. , Клебанова Т.С., Буланчук Г.Г. Вплив прихованих факторів на розвиток соціально-економічних систем	149
Королюк В.С. Эвристические принципы фазового укрупнения в надёжностном анализе	151
Королюк Д.В. Статистические эксперименты с настойчивой линейной регрессией.....	151
Коршевніук Л.О. Применение сетей байеса для управления рисками в слабоструктурованных задачах.....	152
Косаревиц К. Про одну модель кількісної конкуренції на ринку без припущення про незалежність випадкових випусків гравців	153
Коцур М.П. Оптимальне керування нестационарным процессом термоэлектричного охлаждения	154
Кукурба В.Р., Чабанюк Я.М., Ракоча І.І. Генератор нормованої процедури стохастичної оптимізації в схемі дифузійної апроксимації.....	157
Кулян В.Р., Юнькова О.О., Рутицька В.В. Алгоритм побудови допустимої множини параметрів математичної моделі	158
Лебсєдєв Є.О., Лукович О.В. Оптимізація процесу діагностики захворювань методами багатовимірною статистичного аналізу..	159

Литвиненко Я.В., Марущак П.О. Моделювання процесу само-організації поверхні модифікованого нанотитану з використанням математичного апарату обробки циклічних функцій.....	160
Луз М.М., Моклячук М.П. Фільтрація стохастичних послідовностей зі стаціонарними приростами.....	161
Максишко Н.К., Шаповалова В.О. Прийняття рішень на ринку нерухомості з урахуванням фази когерентного ринку.....	162
Макушенко І.А., Обруч Т.П. Максимізація прибутку при критичному навантаженні в мережі.....	163
Маліцький Ю.В., Семенов В.В. Новий екстраградієнтний метод для варіаційних нерівностей.....	165
Марценюк В.П., Кучвара О.М. Оптимізаційна модель протипірсної вакцинації з урахуванням співіснування двох штамів грипу	166
Марценюк В.П., Багрій-Заяць О.А. Про задачу оптимального керування в моделях росту патологічних утворень на основі динаміки Ріхарда	167
Марценюк В.П., Майхрук З.В. Моделі та методи нелінійного аналізу для процесів популяційної динаміки.....	168
Марценюк В.П., Сарабун Р.О. Асимптотична стійкість моделі Фовлера-Макгюйнса серцево-судинної системи із запізненням в часі	169
Матвієнко В.Т. Керування пучком траєкторій лінійними дискретними системами.....	170
Машенко С.О., Саад М. Многокритериальные модели принятия решений в условиях нечеткой информации.....	171
Меньшиков Ю.Л. Побудова адекватних математичних описань з метою отримання стійких прогнозів.....	172
Морозевич Ю., Руснак М. Пошук інформації в неструктурованому середовищі	173
Наконечний О.Г., Зінько П.М. Один підхід до задач ідентифікації параметрів в динамічних системах	174
Негадайлов П., Ревякина О. Про наближений розв'язок задач пошуку мінімальної домінуючої множини	176

Нікітін А.В. Асимптотична стохастична стійкість диференціально-функціональних рівнянь з Марковськими параметрами у гільбертових просторах.....	178
Нікітченко М.С., Шкільняк О.С., Шкільняк С.С. Розширення логік часткових предикатів реномінаціями з невизначеним значенням імен.....	179
Паращук К.Ф. Гарантоване оцінювання в системах зі змінною вимірністю фазового простору.....	180
Поляков В.Л., Желизко В.В. О неопределенностях при упорядочении структуры несвязных грунтов.....	181
Потапенко Л.І., Стеля О.Б., Рак Л.К. Програмний комплекс для моделювання динаміки рідини у водоймах	182
Россада Т.В. Динамические системы с активной памятью иерархического типа	184
Руснак М., Юрійчук О. Система захисту цифрової інформації від копіювання	185
Савула Я., Щербата Г., Щербатий М. Аналіз чутливості в моделях динаміки популяцій.....	186
Самойленко І.В. Асимптотичний аналіз випадкових еволюцій в схемі пуассонової апроксимації.....	187
Сангінова О.В., Червінський В.О. Моніторинг та моделювання процесу виготовлення твердих лікарських засобів.....	188
Сверстюк А.С. Використання вектора циклічних ритмічно пов'язаних випадкових процесів для неінвазивної електрокардіографії плоду.....	190
Семенов В.В. Маргінальна вартість суспільних фондів	191
Семенова Н.В., Лебедева Т.Т., Сергієнко Т.І. Аналіз стійкості багатокритеріальних задач дискретної оптимізації з різними принципами оптимальності.....	192
Сеньо П.С. Розв'язування систем алгебраїчних та трансцендентних рівнянь методом одновимірної інтервальної декомпозиції	193
Сіренко І.П., Стеля І.О., Пришляк К.О. Розробка програмного забезпечення бази даних «Літотопис природи»	194

Соловйов С.О., Лобач С.М., Дзюблик І.В. Статичні та динамічні моделі прогнозування захворюваності та ефективності контролю вірусних інфекцій	195
Сопронюк О., Швець О. Формула коші для числового розв'язування матричних диференціальних рівнянь чутливості зі змінною вимірністю	196
Сосницький О.Е. Оценка вероятности неразорения страховой компании в дискретном времени	197
Стефанишин Д.В. Про невизначеність при математичному моделюванні за даними спостережень	198
Тимофієва Н.К., Гриценко В.І. Про невизначеність в задачах комбінаторної оптимізації, які виникають в георозподілених динамічних системах	199
Тмснова Н.П. Про задачу вибору найкращого об'єкта для двох гравців	200
Турбал Ю.В., Бомба А.Я. Метод знаходження солітонних розв'язків рівнянь руху	202
Усар І. Я., Протопоп Ю.О. Системи з повторними викликами і змінною інтенсивністю вхідного потоку.....	203
Филимонов Н.Б. Смена парадигм неопределенности в задачах принятия решений	204
Чабанюк Я.М., Хімка У.Т., Кінаш А.В. Про збіжність процедури стохастичної оптимізації з імпульсним збуренням	206
Шахно С.М., Ярмола Г.П. Про двокроковий метод типу хорд і його модифікацію з паралельною апроксимацією оберненого оператора	208
Шахно С.М. Про метод з порядком збіжності 1,839...за слабких умов Ліпшиця для поділених різниць.....	209
Шушарін Ю.В. Задачі оптимізації екстремальних множин початкових умов для лінійних різницевих рівнянь з марковськими коефіцієнтами	210
Чухрай В.Є. Оптимізація геометричних параметрів та кінематичних режимів ланцюгових варіаторів для узгодження закономірності зміни товщини наплавлення	211

BLOW-UP SOLUTIONS OF THE NONLINEAR EVOLUTION EQUATIONS

S.A.Aliev, T.S.Hajiev, R.A.Rasulov

Department of Nonlinear Analysis, Institute of Mathematics and
Mechanics, 9, B.Vahabzade str., AZ1141, Baku, Azerbaijan

soltanaliyev@yahoo.com; tgadjiev@mail.az;

ra_grasulov@yahoo.com

In this paper the unbounded increasing solutions of the nonlinear evolution equations for the finite time is investigated.

The sufficient condition for nonlinearity is established. Under this condition every solution of the investigated problem is blown-up. I.e., there is number $T > 0$ such that

$$\|u(x; t)\|_{L_2(R^n)} \rightarrow \infty, \quad t \rightarrow T < \infty.$$

The existence of the solution is proved by smallness of the initial function.

These type of nonlinear equations describe the processes of electron and ionic heat conductivity in plasma, fusion of neutrons and etc. One of the essential ideas in theory of evolutionary equations is known as method of eigenfunctions. In this paper we apply such method.

In [1] the existence of unbounded solution for finite time with a simple nonlinearity have been proved. In [2] has been shown that, under the critical exponent any nonnegative solution is unbounded increasing for the finite time. Similar results were obtained in [3] and corresponding theorems are called Fujita-Hayakawa's theorems. More detailed reviews can be found in [4], [5] and [6].

References

1. S. Kaplan, On the growth of solution of quasi-linear parabolic equations, Comm. Pure and Appl. Math., vol. 16, 1963, 305-330.
2. H. Fujita, On the blowing up solutions of the Cauchy problem for $u_t = \Delta u + u^{1+\alpha}$, J. Fac. Sci. Univ. Tokyo I, vol. 13, 1996, 109-124.
3. K. Hayakawa, On non existence of global solutions of some semi linear parabolic equations, Proc Japan Acad, Ser. A, Math. Sci., vol.49, 1973, 503-505.
4. V.A. Galaktionov, N. Levine, A general approach to critical Fujita exponents and systems, Nonlinear Anal., vol.34, 1998, 1005-1027.
5. K. Deng, N. Levine, The role of critical exponents in blow-up theorems. J. Math. Anal. Appl., vol. 243, 2000, 85-126.
6. A.A. Samarskii, V.A. Galaktionov, Kurdyumov, Mikahailov, Blow-up in quasi linear parabolic equations, Nauka, Moscow, 1987.

ON REMOVABLE SETS OF SOLUTIONS OF NEUMANN PROBLEM FOR PARABOLIC EQUATIONS

Aliyev O.S.

Institute of Mathematics and Mechanics of NAS of Azerbaijan
orxanaliyev7@mail.com

The sufficient conditions of removability of sets for mixed value problems are obtained for linear elliptic equations in nondicergent form. The corresponding result for Laplace equation was obtained by L.Karleson [1]. Let's remind also the work of E.M. Landis [2], where the nondivergent elliptic equations were considered.

Let D be a bounded domain in Euclidean space E_{n+1} , $n \geq 3$, ∂D its boundary. The boundary ∂D is nonsmooth surface. Consider in D the following equation

$$L_u = u_t - \sum_{i,j=1}^n a_{ij}(x) u_{x_i x_j} + \sum_{i=1}^n b_i(x) u_{x_i} + c(x) u, \quad (1)$$

where $(a_{ij}(x))$ is real symmetric matrix $a_{ij}(x)$ are Lipschitzian in $\overline{D}$ and

$$\gamma \omega(x) |\xi|^2 \leq \sum_{i,j=1}^n a_{ij}(x) \xi_i \xi_j \leq \gamma^{-1} \omega(x) |\xi|^2; \quad \xi \in E_n, \quad \gamma \in (0, 1], \quad (2)$$

$$|b_i(x)| \leq b_0; \quad -b_0 \leq c(x) \leq 0; \quad i = \overline{1, n}. \quad (3)$$

where $b_0 \geq 0$ is a constant, $\omega(x) > 0$ is a weight function.

Let call the set E removable relative to Neumann problem for equation (1) in $C_\omega^\lambda(D)$ if from

$$L_u = 0, \quad x \in D \setminus E; \quad \frac{\partial u}{\partial \nu} \Big|_{\partial D \setminus E} = 0; \quad u(x) \in C_\omega^\lambda(D) \quad (4)$$

it follows that $u(x) \equiv 0$ in D .

Hear $C_\omega^\lambda(D)$ space of weight Hilden functions.

Theorem. Let D be some nonsmooth domain in E_n , $E \subset \overline{D}$ be a compact set. In order that the compact E be removable relative to Neumann problem for equation (1) in the space $C_\omega^\lambda(D)$ it is sufficient that

$$m_H^{n-2+\lambda}(E) = 0$$

The analogous analytical result is proved for a mixed boundary value problem.

References

1. Carleson L. Selected problems on exceptional sets. D. Van. Nostrand company, Toronto-London-Melbourne, 1967, 126p.
2. Landis E.M. To question on uniqueness of solution of the first boundary value problem for elliptic and parabolic equations of the second order. Uspekhi mat. nauk, 1978, p.151.

ON MOMENTS OF THE MODEL TYPE OF (s, S) WITH A HEAVY TAILED DISTRIBUTED DEMANDS HAVING FINITE VARIANCE

Rovshan Aliyev

Department of Probability Theory and Mathematical Statistics, Baku
State University, Baku, Azerbaijan
aliyevrovshan@yahoo.com

In present study, stochastic process $X(t)$ describing inventory model type of (s, S) with a heavy tailed distributed demands having finite variance is considered. The asymptotic expansion for the large values $\beta = S - s$ (as $\beta \rightarrow \infty$) n^{th} -order ($n = 1, 2, \dots$) moment of the ergodic distribution of process $X(t)$ based on the main result of the study Geluk and Frenk (2011) and Aliyev (2012) is obtain.

Let $\{\xi_n\}$ and $\{\eta_n\}$, $n \geq 1$ - are two independent sequences of random variables defined on probability space $(\Omega, \mathfrak{F}, P)$, such that variables in each sequence independent and identically distributed. Suppose that ξ_n and η_n take only positive values and these distribution functions be denoted by

$$\Phi(t) = P\{\xi_1 \leq t\}, t > 0 \text{ and } F \equiv F(x) = P\{\eta_1 \leq x\}, x > 0.$$

Let introduce also so called equilibrium distribution

$$F_1(x) = \frac{1}{m_1} \int_0^x \bar{F}(u) du, \text{ where } \bar{F}(u) = 1 - F(u), m_k = E(\eta_1^k) < \infty, k = 1, 2.$$

Define independent renewal sequence $\{T_n\}$ and $\{Y_n\}$ as follows using the initial sequences of the random variables $\{\xi_n\}$ and $\{\eta_n\}$ as:

$$T_n = \sum_{i=1}^n \xi_i, Y_n = \sum_{i=1}^n \eta_i, n = 1, 2, \dots; T_0 = Y_0 = 0.$$

Define also sequence of integer valued random variables:

$$N_0 = 0, N_{n+1} = \min \{k \geq N_n + 1 : S - (Y_k - Y_{N_n}) < s\}, n = 0, 1, 2, \dots$$

Let the random variables τ_n represents the n^{th} time of the stock level drops below the control level $s > 0$:

$$\tau_n = T_{N_n}, n = 1, 2, \dots; \tau_0 = 0.$$

Define also the counting process $\nu(t)$ as:

$$\nu(t) = \max \{n \geq 0 : T_n \leq t\}.$$

Thus the following stochastic process can be constructed using these notations:

$$X(t) = S - Y_{\nu(t)} + Y_{N_k}, \text{ as } \tau_k \leq t < \tau_{k+1}, k = 0, 1, 2, \dots$$

Definition. A distribution F on $[0, \infty)$ is said to belong to the class

$$L^*, \text{ if } F(x) > 0 \text{ for all } x > 0, m_1 = \int_0^\infty \bar{F}(x) dx < \infty, \text{ and}$$

$$\int_0^x \bar{F}(x-t) \bar{F}(t) dt \sim 2m_1 \bar{F}(x), \text{ as } x \rightarrow \infty.$$

The class L^* forms an important subclass of the subexponential class L (see, Klüppelberg (1988)). Note that, in study Geluk and Frenk (2011) under the conditions $F(x)$ is non-singular and $F_1 \in L^*$, obtained following asymptotic expansion for the renewal function $U(x)$ as $x \rightarrow \infty$.

Now, we can state the main result of this study as follows:

Theorem. Let initial sequences $\{\xi_n\}$ and $\{\eta_n\}$, $n \geq 1$ – satisfies the following supplementary conditions:

1) $E\xi_1 < \infty$, 2) η_1 - is a non-arithmetic random variable. Suppose $F(x)$ is non-singular and $F_1 \in L^*$. Then as $\beta \rightarrow \infty$ the following asymptotic expansion for the n^{th} -order moment of the ergodic distribution of $\bar{X}(t) = X(t) - s$ can be written:

$$E(\bar{X}^n) = \frac{1}{(n+1)} \beta^n + m_{21} \beta^{n-1} - n(\beta^{n-1} * \bar{G}_1(\beta)) \frac{1}{\beta} + O\left(\frac{\beta^{n-1} * \bar{F}_1(\beta)}{\beta}\right),$$

where where $\bar{G}_1(x) = \int_x^\infty \bar{F}_1(u) du$, $F_1(x) = \frac{1}{m_1} \int_0^x \bar{F}(u) du$, $m_{21} = m_2/2m_1$,
 $m_k = E(\eta_1^k) < \infty$, $k=1,2$.

References

1. Aliyev R.T., Khaniyev T.A., Kesemen T. Asymptotic expansions for the moments of a semi-Markovian random walk with Gamma distributed interference of chance // Communications in Statistics - Theory and Methods. – 2010, 39, 1. –P.130–143.
2. Aliyev R.T. Inventory model type of (s,S) with subexponential distributed demands / Intenational conference on “Probability theory and its applications”, In Commemoration of the Centennial of B.V.Gnedenko, Moscow, June 26-30, 2012 . –P.77-78.
3. Geluk J.L., Frenk J.B.G. Renewal theory for random variables with a heavy tailed distribution and finite variance // Statistics and Probability Letters. – 2011, 81. –P.77–82.
4. Klüppelberg C. Subexponential distributions and integrated tails // Journal of Applied Probability. – 1988, 25, 1. –P.132–141.

STATISTICAL ESTIMATION OF THE DIFFERENTIAL RELATIONSHIPS

Bakhrushin V.E.

Classic Private University, Zaporizhia

Vladimir.Bakhrushin@gmail.com

Differential relationships are often found in different systems. The best known examples are the dependence between velocity and acceleration in mechanics, as well as between current and voltage in the oscillatory circuits. The simplest type of differential relationship is a relation $f_1(x) = kf'_2(x) + c$.

In [1] it was proposed to test the hypothesis of proportional relationship ($c = 0$), using Pirson correlation coefficient as an index of association strength between f_2 series and numerically integrated f_1 series. In the general case sample coefficient of determination, which can be estimated according to the method [2], should be used as an indicator. On fig. 1 an example of testing is given for $f_1(x) = 2x + 15 + \varepsilon_1$ and $f_2(x) = x^2 + 5x - 2 + \varepsilon_2$. Other examples were examined and this testing has shown the suitability of the method to solve the discussed problem.

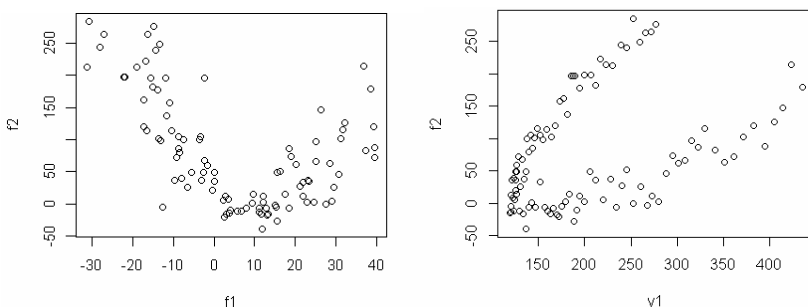


Fig. 1. Example of differential relationship ($R^2 = 0,15$; $K_d = 0,96$)

References

1. Bakhrushin V.E. The test for hypothesis checking about the presence of $f_1(x) = kf'_2(x)$ type connection // Complex systems and processes. – 2010. – № 1. – P. 3– 5.
2. Bakhrushin V.E. Methods for non-linear statistic bonds estimation // System Technologies. – 2011. – № 2(73). – P. 9– 14.

APPLICATION OF EMPIRICAL DISTRIBUTION FUNCTIONS FOR DECISION MAKING

Bakhrushin V.E., Dudko I.O., Ignakhina M.A.

Classic Private University, Zaporizhia

Vladimir.Bakhrushin@gmail.com

Empirical distribution function (EDF) contains the most complete information about statistical properties of the data array. But in practice when solving problems of decision making most frequently there are used only several parameters, such as mean, median, standard deviation etc. First of all, this is due to the fact that even 10 – 15 years ago because of limited access to computers wide use of EDF were complicated.

In terms of decision-making problems using of EDF for estimating the given quantiles of real data distributions and the confidence intervals of the investigated parameters are the most important areas. Two approaches to the solution of these problems are considered. In the first case, the required estimates may be obtained directly from EDF. The second approach assumes that at the first stage it is necessary to identify the distribution model, and then to obtain estimates using this model. For the second approach it is proposed the

model identification procedure, which includes its consistent complication until the conditions given by the criteria of adequacy, will not be fulfilled, and minimizing the residual sum of squares at each stage to determine the model parameters. In this approach there are two problems. First of them is the choice of initial approximation when minimizing the objective function. It can be solved using the methods of cluster analysis, in particular, k-means method. The second – is determination of critical values when testing correspondence between the model and data. For its solution by the computational experiments it was obtained the equation of relationship between the required values and critical values of Lilliefors criterion.

There are considered examples of EDF using in decision-making, particularly when developing educational test tasks and university rankings, estimating of economic risks, at statistical quality control tasks, etc.

Using R language some programs were written for EDF constructing and solving the typical problems.

BEHAVIOR OF SOLUTIONS DEGENERATED PARABOLIC EQUATIONS IN CLASSES OF BOUNDED FUNCTIONS

N.Q. Bayramova

Institute of Mathematics and Mechanics of NAS of Azerbaijan

tgadjiev@mail.az

Let $Q_T = \Omega \times (0, T)$ be a cylindrical domain lying in R^{n+1} , $\Omega \subset R^n$ be a bounded domain with the boundary, $\partial\Omega$, $S_T = \partial\Omega \times (0, T)$, $Q_0 = \{(x, t) : x \in \Omega, t = 0\}$. We consider the parabolic equation in Q_T .

$$\frac{\partial u}{\partial t} - \sum_{i,j=1}^n \frac{\partial}{\partial x_i} \left(a_{ij}(x, t) \frac{\partial u}{\partial x_j} \right) = f(x, t) \quad (1)$$

$$\frac{\partial u}{\partial n} \Big|_{S(Q_T)} = 0 \quad (2)$$

$$u \Big|_{t=0} = 0 \quad (3)$$

$(t, x) \in S(Q_T)$ and n is external unique normal to the surface $\partial\Omega$.

Let E be some compact set lying on $\partial\Omega$.

We call the set E removable relative to the second boundary value problem for the equation (1) in $M(Q_T)$, if from

$$L_u = 0, (x, t) \in Q_T,$$

$$\frac{\partial u}{\partial n} \Big|_{S(Q_T)} = 0, u \Big|_{t=0} = 0, u \in M(Q_T) \quad (4)$$

Hear $M(Q_T)$ -classes of bounded functions in Q_T .

Relative to the coefficients assume that for all $(x, t) \in Q_T$ and $\xi \in R^n$ the condition

$$\gamma \sum_{i=1}^n \lambda_i(x, t) \xi_i^2 \leq \sum_{i,j=1}^n a_{ij}(x, t) \xi_i \xi_j \leq \gamma^{-1} \sum_{i=1}^n \lambda_i(x, t) \xi_i^2 \quad (5)$$

is fulfilled, where $\gamma \in (0, 1]$ is a constant

$$\lambda_i(x, t) = \left(|x|_\alpha + \sqrt{|t|} \right)^{\alpha_i}, |x|_{\alpha_i} = \sum_{i=1}^n |x_i|^{\alpha_i}, \quad \alpha_i = \frac{2}{2 + \alpha_i}.$$

Relative to the right part let's assume that $f(x, t) \in L_2(Q_T)$.

Denote by $m_H^S(A)$ the Hausdorf measure of set A the order $S > 0$.

Theorem. Let Q_T be a cylindrical domain in R^{n+1} , $E \subset Q_T$ be some compact. Relative to the coefficients the condition (5), the right part $f(x, t) \in L_2(Q_T)$ is fulfilled. Then for removability of the compact E relative to the problem (1)-(3) it is sufficient that

$$m_{\frac{n+\lambda}{2}}^{\frac{n+\lambda}{2}}(E) = 0 \quad (6)$$

where $0 < \lambda < 1$.

TIME OPTIMAL CONTROL OPTIMIZATION UNDER INCOMPLETE DATA

Beyko I., Poltorackyi M.

National Technical University of Ukraine “Kyiv Politechnic Institute”

ivan.beyko@gmail.com

Using convex approximations of the families of optimal terminal surfaces of terminal states we develop numerical algorithms for optimal minimal time control strategies optimization under incomplete data:

$$\begin{aligned} T &= \min_u \max_w t \mid x(t) = 0, \\ \frac{dx(t)}{dt} &= f(x(t), u(t), w(t)), \quad x(t) \in R^q, \\ u(t) &\in U \subset R^r, \quad w(t) \in W \subset R^q. \end{aligned}$$

The designed extremal strategies use observation data $(\tau, x(\tau))$ to calculate extremal controls

$$(\bar{u}(\tau), \bar{w}(\tau)) = \arg \max_{u \in U} \min_{w \in W} (\varphi(\tau), f(\bar{x}(\tau), u, w)),$$

where $(\bar{x}, \varphi)$ is the solution of the boundary value problem

$$\begin{aligned} \frac{d\bar{x}(t)}{dt} &= f(\bar{x}(t), \bar{u}(t), \bar{w}(t)), \\ \frac{d\varphi(t)}{dt} &= -[f'_x(\bar{x}(t), \bar{u}(t))]^T \varphi(t), \quad t \in [\tau, T], \\ \bar{x}(\tau) &= x(\tau), \quad \bar{x}(T) = 0. \end{aligned}$$

Numerical algorithms are developed to calculate optimal control in real time under incomplete data. Practical examples are given using complex control systems, described by the differential equations of double inverted pendulum.

References

Бейко І.В., Зінько П.М., Наконечний О.Г. Задачі, методи і алгоритми оптимізації: Навчальний посібник. — К.: «Київський університет», 2012. — 799 с.

NUMERICAL ALGORITHMS FOR CONTROL STOCHASTIC PROCESSES OPTIMIZATION

Beyko I., Zinko P.

National Technical University of Ukraine “Kiev Politechnic Institute”

Taras Shevchenko National University of Kyiv, Ukraine

ivan.beyko@gmail.com

Numerical algorithms of control stochastic processes optimization are designed by implementation of optimized mathematical models of the control processes aiming to meet required accuracy of calculated optimal controls. We consider stochastic optimal control problems $u^* = \arg \min_{u \in \Omega} E \max_{q \in Q} \tilde{f}(x(u, q, \theta), u, q, \theta)$ where control processes $x(u, q, \theta)$ are described by complex systems

$$A(x, u, q, \theta) \triangleq (A_1(x, u, q, \theta), \dots, A_{N_k}(x, u, q, \theta)) = 0$$

with subsystems

$$A_k(x, u, q, \theta) \triangleq (A_{k1}(x_{k1}, z_{k1}, u_{k1}, q_{k1}, \theta_{k1}), \dots, A_{kN_{ks}}(x_{kN_{ks}}, z_{kN_{ks}}, u_{kN_{ks}}, q_{kN_{ks}}, \theta_{kN_{ks}})),$$

$$(x, u, q, \theta) \triangleq \{(x_k, u_k, q_k, \theta_k)\}_{k=1}^{N_k}, (x_k, u_k, q_k, \theta_k) \triangleq \{(x_{ks}, u_{ks}, q_{ks}, \theta_{ks})\}_{s=1}^{N_{ks}}.$$

The ks -th subsystem $A_{ks}(x_{ks}, z_{ks}, u_{ks}, q_{ks}, \theta_{ks}) = 0$, $k = \overline{1, N_k}$, $s = \overline{1, N_{ks}}$ describes interdependences between it's states x_{ks} , controls u_{ks} , uncertain parameters q_{ks} , random parameters θ_{ks} , and it's environment z_{ks} , $z_{ks} = \varphi_{ks}(x, u, q, \theta)$. Convex problems may be solved by implementation of simulation-based stochastic quasi-gradient algorithms. To simplify calculations one replaces the most complicated subsystems models by simplified models. In this way there are successful attempts of adequate approximations of stochastic subsystems $A_{ks}(x_{ks}, z_{ks}, u_{ks}, q_{ks}, \theta_{ks}) = 0$ by simplified stochastic differential equation subsystems (SDE) allowing simplified computation procedures. For example, in case of simplified approximation model be described by stochastic differential equation

$$dx(t) = a(x(t), u, q, \theta)dt + b(x(t), u, q, \theta)dw(t)$$

the performance functions $\tilde{f}(t, x(t))$ satisfy the Ito formula

$$d\tilde{f}(t, x(t)) = [\partial_t \tilde{f}(t, x(t)) + a(x(t), u, q, \theta) \partial_x \tilde{f}(t, x(t))dt + + 0, 5b^2(x(t), u, q, \theta) \partial_{xx}^2 \tilde{f}(t, x(t))]dt + b(x(t), u, q, \theta) \partial_x \tilde{f}(t, x(t))dw(t),$$

the probability density $p \triangleq p(x, t | x_0, t_0, u, q, \theta)$ satisfy the equation

$$\frac{\partial p(x, t)}{\partial t} = - \sum_{i=1}^n \frac{\partial}{\partial x_i} [a_i(x(t), u, q, \theta) p(x, t)] + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \frac{\partial^2}{\partial x_i \partial x_j} [\bar{b}_{ij}(x(t), u, q, \theta) p(x, t)]$$

and $u^* = \arg \min_{u \in \Omega} \max_{q \in Q} \int \tilde{f}(x, u, q, \theta) dp(x, u, q, \theta)$.

As well, the trajectory $x(u, q, \theta)$ may be calculated by the Euler-Maruyama simulator

$$x(t_{i+1}) = x(t_i) + a(x(t_i), u, q, \theta)(t_{i+1} - t_i) + b(x(t_i), u, q, \theta)(w(t_{i+1}) - w(t_i))$$

or by more accurate Milstein simulator

$$\begin{aligned} x(t_{i+1}) = & x(t_i) + a(x(t_i), u, q, \theta)(t_{i+1} - t_i) + b(x(t_i), u, q, \theta)(w(t_{i+1}) - w(t_i)) + \\ & + \frac{1}{2} b(x(t_i), u, q, \theta) b^T(x(t_i), u, q, \theta) ((w(t_{i+1}) - w(t_i))^2 + t_i - t_{i+1}). \end{aligned}$$

We develop high order solve operator methods to calculate trajectories $x_{ksi}(t, p, q, \theta)$ of stochastic control processes

$$\begin{aligned} t_0 = \bar{t}(u_{ks0}, q_{ks0}, \theta_{ks0}, z_{ks0}) \in R, \quad x_{ks0}(t_0) = \bar{x}_{ks0}(t_0, u_{ks0}, q_{ks0}, \theta_{ks0}, z_{ks0}) \in R^{n_{ksx}}, \\ dx_{ksi}(t) = a_{ksi}(x_{ksi}(t), u_{ksi}, q_{ksi}, \theta_{ksi}, z_{ksi}, t, \omega_{ksi}(x_{ksi}(t_i), t_i, q_{ksi}, \theta_{ksi}, z_{ksi}, t)) dt, \\ t \in [t_i, t_{i+1}], \end{aligned}$$

$$t_{i+1} = \tau(x_{ks(i-1)}(t_i), t_i, u_{ksi}, q_{ksi}, \theta_{ksi}, z_{ksi}) > t_i,$$

$$x_{ks(i+1)}(t_{i+1}) = \psi(x_{ksi}(t_{i+1}), t_{i+1}, u_{ks(i+1)}, \theta_{ks(i+1)}, z_{ks(i+1)}),$$

where $\theta_{ksi} \in \mathbb{R}^{n_{ksi}}$ are random vectors defined by adequate evaluated distribution functions $\tilde{F}_{ksi}(\tilde{\theta}_{ksi} | (x_{ks(i-1)}(t_i), t_i, q_{ks(i-1)}, \theta_{ks(i-1)}, z_{ks(i-1)}))$. For

the given $\bar{q}$, $\bar{u}$ and for chosen realization $\bar{\theta}$ of θ the trajectory $x = x(\tau) \triangleq x(\tau, \bar{u}, \bar{q}, \bar{\theta})$ in the neighborhood $O(t) \in \prod_i (t_i, t_{i+1})$ of

$t \in \prod_i (t_i, t_{i+1})$ is approximated by $dx(\tau) / d\tau = f(x(\tau), \tau)$, where

$f(x(\tau), \tau) \triangleq a(x(\tau), \bar{u}, \bar{q}, \bar{\theta}, \tau, \omega(x(t_i), t_i, \bar{u}, \bar{q}, \bar{\theta}, \tau))$. By implementation of asymptotic solve operator algorithms [1] we calculate

$$\bar{x}(t+h) = p(t+h) + \int_t^{t+h} Q(\tau) (f(p(\tau), \tau) - dp(\tau) / d\tau) d\tau \quad \text{using}$$

approximations $p(\tau) = x(\tau) + O(h^l)$ and

$$dQ(\tau) / d\tau = -Q(\tau)A(\tau) + O(h^k), \quad Q(t+h) = I \quad \text{to obtain } s\text{-order}$$

$\bar{x}(t+h) = x(t+h) + O(h^s)$, $s=k+l+1$. Using such high-order simulators we may minimize $E \max_{q \in Q} \tilde{f}(x(u, q, \theta), u, q, \theta)$ by quasi-gradient or minimax algorithms [2,3].

References

1. Бейко І.В., Зінько П.М. Методи високих порядків для розв'язування задач Коші та багатомірних крайових задач за допомогою асимптотично-розв'язуючих операторів// Математичне та комп'ютерне моделювання, Кам'янець-Подільський національний університет, Інститут кібернетики імені В.М.Глушкова НАН України, - Кам'янець-Подільський: К-ПНУ, 2009. - Вип.1. - С.18-25.
2. Бейко І.В., Зінько П.М., Наконечний О.Г. Задачі, методи і алгоритми оптимізації: Навчальний посібник. — К.: «Київський університет», 2012. — 799 с.
3. Ermoliev Yu.M. Stochastic quasi-gradient methods and their application to systems optimization, Stochastics 4, 1983. P.1-37.

OPTIMIZATION OF PROCESSES WITH DISTRIBUTED PARAMETERS

Beyko I.V, Shchyrba O.V.

National Technical University of Ukraine “Kiev Politechnic Institute”
ivan.beyko@gmail.com

We develop numerical algorithms to calculate optimal controls $u \in U$,

$$U \triangleq \{u(t, s) \in R^r \mid D^{ij} u_k(t, s) \in [u_{kij}^{\min}(t, s); u_{kij}^{\max}(t, s)], \\ (t, s) \in D_k \subset D, (k, i, j) \in K_u\},$$

that maximize functional

$$F(x, u, c^l, l) \triangleq \iint_D \left(\sum_{(k, i, j) \in K_l^1} c_{lkij}^l(t, s) D^{ij} x_k(t, s) + \sum_{(k, i, j) \in K_l^2} c_{2lkij}^l(t, s) D^{ij} u_k(t, s) \right) dt ds$$

on the solutions $x: D \rightarrow R^m$ of linear PDE systems

$$\sum_{(k, i, j) \in K_n^1} a_{lkij}^n(t, s) D^{ij} x_k(t, s) + \sum_{(k, i, j) \in K_n^2} b_{lkij}^n(t, s) D^{ij} u_k(t, s) = f_n(t, s),$$

$$n = \overline{1, m}, \quad D^{ij} v(t, s) \triangleq \frac{\partial^{i+j} v(t, s)}{\partial t^i \partial s^j}$$

with given initial and boundary conditions.

To calculate optimal solutions by implementation of direct optimization algorithms we replace all the partial derivatives by their appropriate

difference approximations obtaining a linear programming problem. The approximated solutions of LPP are calculated by the efficient rapidly converging liner programming interior point algorithms. Numerical realizations comprise continuation techniques, inexact Newton methods, discretization schemes, and error estimators of linear solvers for optimal control problems with partial differential equations. Taking into account that for the obtained large dimension discretized LPP we calculate approximated solutions with IPA errors, we propose special refinement procedures to perform final refinement of obtained approximated solutions.

ONE PROPERTY OF PERIODOGRAM ESTIMATE OF THE UNKNOWN PARAMETER OF FUNCTION IN THE NON- LINEAR REGRESSION MODEL

Bila G.

V.M. Glushkov Institute of Cybernetics of NAS of Ukraine
chesakg@mail.ru

Assume that function $\varphi(t)$, $t \in \mathbb{R}^1$, is almost periodic and $n(t)$, $t \in \mathbb{R}^1$, is Gaussian random process with long-range dependence.

We consider the problem of estimating of the parameter ω_0 by observation of random process

$$x(t) = \varphi(\omega_0 t) + \varepsilon(t), \quad t \in [0, T],$$

where $\omega_0 > 0$, $\varepsilon(t) = G(n(t))$, $G: \mathbb{R}^1 \rightarrow \mathbb{R}^1$ is non-linear Borel function, and $T \rightarrow \infty$.

We consider the method of periodogram estimate for identify parameter, a functional for finding the estimate represent by

$$\tilde{Q}_T(\omega) = \left| \frac{2}{T} \int_0^T x(t) \varphi(\omega t) dt \right|^2.$$

The strong consistency of the estimate $\tilde{\omega}_T$ of the unknown parameter ω_0 is proved, $\tilde{Q}_T(\tilde{\omega}_T) = \max_{\omega \geq 0} \tilde{Q}_T(\omega)$.

The periodogram estimates of this type are investigated in [1], provided that $n(t)$, $t \in \mathbb{R}^1$, is random process with weak dependence.

References

1. Knopov P. Empirical estimates in stochastic optimization and identification / P. Knopov, E. Kasitskaya. – Boston/London/Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 2002. – 250 p.

ESTIMATION OF THE GLOBAL MINIMUM VARIANCE PORTFOLIO IN HIGH DIMENSIONS

¹Bodnar T., ²Parolya N., ²Schmid W.

¹Department of Mathematics, Humboldt-University of Berlin

bodnar@math.hu-berlin.de

²Department of Statistics, European University Viadrina

We estimate the global minimum variance (GMV) portfolio in the high dimensional case using the results from the random matrix theory. This approach leads to a shrinkage-type estimator which is distribution-free and thus does not depend on the structure of the market. The first estimator is build using the nonlinear shrinkage technique for large-dimensional covariance matrices. The second shrinkage estimator, which we develop, has the property that it minimizes the out-of-sample variance. We study its asymptotic properties in detail and show its theoretical advantages. It is assumed that the number of assets p depends of the sample size n and that as n tends to infinity. Further, we provide a simulation study in order to compare the small- and large-sample behavior of the derived estimator and other in the literature proposed estimators of the GMV portfolio. The resulting estimator shows significant improvements and turns out to be robust even for non-normally distributed data.

References

1. Bai Z.D., Miao B.Q., and Pan G.M. On asymptotics of eigenvectors of large sample covariance matrix. - Annals of Probability 35, 2007- pp.1532-1572.
 2. Bodnar, T. and Schmid W. A test for the weights of the global minimum variance portfolio in an elliptical model. - Metrica 67, 2008 - pp.127-143.
 3. Frahm G. and Memmel C. Dominating estimators for minimum-variance portfolios. - Journal of Econometrics 159, 2010 - pp. 289-302.

ASYMTOTIC AND DIFFUSION PROPERTIES OF THE NETWORK MODEL WITH THE COMMON AND DISTRIBUTED INPUT FLOWS

Chechelnitski A., Gubeladze A., Demchenko I., Kucherenko O.

Taras Shevchenko National University of Kyiv

alex_che@voliacable.com

We consider a network model which consists of r multichannel systems with the common input flow $\nu(t)$ and distributed input flow of customers $\eta(t)$. We suppose also that customers after arriving from outside in the systems give a service individually at the each station. After completing server in only one station they depart the model. We assume that sequences of interarrival times and service times form mutually independent sequences of identically distributed random variables. The interarrival times I_j have the exponential distribution with parameter λ for the flow $\nu(t)$ and b for the flow $\eta(t)$ and service times at the i -th station ($i=1, r$) have the exponential distribution with parameter μ_i .

Theorem. The sequence of stochastic processes $\xi_n^i(t) = n^{-1/2} (Q_i(nt) - n\alpha_i)$, where $Q_i(t)$ is a number of customers at the i -th station ($t \geq 0$), $\alpha_i = (\lambda + bp_i) / \mu_i$, ($i=1, r$) converges for any segment $[0, T]$ in uniform metric to diffusion process $\xi(t)$ satisfying the following equation $d\xi(t) = a(\xi(t))dt + BdW(t)$, where $a(\xi(t)) = (-\mu_1\xi_1(t), \dots, -\mu_r\xi_r(t))$ and diffusion matrix

$$B^2 = \begin{pmatrix} 2(\lambda + p_1b) & \lambda + p_1b & \dots & \lambda + p_1b \\ \lambda + p_1b & 2(\lambda + p_2b) & \lambda + p_2b & \lambda + p_2b \\ \vdots & \lambda + p_i b & \ddots & \lambda + p_i b \\ \lambda + p_1b & \dots & \lambda + p_{r-1}b & 2(\lambda + p_r b) \end{pmatrix}$$

References

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

THE FIBONACCI-PADOVAN SEQUENCES MODULO m

Ömür DEVECİ* and Erdal KARADUMAN†

* Department of Mathematics, Faculty of Science and Letters,
Kafkas University, 36100 Kars, TURKEY

† Department of Mathematics, Faculty of Science, Atatürk University,
25240 Erzurum, TURKEY

odeveci36@hotmail.com, eduman@atauni.edu.tr

In [1], Gogin and Myllari defined the Fibonacci-Padovan sequence using the summation over some naturally chosen planes in the pyramid composed of MacWilliams transform matrices as following:

$$a_n = a_{n-1} + 2a_{n-2} - 2a_{n-3} + a_{n-5}$$

for $n \geq 5$, where $a_0 = 1, a_1 = 1, a_2 = 3, a_3 = 3, a_4 = 7$.

The study of Fibonacci sequences in groups began with the earlier work of Wall [3] where the ordinary Fibonacci sequences in cyclic groups were investigated. Lü and Wang [2] contributed to study of the Wall number for the k -step Fibonacci sequence. Now we extend the concept to the Fibonacci-Padovan sequences.

References

1. N.D. Gogin and A.A. Myllari, The Fibonacci-Padovan sequence and MacWilliams transform matrices, *Programing and Computer Software, published in Programmirovanie*, **33**(2) (2007), 74-79.
2. K. Lü and J. Wang, k -step Fibonacci sequence modulo m , *Util. Math.*, **71** (2007), 169-178.
3. D.D. Wall, Fibonacci series modulo m , *Amer. Math. Monthly*, **67** (1960), 525-532.

This Project was supported by the Commission for the Scientific Research Projects of Kafkas University. The Project number. 2013-FEF-72

VECTORS AND MATRIXES IN “FEATURE VECTORS” DESIGN IN GROUPING INFORMATION PROBLEM

Donchenko V., Zinko T.

Taras Shevchenko National University of Kyiv

voldon@unicyb.kiev.ua

The problem of grouping the information (GIP): restoration of the functions, represented by its observations and classification - clasterization problem also, - is the fundamental problem of applied investigations (see, for example [1], [2]).

It is important in the context of GIP- investigations of what objects are under investigations in applied field and which math objects represents them within correspondent model. In the classification – clasterization variant if GIP it is the question about ‘feature vector’ design. It is commonplace that typical solving of such design is the choice of real valued vectors as the correspondent representatives. However, R^n is not unique Euclidean space, which one can use in math modeling. Nevertheless, it is the one, having sophisticated technique for its basic structures handling [3].

The space $R^{n \times m}$ of all matrixes of a fixed dimension $n \times m$ may represent alternative example. Moreover, there are great many examples of GIP - problems in applied fields, where matrixes are natural representatives. Nevertheless, the technique for $R^{n \times m}$ is much more poor. The results represented in the report to some extent compensate a gap in means of manipulations with basic Euclidean structures in $R^{n \times m}$. These includes SVD, Moore-Penrose pseudo inverse, ellipses and minimal grouping ellipses for as collection of space elements.

References

1. Donchenko V.S. Kirichenko M.F., Serbaev D.P. Recursive regression transformation and dynamical systems// Proceedings: of the Seventh International Conference “Computer Data analysis and Modeling: robustness and computer intensive methods”. – V.1. – September 6-10, 2004. – Minsk. – P. 147-151
2. Donchenko V., Krivonos Yu., Krak Yu. Recurrent procedure in solving the grouping information problem in applied mathematics//iTHEA International Journal “Information Models and Analysis”. – N 1. –V.1. – 2012. – P. 62-77.
3. Донченко Владимир, Евклидовы пространства числовых векторов и матриц: конструктивные методы описания базовых структур и их использование // International Journal “Information technologies & Knowledge”.- 2011.- Vol. 5.- Number 3.-P.203-216.

SCORE TEST FOR COMPARISON OF TWO TYPE I MULTIPLY LEFT-CENSORED SAMPLES FROM WEIBULL DISTRIBUTION

Fusek, M., Michálek, J.

Brno University of Technology, Brno, Czech Republic

fusek.m@gmail.com

michalek@fme.vutbr.cz

Left-censored data with more detection limits often arise in environmental contexts. The computational procedure for calculation of maximum likelihood estimators of the parameter for Type I multiply left-censored data from underlying Weibull distribution is suggested and used considering various numbers of detection limits. The expected Fisher information matrix is analytically determined and used for computation of score test statistic for comparison of two Type I multiply left-censored Weibull populations. The procedures are motivated by the possible applications of the results in the statistical analysis of real environmental data.

References

1. A.E.-M.A. Aboueissa and M.R. Stoline, Maximum likelihood estimators of population parameters from doubly left-censored samples, *Environmetrics* 17 (2006), pp. 811--826.
2. A.E.-M.A. Aboueissa, Maximum likelihood estimators of population parameters from multiply censored samples, *Environmetrics* 20 (2009), pp. 312--330.
3. O.E. Barndorff-Nielsen and D.R. Cox, *Inference and Asymptotics*, Chapman and Hall/CRC, London, 1994.
4. A.C. Cohen, *Truncated and Censored Samples*, Marcel Dekker, New York, 1991.
5. D.R. Cox and D. Oakes, *Analysis of Survival Data*, Chapman and Hall/CRC, New York, 1984.
6. A.H. El-Shaarawi and D.M. Dolan, Maximum likelihood estimation of water concentrations from censored data, *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 46 (1989), pp. 1033--1039.
7. M. Fusek and J. Michálek, Statistical analysis of doubly left-censored samples from exponential distribution}, 18th International Conference on Soft Computing MENDEL 2012, Brno, Czech Republic, 2012.
8. M. Fusek and J. Michálek, Statistical inference of doubly left-censored samples from Weibull distribution, In XX International Conference PDMU-2012 Problems of Decision Making under Uncertainties Proceedings - Applied Papers (2012), pp. 31--40.

9. M. Fusek, J. Michálek, L. Zouhar and M. Vávrová, Statistical analysis of musk compounds concentrations in fish tissue based on doubly left-censored samples, In Recent Advances in Energy, Environment and Economic Development - Proceedings of the 3rd International Conference on Development, Energy, Environment, Economics (2012), pp. 247--250.
10. E.L. Lehmann and G. Casella, Theory of Point Estimation, 2nd ed., Springer-Verlag, New York, 1998.
11. L. Zouhar, M. Vávrová, M. Fusek and J. Michálek, Evaluation of the water biota contamination by MUSK compounds, 7th European Conference on Pesticides and Related Organic Micropollutants in the Environment, Porto, Portugal, 2012.

PREDICTION OF DEVELOPMENT OF ENERGY DEPENDENT ECONOMICS

Gaiduchok O.V.

National University "Lviv Polytechnics"

olena.gaiduchok@gmail.com

Prediction of economic dynamics enables to forecast the consequences of different social and political decisions in practice, including prediction of Ukraine's economic development depending on the change of imported energy price.

For the constructing of dynamic model the two-sector economy is considered; the first sector produces a homogeneous end product; the second sector produces energy resources (gas, oil and coal supplied from outside the defined prices) for the needs of the population and for the production of the first sector.

The closed system of 18 nonlinear differential equations for the main macroeconomic indicators, which describe the dynamics of the economy, is obtained. Obtained system depends on the parameters that describe the real economy. So the question is to select the parameters that are more or less adequate to the economy of Ukraine.

This problem can be solved by methods of identification. Therefore this could be the possibility to determine which numerical values correspond to the current state of the economy. Also interesting is the selection of parameters areas of stability, using methods of nonlinear differential equations. As a result, the optimal treatment course of economic processes in a managed object can be settled. The optimal strategy to support a given mode of economic development can be implemented.

The developed system of differential-functional equations provides a reduction of time to assess the risk of changes in economy which depends on prices of imported energy. And this system of with correct identification parameters will allow reasonably predict the economy of Ukraine and to determine to what will follow the economy - to stagnation, decline or development.

References

1. Petrov A.A., Pospelov I.G., Shanenin A.A. The Experience in mathematical modeling of economy.— Moscow: "Energoatomizdat", 1996. – 554 c.

ON SOLUTIONS OF THE FIRST BOUNDARY-VALUE PROBLEM FOR DEGENERATE ELLIPTIC-PARABOLIC EQUATIONS

T.S.Hajiev, M.N.Kerimova

Department of Differential equation Institute of Mathematics and
Mechanics

9, B.Vahabzade str., AZ1141, Baku, Azerbaijan ,2000 Mathematics

Subject Classification. Primary 35J15; Secondary 35K10

tgadjiev@mail.az

Let R^{n+1} be an $(n+1)$ -dimensional Euclidian space of the points $(x, t) = (x_1, \dots, x_n, t)$. $Q_T = \Omega \times (0, T)$ be a cylindrical domain in R^{n+1} , where Ω is a bounded n -dimensional domain with the boundary $\partial\Omega$ and $T \in (0, \infty)$. Let $Q_0 = \{(x, t) : x \in \Omega, t = 0\}$ and $\Gamma(Q_T) = Q_0 \cup (\partial\Omega \times [0, T])$ be a parabolic boundary of Q_T . Consider the following second order degenerated elliptic-parabolic equation in Q_T

$$L_u = \sum_{i,j=1}^n a_{ij}(x, t) u_{x_i x_j} + \sum_{i=1}^n b_i(x, t) u_{x_i} + \psi(x, t) u_{tt} + C(x, t) u_t = f(x, t), \quad (1)$$

$$u|_{\Pi(Q_T)} = 0 \quad (2)$$

in assumption that $(a_{ij}(x, t))$ is a real symmetric matrix where for all $(x, t) \in Q_T$ and any n -dimensional vector ξ the following conditions are fulfilled

$$\gamma \omega(x) |\xi|^2 \leq \sum_{i,j=1}^n a_{ij}(x,t) \xi_i \xi_j \leq \gamma^{-1} \omega(x) |\xi|^2, \quad (3)$$

where $\gamma \in (0,1] - \text{const}$

$$c(x,t) \leq 0, \quad c(x,t) \in L_{n+1}(Q_T), \quad \left(\sum_{i=1}^n b_i^2(x,t)^{1/2} \in L_{2(n+1)} \right). \quad (4)$$

We determine the function $\psi(x,t) = \omega(x)w(t)\phi(T-t)$, where $\omega(x)$ nonnegative function satisfy Makenxoupt condition, W, ϕ are continuous, non-negative and non-decreasing functions of their arguments. In the above mentioned conditions the coercive estimate is proved for strong solutions of (1)-(2). Further the weighted space $W_{2,\psi}^{2,2}(Q_T)$ is introduced and strong solvability is proved in the following form.

Theorem. Let the conditions (3)-(4) be fulfilled. Then at $T \leq T_0$ the problem (1)-(2) has a unique strong solution in the space $W_{2,\psi}^{0,2,2}(Q_T)$ for any $f(x,t) \in L_2(Q_T)$.

MODELING AND METHODS OF ANALYSIS AND FORECASTING OF CYCLICAL ECONOMIC PROCESSES IN THE INFORMATIONAL DECISION SUPPORT SYSTEM

Horkunenko A.B.

Ternopil Ivan Pul'uj National Technical University

horkunenko@gmail.com

The report is devoted to mathematical models, methods of analysis, computer simulation and forecasting cyclical economic processes.

The new mathematical model of cyclical economic processes as deterministic functions and cyclic random process (see [1]) and the model as a vector of deterministic functions and vector of the cyclic rhythmically connected random processes were developed (see [2]). On this basis, methods of statistical analysis and simulation were substantiated, and the method of forecasting of cyclical economic processes was developed (see [1-2]).

The informational technology of modeling, analysis and forecasting of cyclical economic processes was developed based on new mathematical models and their respective methods processing (see [3]).

Experimentally obtained the improving the accuracy of forecasting of cyclical economic processes. This system can be used as part of a decision support system.

References

1. Horkunenکو A. B. Mathematical modeling of cyclical economic processes for their automated analysis and forecast (In Ukrainian: Математичне моделювання економічних циклічних процесів для їх автоматизованого аналізу та прогнозу / А.Б. Горкуненко, С.А. Лупенко, А. М. Луцків // Вісник ХНУ. – 2010. – № 3. – С. 269–275).
2. Horkunenکو A.B. Mathematical modeling and statistical analysis combined interrelated cyclical economic processes (In Ukrainian: Математичне моделювання та статистичний сумісний аналіз взаємопов'язаних економічних циклічних процесів / А.Б. Горкуненко, А.М. Луцків, С.А. Лупенко // Вісник ХНУ. – 2011. – № 1. – С. 137–143).
3. Information technology modeling, analysis and forecasting of cyclical economic processes (In Ukrainian: Інформаційна технологія моделювання, аналізу та прогнозування циклічних економічних процесів / А.Б. Горкуненко, С.А. Лупенко, Г.М. Осухівська, Н.Б. Стадник // Вимірювальна та обчислювальна техніка в технологічних процесах. – 2012. – № 2. – С. 167–176).

AN IDENTIFICATION PROBLEM OBSERVED OVERALL REGION FOR LINEAR NONSTATIONARY QUASIOPTICS EQUATION

**A.D. Iskenderov¹, G. Yagub², N. S. Ibrahimov³,
N. Yildirim Aksoy²**

¹Lankaran State University, Azerbaijan, ²Kafkas University, Turkey,

³Baku State University, Azerbaijan

office@lsu.edu.az , gabilya@mail.ru

natiq_ibrahimov@mail.ru , nyaksoy55@hotmail.com

Let D be bounded domain of n -dimensional Euclidean space E_n ; Γ be sufficiently smooth boundary of domain D such that $\Gamma \subset C^2$; $T > 0$, $L > 0$ be given numbers; $0 \leq t \leq T$, $0 \leq z \leq L$, $x = (x_1, x_2, \dots, x_n) \in D$ be any points; $\Omega_t = D \times (0, t)$, $\Omega_z = D \times (0, z)$, $\Omega_{tz} = D \times (0, t) \times (0, z)$, $\Omega = \Omega_{TL}$, $S_t = \Gamma \times (0, t) \times (0, z)$, $S = S_{TL}$.

Let us consider the following initial value problem for linear nonstationary quasioptics equation, which often arises in nonlinear optics and expresses the propagation process of the light beam in a

heterogeneous medium, where the complex amplitude of electric field of a light wave depends on time[1]:

$$i \frac{\partial \psi_k}{\partial t} + i a_0 \frac{\partial \psi_k}{\partial z} - \sum_{j,p=1}^n \frac{\partial}{\partial x_j} \left(a_{jp}(x) \frac{\partial \psi_k}{\partial x_p} \right) + a(x) \psi_k +$$

$$+ v_0(x, t, z) \psi_k + i v_1(x, t, z) \psi_k = f_k(x, t, z), k=1, 2, (x, t, z) \in \Omega, \quad (1)$$

$$\psi_k(x, 0, z) = \varphi_{0k}(x, z), k=1, 2, (x, z) \in \Omega_L, \quad (2)$$

$$\psi_k(x, t, 0) = \varphi_{1k}(x, t), k=1, 2, (x, t) \in \Omega_T, \quad (3)$$

$$\psi_1|_S = 0, \frac{\partial \psi_2}{\partial N} \Big|_S = 0, \quad (4)$$

where $i = \sqrt{-1}$; $\psi = \psi(x, t, z)$ is a wave function or the complex amplitude of electric field of a light wave (beam) propagating along the axis- z ; the functions $v_0(x, t, z)$, $v_1(x, t, z)$ are unknown coefficients or refraction and absorption coefficients of the light wave propagation medium; $a_0 > 0$ is a real number; the functions $a_{jp}(x)$, $j, p = \overline{1, n}$ with measurable bounded derivatives $\frac{\partial a_{jp}(x)}{\partial x_l}$, $j, p, l = \overline{1, n}$, and $a(x)$ are

the real-valued bounded measurable functions satisfying the conditions:

$$a_{jp}(x) = a_{pj}(x), j, p = 1, 2, \dots, n,$$

$$\mu_0 \sum_{j=1}^n |\xi_j|^2 \leq \sum_{j,p=1}^n a_{jp}(x) \xi_j \overline{\xi_p} \leq \mu_1 \sum_{j=1}^n |\xi_j|^2,$$

$$\forall \xi_j \in C, j=1, 2, \dots, n, \forall x \in D, \mu_0, \mu_1 = \text{const} > 0; \quad (5)$$

$$\left| \frac{\partial a_{jp}(x)}{\partial x_l} \right| \leq \mu_n, \forall x \in D, j, p, l = \overline{1, n}, \mu_2 = \text{const} > 0; \quad (6)$$

$$\mu_3 \leq a(x) \leq \mu_4, \forall x \in D, \mu_3, \mu_4 = \text{const} > 0; \quad (7)$$

$f_k(x, t, z), k=1, 2$ are given complex-valued functions satisfying the conditions

$$f_k \in W_2^{0,1,1}(\Omega), k=1, 2; \quad (8)$$

the functions $\varphi_{0k}(x, z), k=1, 2$ are the initial complex amplitude of electric field of the light waves; the functions $\varphi_{1k}(x, t), k=1, 2$ are the

initial phase of the light wave profiles satisfying the following conditions:

$$\varphi_{01} \in W_2^{0,2,1}(\Omega_L), \varphi_{02} \in W_2^{2,1}(\Omega_L), \left. \frac{\partial \varphi_{02}}{\partial N} \right|_{S_L} = 0, \quad (9)$$

$$\varphi_{11} \in W_2^{0,2,1}(\Omega_T), \varphi_{12} \in W_2^{2,1}(\Omega_T), \left. \frac{\partial \varphi_{12}}{\partial N} \right|_{S_T} = 0; \quad (10)$$

the vector N is a co-normal of boundary Γ of domain

$$D, S_L = \Gamma \times (0, L), S_T = \Gamma \times (0, T).$$

The aim of this paper is to determine the unknown coefficients $v_0(x, t, z)$, $v_1(x, t, z)$ in the case of

$$\psi_1(x, t, z) = \psi_2(x, t, z), (x, t, z) \in \Omega. \quad (11)$$

The functions $v_0 = v_0(x, t, z)$, $v_1 = v_1(x, t, z)$, $v = (v_0, v_1)$ are investigated in the set

$$V \equiv \left\{ v = (v_0, v_1), v_m \in W_2^{0,1,1}(\Omega), |v_m(x, t, z)| \leq b_m, \right. \\ \left. \left| \frac{\partial v_m(x, t, z)}{\partial t} \right| \leq d_m, \left| \frac{\partial v_m(x, t, z)}{\partial z} \right| \leq c_m, m = 0, 1, \forall^0(x, t, z) \in \Omega \right\},$$

where $b_m > 0$, $d_m > 0$, $c_m > 0$, $m = 0, 1$ are given numbers, the symbol $\forall^0$ means “for almost everywhere” and the set V is called as the set of admissible elements.

The problem of determination of the function $v = (v_0, v_1)$ on the set V under the conditions (1)-(4), (11) is a inverse problem for nonstationary quasioptics equation (1). The variational formulation of this problem is to minimize the functional

$$J_\alpha(v) = \|\psi_1 - \psi_2\|_{L_2(\Omega)}^2 + \alpha \|v - \omega\|_H^2 \quad (12)$$

on the set V under the conditions (1)-(4), where $\alpha \geq 0$ is a given number, $H \equiv W_2^{0,1,1}(\Omega) \times W_2^{0,1,1}(\Omega)$, $\omega = (\omega_0, \omega_1) \in H$ is a given element. This problem is called as the identification problem (1)-(4), (12).

In this paper, we prove the following theorems:

Theorem 1. Suppose that the functions $a_{jp}(x)$, $j, p = \overline{1, n}$, $a(x)$, $f_k(x, t, z)$, $\varphi_{0k}(x, z)$, $\varphi_{1k}(x, t)$, $k = 1, 2$ satisfy the conditions (5)-(10).

Then, there is a dense subset G of the space H such that the identification problem (1)-(4), (12) has a unique solution for any $\omega \in G$ and $\alpha > 0$.

Theorem 2. Suppose that the hypotheses of Theorem 1 holds and let $\omega \in H$ be a given element. Then, the identification problem (1)-(4), (12) has at least one solution for $\alpha \geq 0$.

Later, in this paper, a necessary condition in the form variation inequality for solution of the identification problem (1)-(4), (12) is obtained.

References

1. Vorontsov M. A. and Shmalgauzen V. I., The Principles of Adaptive Optics, Izdatel'stvo Nauka, Moscow, 1985 (in Russian).

ON APPROACH FOR THE SOLVING OF FUZZY LINEAR TRANSPORTATION PROBLEM

Ivokhin E.V., Almodars Barrak Subhi Kaml

Taras Shevchenko National University of Kyiv, Ukraine

ivokhin@univ.kiev.ua, burraq_1978@yahoo.com

The transportation problem which, is one of network integer programming problems is a problem that deals with distributing any commodity from any group of 'sources' to any group of destinations or 'sinks' in the most cost effective way with a given 'supply' and 'demand' constraints.

Efficient algorithms have been developed for solving the transportation problem when the cost coefficients and the supply and demand quantities are known exactly. However, there are cases that these parameters may not be presented in a precise manner. For example, the unit shipping cost may vary in a time frame. The supplies and demands may be uncertain due to some uncontrollable factors.

Assume that a logistics center seeks to determine the transportation plan of a homogeneous commodity from m sources to n destinations. Each source has an available supply of the commodity to distribute to various destinations, and each destination has a forecast demand of the commodity to be received from various sources. This work focuses on developing an fuzzy linear programming method for optimizing the transportation plan in fuzzy environments.

The linear transportation problem in which destinations resources are fuzzy numbers with linear membership function was studied and solved. The plan optimization method was request for this task. This

method based on algorithm for the solving of the linear programming problem with fuzzy constraints [1]. Some examples of fuzzy linear transportation problem solving were given.

This approach may be very helpful for any fuzzy single-criteria decision making problems and linear optimization tasks.

References

1.Ивохин Е.В. Об одном подходе к решению задач линейного программирования с нечеткими ограничениями / Е.В. Ивохин, Алмодарс Баррак Субхи Камл// Вісник Київського університету. Серія: фіз.-мат. науки. – 2013. – Вип.№1. – С. 102 – 105.

THE PROBLEMS OF UNIFICATION OF ATTRIBUTES AND METRICS IN OPINION MINING

¹Khomiv B.A., ²Yatsyshyn V.V., ³Lupenko S.A.

^{1,2}Ternopil National Ivan Puluj Technical University

³The University of Bielsko-Biala (Poland)

¹bogdan.khomiv@gmail.com, ²yatcyslyn_v@ukr.net,
³lupenko@ua.fm

Not news, that with evolution of era of "Big Data", quantity of information in web-space increases exponential rates, in particular, amount of reviews (opinions) in relation to certain companies, their products, commodities or services grows constantly. The authors substantiated topicality of automated opinion mining and shown that it stems from many factors, most important of which is, for example: the ability of potential buyers to compare several products based on opinions, opportunity for companies to compare their products.

Touching upon the issue of unification of attributes and metrics in evaluating the opinion, it's worth noting that each subject area is unique, and the unify task is to development of information technology, which would be allowed regardless of the subject area to represent the opinion.

The report represented some examples of people's opinions regarding operating systems iOS and Android, which enabled to see a variety of characteristics (attributes) of the software and their unification. The authors proposed to unify the attributes and metrics of opinion mining to assessment for the subject area of mobile operating systems, according to the software quality standard ISO 9126 and use it as a template to describe the attributes and metrics for other domains.

The task of unification, decided by a combination of mathematical models of quality software systems [1] and forming the integral index of

the object in opinion mining [2], which enabled to unifying the attributes and metrics to other domains by using a template.

References

1. Yatsyshyn V. The technology of evaluation of web-applications / V. Yatsyshyn // Article deals TSTU. – 2009 – volume 14. – №4. – p. 132-140.
2. Khomiv B.A. The use of linguistic variables and weights in the formation of integrated assessment facility in tasks of opinion mining / B. A. Khomiv, S. A. Lupenko, O. A. Pastukh, Y.V. Nikols'kyy // Journal of the National University "Lviv Polytechnic", Computer Science and Information Technology. – 2012. – № 732. – p. 264-273.

CONSTRUCTION AND RESEARCH OF MATHEMATICAL MODELS OF RIVER-BED FLOW OF FLUID

Kokovska Y.

Ivan Franko National University of Lviv

yaryna.kokovska@gmail.com

The modeling of flow of incompressible fluid in a pseudo prismatic river-bed with the vertical plane of symmetry is considered[1].

Assume that the depth of flow was sufficient compared with the average radius of curvature of the bottom line.

Such motion is described by the follow system of equations:

$$\begin{cases} \frac{1}{g} \frac{\partial U}{\partial t} + \frac{\alpha}{g} U \frac{\partial U}{\partial x} - \frac{\alpha-1}{g} \frac{U}{F} \frac{\partial F}{\partial t} + \frac{1}{B} \frac{\partial F}{\partial x} + \frac{U^2}{C^2 R} = i, \\ \frac{\partial(UF)}{\partial x} + \frac{\partial F}{\partial t} = q, \end{cases} \quad (1)$$

where U - velocity of flow and F - cross-section area of flow; $g = 9,8 \text{ m/s}^2$ - acceleration of gravity; $C = \text{const}$ - Chezy coefficient, $i = \sin \delta$ - slope of the bottom line, $B = b_- + b_+$ - width of the free surface; $R = \text{const}$ - hydraulic radius of the channel, α - known in hydraulics corrective medium speed; $q = q(x; t)$ - side inflow.

Initial-boundary value problem for finding the unknown U , F with the initial $U|_{t=0} = u_0(x)$, $F|_{t=0} = f_0(x)$ on $[0, L]$ and the boundary $U(t, 0) = 0$, $F(t, 0) = 0$ conditions was formulated for system (1).

The variation formulation of problem (1) written:

$$\begin{cases} \text{Find } (u, f) \in L^2(0, T; V \times V), \\ a(u, f, \phi) + a(f, u, \phi) + b(f', \phi) = 0; \\ \frac{1}{g} b(u', \psi) + \frac{\alpha}{g} a(u, u, \psi) + \frac{1}{B} c(f, \psi) + \frac{1}{C^2 R} d(u, u, \psi) - \frac{\alpha-1}{g} d(w, f', \psi) = \langle l, \psi \rangle; \\ b(u(0) - u_0, \phi) = 0, b(f(0) - f_0, \psi) = 0. \end{cases} \quad (2)$$

The system of equations (2) was solved by the finite-elements method. For it was held discretization by time and spatial variables. In semi discretization for the spatial variable basis functions were chosen as piecewise linear and piecewise quadratic polynomials.

Because problem is nonlinear, the solution becomes larger positive and negative values, especially at sharp drops bottom relief flow. Therefore, increased order approximations the unknown solution and show the feasibility of this approach in various test examples.

References

1 Картвелишвили Н.А. Неустановившиеся открытые потоки. – Ленинград: Гидрометеиздат, 1968. – 126с.

CYCLIC LINEAR RANDOM PROCESS AS A CONSTRUCTIVE MATHEMATICAL MODEL OF CYCLIC SIGNALS AND PROCESSES

¹Lupenko S.A., ²Lutsyk N.S., ²Stadnyk N.B.

¹The University of Bielsko-Biala (Poland)

²Ternopil National Ivan Puluj Technical University

lupenko@ua.fm lutsuk.nadiia@gmail.com

A large spread among theoretical and applied research, particularly in the tasks of radio signals modeling in technical and medical diagnostics, geophysics, has found linear stochastic processes.

In this study the cyclic linear stochastic process (LCRP) is defined, that combines the properties of linear random process and cyclic random process. This enables the extension of a constructive approach to the description of cyclic signals within the linear theory of random processes and summarizes their mathematical model as a linear periodic random process.

The conditions are given to be met by the kernel and probabilistic characteristics of generated process of linear random process to be a cyclic random process.

The advantages of the LCRP point to prospects of their use as mathematical models of the cyclic stochastic signals and processes in

various fields of science and technology, particularly as mathematical models of a wide class of human body heart and respiratory system cyclic signals, as models of the data transmission channels process.

References

1. Marchenko B.H. The linear random processes and their applications / B.H Marchenko, L.N Shcherbak. - Kiev: Naukova Dumka, 1975. – 144pp.
2. Marchenko B.H. The linear periodic processes / B.H Marchenko // Pr. John Univ Electrodynamics of NAS of Ukraine. Electrical. - 1999. – 165-182pp.
3. Lupenko S.A. Deterministic and random cyclic function as a model of oscillatory phenomena and signals: the definition and classification / S.A Lupenko // Electronic Modeling / Institute of modeling problems in power of H.E Pukhov NAS. - Kyiv, 2006. - Vol. 28, № 4. – 29-45pp.

THE ANALYTIC HIERARCHY PROCESS IN DESIGN AND MODERNIZATION PROBLEMS OF TELEMEDICINE MONITORING AND DIAGNOSTIC SYSTEMS

¹Lupenko S.A., ²Polishchuk G.V.

¹The University of Bielsko-Biala (Poland)

²Ternopil National Ivan Puluj Technical University

lupenko@ua.fm , askflip@gmail.com

When designing new telemedicine monitoring and diagnostic systems or upgrading existing or holding their comparison the question as to identify the main characteristics (mobility, cost, efficiency, informativeness, credibility, accuracy, reliability) and their arguments, which should carry out the analysis is risen.

Nowadays we have extremely rich variety of methods and tools with the information technology development (software, hardware, algorithms for processing information, communication channels, etc.), which are used in the transmission and processing of medical information, alert patients and physicians, access to data and its storage, among which we have to make a choice. However, there are not accurate measures for their complex comparison.

The report is devoted to the applying of the analytic hierarchy process [1] in the design and modernization of telemedicine systems. This process provides pairwise independent expert assessment of individual components of hierarchical levels and determining their weights on the ultimate goal. We offer general characteristics of

telemedicine systems and develop a hierarchy comparison telemedicine systems based on the requirements put forward in [2].

References

1. Saaty Th. L. Decision making with the analytic hierarchy process/ Th. L. Saaty // Int. J. Services Sciences, Vol. 1, No. 1, 2008. – 83-98 pp
2. Lupenko S.A. Mathematical and software development trends of diagnostic and forecasting information systems for cyclical biometric signals /S.A Lupenko, G.V. Polishchuk, N.S Lutsyk, A.S. Sverstyuk// General issues of metrology, measuring equipment and technologies /Measuring and computing technology in technological processes, - Vol. 2, 2012. – 17-27 pp.

INFORMATION SYSTEM FOR ALGEBRAIC CRYPTANALYSIS

A. Lutsiv, N. Zagorodna

Ternopil Ivan Pul'uj National Technical University

landriy@gmail.com

Algebraic cryptanalysis is modern and theoretically efficient cryptanalysis method. Given research is devoted to design of algebraic cryptanalysis system which comprises mathematical tools, algorithms and software. Mathematical methodology is based on algebraic cryptanalysis method [1]. Algorithms used in algebraic cryptanalysis are based on numerical methods of solution of multivariate polynomial equation systems (MPES) in algebraic and conjunctive normal forms. Main phases of cryptanalysis information system development are the following:

- 1) adequate and correct description of modern block and stream ciphers based on MPES;
- 2) reduction large-size MPES to smaller size (if it is possible);
- 3) choice and argumentation of efficient solution method of MPES;
- 4) adaptive decomposition of large-size MPES solution on parallel and distributed computer system according to their characteristics: topology, interconnect (latency, maximum throughput, real throughput), computational nodes peculiarities (amount of memory, architecture and performance of CPU/GPU), data storage etc.;
- 5) search and justification of correct solution;
- 6) development of information system which allows to execute all steps above.

Described cryptanalysis system gives a possibility to examine reliability of modern block and stream ciphers.

References

1. *Nicolas Courtois* Cryptanalysis of block ciphers with overdefined systems of equation /Nicolas Courtois and Josef Pieprzyk// Cryptology ePrint Archive, Report 2002/044, 2002. [Електронний ресурс]. - Режим доступу: URL: <http://eprint.iacr.org/2002/044>.
2. *Загородна Н. В.* Обґрунтування вибору доступних програмно-апаратних засобів високопродуктивних обчислювальних систем для задач криптоаналізу / Н. В. Загородна, С. А. Лупенко, А. М. Луцків // Електроніка та системи управління. 2011. №1(27). - К.: НАУ, 2011. - с.42-50.

QUEUEING SYSTEMS WITH SEVERAL TYPES OF INPUT FLOWS, SEVERAL SERVERS AND RENEWAL INPUT FLOW

Igor Lytvynenko

Taras Shevchenko National University of Kyiv

igor@ert.org.ua

Let's consider a queueing system with M servers. There is one input requests' flow, where inter-arrival times $(\tau_n - \tau_{n-1})$ are positive independently distributed random variables with cumulative distribution function $F(x)$. Each request with probability p_i requires n_i servers for time, which is exponentially distributed with parameter μ_i . As a result, we formally have one input flow producing requests of different types.

This queueing system can be described by continuous time Markov process $X(t) \in \{(x_1, \dots, x_N) : \sum_{i=1}^N x_i \leq M, x_i \geq 0, x_i \in N\}$, where x_i is the number of processing requests of type i . Having τ_n as the time of n -th request arrival, denote $\zeta_n = X(\tau_n - 0)$. That is ζ_n is the state of the system just before n -th request arrival.

The state space $S = \{(x_1, \dots, x_N) : \sum_{i=1}^N x_i n_i \leq M, x_i \in N^+\}$ of the random process $X(t)$ can be sorted in lexicographical order. Let's denote s_i — the i -th state in this sorting. We use such notation in order to define transition matrix for embedded Markov chain $X(\tau_n)$ of the random process $X(t)$.

After taking into account all features of considered system, conditional probabilities $a_{ij} = P\{\zeta_{n+1} = s_j | X(\tau_n) = s_i\}$ and $b_{ij} = P\{X(\tau_n) = s_j | \zeta_n = s_i\}$ of processes $X(t)$ and ζ_n were derived forming matrices $A = (a_{ij})$ and $B = (b_{ij})$. Then transition matrices for the processes ζ_n and $X(\tau_n)$ can be easily found as $C = BA$ and $D = AB$.

It was proved that these processes are ergodic (if we exclude zero state for process $X(\tau_n)$). So stationary distributions exist and can be calculated once we have calculated transition matrices. After we have received stationary distribution of $X(\tau_n)$, it is possible to consider such things as failure probabilities, failure penalties or service profits.

References

1. Lebedev E., Ponomarchuk O. On queuing systems with failures and several types of input flows // Top.– 1999.– Vol. 7, no. 2.– P. 323–332.
2. TAKÁCS L. Introduction to the theory of queues. University texts in the mathematical sciences.— Oxford University Press, 1962.

MODERN MODEL-BASED CLUSTERING ISSUES: MERGING COMPONENTS, SELECTING VARIABLES, HANDLING NOISE AND INFLUENTIAL OBSERVATIONS

Melnykov V.

The University of Alabama

vmelnykov@cba.ua.edu

Model-based clustering is a popular clustering technique relying on the notion of finite mixture models. It is regularly assumed that each data group can be seen as a sample from a single mixture component thus establishing an attractive one-to-one correspondence between clusters and mixed distributions. Unfortunately, there are situations when this relationship is violated and more than one mixture components are needed for modeling a data group. Several remedies have been proposed in literature [1, 2]. We compare the existing procedures with some novel approaches.

Among other important challenges in model-based clustering, there is variable selection. The performance of any clustering algorithm degrades considerably in the presence of numerous variables carrying no or little clustering information in addition to that contained in the variables already included in the model [3]. The elimination of such

variables can greatly improve clustering performance. We discuss the most prominent modern approaches to this problem.

The area of diagnostics in model-based clustering has been given very little attention in literature. In the meantime, handling influential observations, spurious solutions, and noise is an important area of research. We summarize existing ideas and outline some promising directions for attacking the problem.

References

1. J.-P. Baudry, A. Raftery, G. Celeux, K. Lo, and R. Gottardo. Combining mixture components for clustering. *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 19, 332-353, 2010.
2. C. Hennig. Methods for merging Gaussian mixture components. *Advances in Data Analysis and Classification*, 4, 3-34, 2010.
3. A. Raftery and N. Dean. Variable selection for model-based clustering. *Journal of the American Statistical Association*, 101, 168-178, 2006.

ON OPTIMIZATION IN NONLIFE INSURANCE BUSINESS

Norkin B.V.

Glushkov Institute of Cybernetics of the National Academy of Sciences
of Ukraine

bogdan@norkin.org.ua

Actuarial Decision Support System is presented. It is based on parallel Monte Carlo (MC) simulation of an insurance company's reserves evolution under variable control parameters. As performance indicators expected collected dividends and residual capital are calculated and as a risk measure probability of ruin is evaluated. For complex real life insurance models the MC method is the only applicable one, but the smallness of the ruin probability may require astronomical (tens of billions) number of simulations to achieve acceptable accuracy. Effective parallelization of the MC method and GPGPU technology make it possible to run calculations in real time and to investigate company's performance indicators as functions of any control parameter. The results of simulations are plotted in the “risk – performance” (efficient frontier) plane. The system uses real life insurance claim quarter statistics. It allows analyzing risk-return trade-offs and influence of any parameter of the model on the ultimate behavior of the company.

References

1. Norkin B.V. On actuarial calculations by means of graphical accelerators // Proceedings of the 2-nd International conference «High performance computations» (HPC-UA 2012, Ukraine, Kyiv, 8-10 October, 2012). Kyiv: National Academy of Sciences of Ukraine, 2012. P.268-274. (In Russian). <http://hpc-ua.org/hpc-ua-12/files/proceedings/54.pdf>
2. Norkin B.V. Mathematical models for insurance business optimization. // *Kibernetika i sistemnyi analiz*. 2011. №1. P. 128–145 (in Russian, English translation in *Cybernetics and Systems Analysis*, Vol. 47, No. 1, 2011 pp. 119-133).
3. Norkin B.V. On optimization of insurance portfolio. *Applied Statistics. Actuarial and Financial Mathematics* (Donetsk State University, Ukraine). №1-2, 2011, P. 197-203.

USING OF MULTIVARIATE STATISTICAL METHODS IN THE AREA OF NATIONAL DEFENCE ECONOMY

Odehnal, J., Sedláčik, M., Michálek, J.

Faculty of Economics and Management, University of Defence, Brno,
the Czech Republic

jakub.odehnal@unob.cz

marek.sedlacik@unob.cz

michalek@fme.vutbr.cz

The paper is focused on evaluation of relationship between institutional variables characterizing the economies of selected countries and possible risk of terrorism attacks during analyzed year 2011. To analyse institutional characteristics of selected countries, the World Bank project was used evaluating and comparing the quality of administration by means of six variables. The first variable officially designated as Voice and Accountability assesses the quality of administration in compliance with the evaluation of the level of political, civil and human rights in individual countries. The second variable Political Stability and Violence assesses the probability that violence takes place in the given country or the level of political instability in the country. Government Effectiveness, i.e. the third variable, comprises the public service quality assessment, the level of bureaucracy and reliability of the government in the given country. The next variable Regulatory Quality assesses the regulatory burden of the country, and Rule of Law (RL) or the legal order quality comprises the assessment of public trust in social norms and the level of conformity to them. The last variable monitored within

the Governance Matters research project is Control of Corruption variable describing the level of corruption in individual countries. The above variables can range from -2.5 to 2.5 on the scale where the higher value of the variable is interpreted as lower occurrence of the negative aspect of the given variable.

To quantify the risk of terrorism attacks the authors obtained selected data from Terrorism Risk Index databases classifying selected countries into four groups (extreme risk, high risk, medium risk, low risk).

To analyse the link, authors employ multivariate classification techniques, which take into consideration the character of the data sets.

Acknowledgements:

The paper was supported by project no. SV13-FEM-K102-06-ODE

References

1. Abadie, A., Gardeazabal, J. 2003. The Economic Costs of Conflict: A Case-Control Study for the Basque Country, *American Economic Review* 93, pp.113-132.
2. Blomberg, S. B., Hess, G. D., Orphanides, A. 2004. The Macroeconomic Consequences of Terrorism, *Journal of Monetary Economics* 51(5), pp. 1007-1032.
3. Breiman, L., J.-H. Friedman, R.-A. Olshen and C.-J. Stone, 1984. *Classification and Regression Trees*. TheWadsworth Statistics / Probability Series.
4. Enders, W., Sandler, T. 2009. *The Political Economy of Terrorism*, Cambridge University Press, in paperback.
5. Ivanova, K., Sandler, T. 2006. CBRN Incidents: Political Regimes, Perpetrators, and Targets, *Terrorism and Political Violence* 18(3), 423- 448.
6. Johnson, R. A., Wichern, D. W. 2007. *Applied Multivariate Statistical Analysis*, Pearson Prentice Hall.
7. Nitsch, V., Schumacher, D. 2004. Terrorism and International Trade: An Empirical Investigation, *European Journal of Political Economy* 20, pp. 423-433.
8. Odehnal, J., M. Sedlacik and J. Michalek, 2012. An Analysis of the Impact of Institutional Environment on Terrorism Risk, *Economics and Management* 3, pp. 74-83.
9. Statistical application STAT1. 2012. Available on WWW: <<http://k101.unob.cz/stat1/>>.
10. Terrorism Risk Index [online]. 2011. updated [cit. 2013-04-01] Available on WWW: <<http://maplecroft.com/about/news/terrorism.html>>.

11. Yuan, H., R. Zhang and X. Li. 2009. Extracting Wetland using Decision Tree Classification, *Proceedings of the 8th WSEAS International Conference on Applied Computer and Applied Computational Science (ACACOS '09) Hangzhou, China.*

PARTIAL AVERAGING FOR IMPULSIVE HYBRID SYSTEMS

O. Osadcha

Odesa National University named after I.I. Mechnikov

olga.osadcha.ua@gmail.com

The hybrid system, where one equation is an impulsive differential equation with Hukuhara derivative and the second one is an ordinary impulsive differential equation, is considered. The interest in such systems follows from the fact, that some parameters of the model may be accurate, while the rest may contain the noise, errors and inaccuracies.

Consider impulsive hybrid system with a small parameter

$$D_H X = \varepsilon F(t, X, y), \quad t \neq \tau_i, \quad X(0) = X_0, \quad (1)$$

$$\dot{y} = \varepsilon g(t, X, y), \quad t \neq \tau_i, \quad y(0) = y_0,$$

$$\Delta X \Big|_{t=\tau_i} = \varepsilon I_i(X, y), \quad \Delta y \Big|_{t=\tau_i} = \varepsilon J_i(X, y), \quad (2)$$

where $t \in R_+$ is time; the moments of impulses $\tau_{i+1} > \tau_i$; $X : R_+ \rightarrow \text{conv}(R^n)$ is a multivalued mapping; $y : R_+ \rightarrow R^m$ is a vector function; $\varepsilon > 0$ is a small parameter.

With system (1)-(2) the following partially averaged system is assigned

$$D_H \tilde{X} = \varepsilon \tilde{F}(t, \tilde{X}, \tilde{y}), \quad t \neq \sigma_j, \quad \tilde{X}(0) = X_0, \quad (3)$$

$$\dot{\tilde{y}} = \varepsilon \tilde{g}(t, \tilde{X}, \tilde{y}), \quad t \neq \sigma_j, \quad \tilde{y}(0) = y_0,$$

$$\Delta \tilde{X} \Big|_{t=\sigma_j} = \varepsilon \tilde{I}_j(\tilde{X}, \tilde{y}), \quad \Delta \tilde{y} \Big|_{t=\sigma_j} = \varepsilon \tilde{J}_j(\tilde{X}, \tilde{y}), \quad (4)$$

where

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} h \left(\int_0^T F(t, X, y) dt + \sum_{0 \leq \tau_i < T} I_i(X, y), \int_0^T \tilde{F}(t, X, y) dt + \sum_{0 \leq \sigma_j < T} \tilde{I}_j(X, y) \right) = 0,$$

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \left\| \int_0^T (g(t, X, y) - \tilde{g}(t, X, y)) dt + \sum_{0 \leq \tau_i < T} J_i(X, y) - \sum_{0 \leq \sigma_j < T} \tilde{J}_j(X, y) \right\| = 0.$$

The theorem that establishes the closeness of solutions of systems (1)-(2) and (3)-(4) is proved.

GUARANTEED SAFETY OF COMPLEX TECHNICAL SYSTEMS OPERATION IN THE CONDITIONS OF UNCERTAINTY AND MULTIFACTOR RISKS

Pankratova N.D.
natalidmp@gmail.com

A system strategy to estimate the guaranteed safety and survivability operation of complex engineering systems (CES) is proposed. The system strategy is based on the suggested conceptual foundations of system analysis, multicriterion estimation, and forecast of multifactor risk situations in the conditions of uncertainty. The main idea of the suggested concept consists of the replacement of the typical principle of detection of the operability state, turning into the inoperability one, based on detection of failures, malfunctioning, faults, and forecast of reliability of an object by a qualitatively new principle [1]. The essence of this principle is to provide (under actual conditions of the operation of a complex system) the timely and reliable detection and elimination of the causes of a possible changeover of an operability state to an inoperability one, based on the system analysis of multifactor risks of abnormal situations, a credible estimation of margin of permissible risk for different modes of operation of CES, and a forecast of the main operability indicators of an object during the operating period.

The strategy of guaranteed survivability of CES operation is based on a diagnostic unit as an information platform of engineering diagnostics of the CES. Strategy realization is based on the following principles: system consistency in purposes, problems, resources, and expected results as to the measures of providing safety operation of the CES; timely detection, guaranteed recognition, and system diagnostics of risk factors and situations; prompt forecasting, reliable assessment of abnormal situations; formation and realization of a rational solution in a practicable time within an irremovable time constraint. The principles that underlie the strategy of the guaranteed safety of CES operation provide a flexible approach to timely detection, recognition, prediction, and system diagnostic of risk factors and situations, to formulation and implementation of a rational decision in a practicable time within an irremovable time constraint.

References

1. Pankratova N.D. Safety operations of the complex engineering objects // International Journal. «Information technologies&knowledge». ITHEA. SOFIA, v.5, №2.- 2011. –P.152-167

SIMULATION OF RANDOM FIELDS ON THE SPHERE IN L_2

Pashko A.A.

European University, Kyiv

pashkoua@mail.ru

It was constructed models isotropic random fields on the sphere. This models approximate isotropic fields with a given accuracy and reliability in the norm of $L_2(S_d)$ spaces.

Let (Ω, Ψ, P) be a standard probability space. Let S_d sphere in R^d . Let $\xi(x)$ - random continuous on the average to quadratic, the homogeneous and isotropic field on a sphere. This field it is possible to depict in a kind [1] $\xi(x) = \sum_{m=0}^{\infty} \sum_{l=1}^{h(m,d)} \xi_m^l S_m^l(x)$, where $\{\xi_m^l\}$ – are independent sub-Gaussian random variables, $E(\xi_m^l)^2 = \sigma_m^2$, $l=1, \dots, h(m,d)$, $S_m^l(x)$ – orthonormal spherical accordions of degree m , $h(m,d)$ - is an amount of accordions and $\sum_{m=1}^{\infty} h(m,d) \sigma_m^2 < \infty$.

Properties of sub-Gaussian random variables were studied in [2].

Let $\xi_M(x) = \sum_{m=0}^M \sum_{l=1}^{h(m,d)} \xi_m^l S_m^l(x)$. Model $\xi_M(x)$ is approximate model for $\xi(x)$ with by accuracy $\delta > 0$ and reliability α , if $P\{\|\xi(x) - \xi_M(x)\|_{L_2} \geq \delta\} < 1 - \alpha$, where $\|\cdot\|$ - norm in $L_2(S_d)$ space [3].

In simulation of random fields ask the modeling accuracy $\varepsilon > 0$ and reliability $1 - \alpha$, $0 < \alpha < 1$. For space L_2 number of summand M in model $\xi_M(x)$ we found as minimum value, where inequality when $N=1$

$$\frac{\varepsilon}{(J(M))^{\frac{1}{2}}} \exp\left\{-\frac{\varepsilon^2}{2J(M)}\right\} \exp\left\{\frac{1}{2}\right\} \leq 1 - \alpha, \quad \text{where}$$

$$J(M) = \left(\sum_{k=M+1}^{\infty} h(k, d) \sigma_k^2 \right) \quad \text{and} \quad \text{when} \quad N=2 \quad \text{inequality}$$

$$\left(\frac{\varepsilon^2 - J(M)}{J(2, M)} + 1 \right)^{\frac{1}{2}} \exp \left\{ -\frac{\varepsilon^2 - J(M)}{2J(2, M)} \right\} \leq 1 - \alpha, \quad \text{where}$$

$$J(2, M) = \left(\sum_{k=M+1}^{\infty} h(k, d) \sigma_k^4 \right)^{\frac{1}{2}} \quad \text{Let } d=3, \quad b_m^2 = \frac{1}{(1 + m^{2k})^2}, \quad k \geq 1. \quad \text{Then}$$

$$h(3, m) = 2m + 1.$$

The result of simulations for $N=1$

α	ε	$M(k=1)$	$M(k=2)$
0.95	0.1	34	4
0.95	0.05	67	8
0.95	0.01	332	12
0.99	0.1	42	5
0.99	0.05	76	8
0.99	0.01	360	14

References

1. Yadrenko M.I. Spectral Theory of random fields/M.I.Yadrenko.- Kyiv: "Vyshcha shkola", 2007 -220p.
2. Kozachenko Yu.V. The Simulation of Random Processes and Fields/ Yu.V.Kozachenko, A.A. Pashko, I.V. Rozora. –Kyiv: Zadruga, 2007-223.
- 3.Kozachenko Yu.V. Accuracy estimation of simulation of random fields on the sphere in L_p , $p \geq 2$ / Yu.V. Kozachenko, A.A. Pashko// Bulletin of Taras Shevchenko National University of Kiyv. Mathematics&Mechanics. – 2001.- No. 7. –P. 26-32.

FORECASTING OF MAXIMAL CONDITIONAL VARIANCES OF COORDINATE RATIOS DISCREPANCIES FOR PROCESS WITH MULTIRATE SAMPLING

Romanenko V., Milyavsky Y.

Institute for Applied System Analysis,

National Technical University of Ukraine "Kyiv Polytechnic Institute"

yuriy.milyavsky@gmail.com

In the present work GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) models for the dynamics of maximal

conditional sample variances of ratios discrepancies in heteroskedastic processes are developed for the purpose of forecasting these variances. Dynamics of the process in stochastic environment is given by matrix-polynomial model with multirate sampling:

$$A(z_1^{-1})\bar{Y}\left[\left[\frac{k}{m}\right]h\right] = C(z_1^{-1})\bar{\xi}(kT_0) + \bar{a}_0, \quad (1)$$

where sampling periods ratio is $h = mT_0$ with integer $m > 1$. Ratios set for output coordinates of heteroskedastic process is given by

$$S\bar{Y}\left[\left[\frac{k}{m}\right]h\right] = \bar{b}, \quad (2)$$

where $\bar{Y} = [Y_1, \dots, Y_n]^T$ is an output vector, S is $l \times n$ matrix, $\bar{b}$ is l -dimensional column vector. Linear relations (2) should hold for every discrete time sample but in stochastic environment this is unachievable. So we introduce the concept of vector ratio discrepancy as

$$\bar{e} \left[\left[\frac{k}{m}\right]h\right] = S\bar{Y}\left[\left[\frac{k}{m}\right]h\right] - \bar{b}.$$

Thus variances of vector $\bar{e}$ coordinates are quality measures of ratio control. In real processes stochastic disturbances have low frequency drift and non-zero mean on time intervals compared to process persistence. Here disturbances are generated by first-order Markov process. In the proposed method we define maximal conditional sample variance of ratio discrepancy

$$\bar{\xi}_{i_{\max}}^2 \left[\left[\frac{k}{m}\right]h\right] = \max_{1 \leq p \leq p_{\max}} \text{var}_p \left\{ e_i \left[\left[\frac{k}{m}\right]h\right] \right\}, \quad (3)$$

where $i = 1, \dots, l$, $p_{\max}$ depends on process persistence. Forecasting maximal conditional sample variances of ratio discrepancies is performed by making GARCH model for each coordinate e_i .

ABOUT PRESENTATION OF RANDOM VARIABLES FROM SERIES EXPANTION THROUGH STOCHASTIC PROCESS

Rozora I. , Lukovych O.

Taras Shevchenko National University of Kyiv

irozora@bigmir.net

Let $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ be a probability space and $\mathbf{T}$ be a parametric set. A centered second-order stochastic process $X = \{X(t), t \in \mathbf{T}\}$ is considered. Let $R(t, s)$ be a correlation function of $X(t)$ $R(t, s) = EX(t)X(s)$.

Let $(\Lambda, \mathcal{U}, \mu)$ be a measurable space with σ -finite measure $\mu(\cdot)$. Consider the functions $f(t, \lambda)$ from the space $L_2(\Lambda, \mu)$ and let $g_k(\lambda)$, $k \in \mathbb{Z}$, be an orthonormal basis (ONB) in space $L_2(\Lambda, \mu)$. In [1] it's shown that if correlation function of the process is equal to

$$R(t, s) = EX(t)\overline{X(s)} = \int_{\Lambda} f(t, \lambda) \overline{f(s, \lambda)} d\mu(\lambda),$$

then the process $X(t)$ is expanded in series

$$X(t) = \sum_{k \in \mathbb{Z}} \xi_k a_k(t), \tag{1}$$

where

$$a_k(t) = \int_{\Lambda} f(t, \lambda) g_k(\lambda) d\mu(\lambda),$$

and ξ_k are centered non-correlated random variables with variance 1.

The question is: who can we represent random variables ξ_k in (1) through initial process.

Let $(T, \mathcal{S}, \nu)$ be a measurable space with σ -finite measure $\nu(\cdot)$. Under certain restrictions

$$\xi_l = \int_T X(t) b_l(t) d\nu(t), \quad l \in \mathbb{Z},$$

where the function $b_l(t)$ is a solution of integral equation

$$g_l(\lambda) = \int_T f(t, \lambda) b_l(t) d\nu(t).$$

References

1. Kozachenko Yu.V, Rozora I.V. and Turchyn Ye.V. Properties of some random series// Communications in Statistics—Theory and Methods, 40: 3672–3683, 2011.

ON AN ITERATIVE ALGORITHM OF LINEAR INTERPOLATION FOR THE SOLUTION OF NONLINEAR EQUATIONS UNDER THE GENERALIZED LIPSCHITZ CONDITIONS

Shakhno S.M.

Ivan Franko National University of L'viv

s_shakhno@franko.lviv.ua

Let $F(x)=0$ be a nonlinear equation, where F is a nonlinear operator, defined on the subset D of Banach space X with values in Banach space Y . For solving equation $F(x)=0$ we use the method of linear interpolation, that was proposed by V.A. Kurchatov [1]:

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

Here $F(u, v)$ divided difference of the first order for the operator F on the points u and v ; x_0, x_{-1} given. Method (1), just as Secant method, uses the meaning of the operator from the two previous iterations, however it has a higher order of convergence.

In this work we introduce the weak generalized Lipschitz conditions for the divided difference operator of first- and second-order. Instead of constant L we suggest some positive integrable function, special case of which is the usual Lipschitz constant. Under the given conditions quadratic convergence of the method (1) for solving operator equations in Banach spaces is investigated, the uniqueness ball for the solution is obtained. As a special case the known results for Lipschitz constants are received [2]. The results of numerical experiments are presented.

References

1. Kurchatov V.A. On an method of linear interpolation for the solution of functional equations / V.A. Kurchatov // Soviet Math. Dokl. – 1971. – V.12. – No 3. – P. 835–838.
2. Shakhno S.M. On a Kurchatov's method of linear interpolation for solving nonlinear equations / S.M. Shakhno // Proc. Appl. Math. Mech. – 2004. – V. 4. – P. 650–651

OPTIMAL STRATEGY OF ESTABLISHING CORRESPONDENCE BETWEEN THE ELEMENTS OF EQUIPOTENT DISCRETE SETS

M.M. Sharapov, Fedir Navruzov

Taras Shevchenko National University of Kyiv

This paper is devoted to finding the optimal strategy of mapping between two equipotent discrete sets. Has been accomplished probabilistic formulation of the problem, found a recursive formula for calculating the probability of strategies such as brute force, created software implementation and formulated the hypothesis about optimal search strategy.

This paper indicates how searching over all possible strategies for finding the mapping between two n -elemental discrete sets for m attempts can be reduced to analysis of equivalent state classes for these sets.

For the brute force strategies (for each object in the first set we continue to pick elements from the second until the number of attempts exceeds, or is not found out which element corresponds to the current) probability of mapping $P_n(m)$ can be calculated by the following

recurrence formula:
$$P_n(m) = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^{n-2} P_{n-1}(m-k) + \frac{2}{n} P_{n-1}(m-n+1) + F_n(m),$$

$$F_n(m) = \begin{cases} \frac{1}{n!}, & 0 \leq m \leq n-2 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$P_n(m) = 0, \quad n \leq 0 \text{ or } m \leq 0, \quad P_n(m) = 1, \quad m \geq \frac{n(n-1)}{2}$$

As an open question remains testing the hypothesis of whether the strategy better than trivial brute force exists. As the complexity of the problem grows exponentially with increase of strategy tree height (number of attempts) or cardinality increase, then there is the necessity of finding a formal proof or refutation of the following hypothesis.

Hypothesis (the optimality of brute force strategy): let us have k attempts to find mapping between 2 n -elemental sets, $0 \leq k \leq \frac{n(n-1)}{2}$,

then there is no strategy $S = S(n, k)$, which is better than brute force strategy.

SYSTEM ANALYSIS OF THE ORGANIZATIONAL STRUCTURE BY ARTIFICIAL INTELLIGENCE USING ONLINE RESOURCES

Simonova K.V., Kudin O.M., Vereschak O.A.

Taras Shevchenko National University of Kyiv

**katerynasimonova@gmail.com, apelsinko123@gmail.com,
versupreme@gmail.com**

Let U - a finite set of resource users S , where S - internet resource systems analysis of the company U_i (differentiated by sector), $i=1, \dots, n$, $n \in \mathbb{Z}$. Using data entered by user and using method chosen by user, system performs an analysis of the organizational structure of the company. The analysis is carried by method from database of methods proposed on the resource S , such as evaluation of the probability of bankruptcy, analysis of liquidity ratio, analysis of profitability ratio etc.

One of the options for the user on the site is possibility of modeling probabilistic situations in the model: entrepreneur (user) – provider, on condition of input on the terms of the contract between the latest. The user is able to compare the results of cooperation with chosen providers by chosen standards after a specified period of time t (entered by the user), where $t \in [t_0, T]$, t_0 - time of entry into force of the contract, T - time of expiry of the contract.

Functional model of the site S allows the set of users U analyze work of structure of their own enterprise without involvement additional resources and costs; make decisions based on data obtained by using algorithms of the site, evaluate the most promising directions of development **and means and methods of their achievement.**

References

1. Zaraté, P., Belaud, J.P., Camilleri, G., Ravat, F. Collaborative Decision Making: Perspectives and Challenges. – IOS Press, Amsterdam, Nether., 2008. – 516p.
2. Connolly T., Begg C. Database Systems. A Practical Approach to Design, Implementation, and Management. – p. Williams, 2003. – 1436p.

NON-STATIONARY PARAMETER RECURRENT ESTIMATION BY THE LEAST SQUARES METHOD WITH LEAST DEVIATION NORM FROM ‘ATTRACTION’ POINTS FOR SYSTEMS UNDER NON-CLASSICAL ASSUMPTIONS

Alexander S. Slabospitsky

Taras Shevchenko National University of Kyiv

sl@univ.kiev.ua

The problem of non-stationary parameter estimation for regression model is investigated in situation when for parameter vector α its ‘attraction’ point $\alpha_*(N)$ is known at any moment N ($N=0,1,2,\dots$). The least squares method with variable forgetting factor $\lambda(i)$ is used for this class of objects ($\lambda(i) \in (0,1]$, $i \in \mathbb{N}$). Problem is studied in non-classical case when this estimate may be not unique. Consider the estimation of parameter vector α in model

$$y(k) = x^T(k)\alpha + \xi(k), \quad k = \overline{1, N}, \quad N \in \mathbb{N},$$

where $x(k)$ is known vector, $y(k)$, $\xi(k)$ are scalar observation and error model, respectively. Suppose that parameter vector α is slowly time-varying. The least squares estimate with variable forgetting factor $\lambda(i)$ for vector α may be not unique in our assumptions and set of these estimates is defined as

$$\text{Arg min}_{\alpha} Q(\alpha, N), \quad \text{where} \quad Q(\alpha, N) = \sum_{k=1}^N w(k, N) \xi^2(k),$$

$$w(N, N) = 1, \quad w(k, N) = \prod_{i=k}^{N-1} \lambda(i), \quad \text{якщо} \quad k = \overline{1, N-1}. \quad \text{The estimate}$$

$$\hat{\alpha}(N) = \tilde{X}_N^+ \tilde{Y}_N + (E_p - \tilde{X}_N^+ \tilde{X}_N) \alpha_*(N), \quad N \in \mathbb{N}$$

with least deviation from given ‘attraction’ point $\alpha_*(N)$ at any moment N is proposed as unique estimate on this estimate set,

where $(^+)$ – Moore-Penrose pseudo-inverse operator,

$$\tilde{Y}_N = \text{column} \left(\sqrt{w(1, N)} y(1), \dots, \sqrt{w(N, N)} y(N) \right),$$

$$\tilde{X}_N = \text{column} \left(\sqrt{w(1, N)} x^T(1), \dots, \sqrt{w(N, N)} x^T(N) \right).$$

Recurrent procedures are obtained for estimate $\hat{\alpha}(N)$ and weighted residual sum of squares $q(N) = Q(\hat{\alpha}(N), N)$.

MEDICAL INFORMATION SYSTEM WEBMED

Solodovnik D., Popadyxa Y.

National Technical University of Ukraine «Kyiv Polytechnic Institute»

mitya_pochta@ukr.net, popadyxa@ukr.net

Clear and effective doctor choice, client flow organization to qualified medical staff, representing doctors in the Internet, efficient use of medical equipment by clinics different forms of ownership are among the major problems in the health system of each country. Designed and developed medical information system(MIS) WebMed [1] solve this problems and allow users to operate with their medical documents through Internet; recording patients to doctors; conclusion reporting via accepted medical standards; support financial user relations.

Target WebMed users should be patients, doctors, medical clinics. Developed MIS WebMed, in fact, is an automated information system, performed in the Internet environment.

Among the existing MIS can be singled out U.S. private product «ZocDoc» [2] and developed under the Russian state project "Health" regional portals [3,4].

MIS WebMed differ among similar products by the focus on the patient:

- ✓ user webaccount (personal virtual profile);
- ✓ presence of "service" and the price for it;
- ✓ medical record templates for doctors of various specializations, diagnostic tests and laboratory tests;
- ✓ comparison to the cost of medical services and qualification;
- ✓ public patient hits history, orders rialto and motivational scheme for doctors / clinics.

References

- 1.Official site MIS WebMed, Ukraine [electronic resource]. - Mode of access: <http://webmed.com.ua>
- 2.Official site MIS ZocDoc, USA [electronic resource]. - Mode of access: <http://zocdoc.com>
- 3.Official site of the Saint Petersburg city e-front, Russia [electronic resource]. - Mode of access: <http://samosapis.ru>
- 4.Official site of the Moscow city e-front, Russia [electronic resource]. - Mode of access: <http://mosregistratura.ru>

MODELING OF EXPERT SYSTEM FOR RECOGNITION OF DRUG ADDICTED PERSON

Tretynyk V.V.

Taras Shevchenko National University of Kyiv

viola.tret@gmail.com

Neural networks are a group of computer-based pattern recognition technologies that have been widely applied to problems in clinical diagnosis. This paper focuses on one member of the group of neural networks, the backpropagation network. It is considered the main steps in creating a backpropagation network. There are collecting adequate training facts, choosing the specific network structure, training the network, and cross-validating the trained network.

In this paper we construct the neural network, which allows accurately detect whether the patient drug addicts. As input parameters were selected 12 factors that reflect addict symptoms like dry skin, redness of eyes, brittle hair, age, social status, hyperactivity, etc. The one output neuron reflects the probability that the patient will addict. For activation function was chosen the rational syhmoida.

We were restricted to back-propagation learning in multilayer perceptrons, as this is the neural net model most widely used in medical applications. In the process of modeling it was chosen the optimal neuron network architecture as 12-3-1.

Training of neural network was carried out on sample data of 100 patients of whom 20 addicts and 80 healthy people.

The neural network was trained for 300 iterations, the error test was 0.034%.

References

1. Haykin, S. Neural networks: a comprehensive foundation/ S. Haykin. - Prentice Hall, 1999. – 842p.
2. Круглов В.В., Борисов В.В. Искусственные нейронные сети/ В.В. Круглов, В.В.Борисов. – Москва, Горячая линия – Телеком, 2002.- 377с.

NUMERICAL INVESTIGATION PROBLEMS OF COUPLED MOVEMENT OF SURFACE AND UNDERGROUND FLOWS

Venherskyi P.

Franko National University of Lviv

p_vengersky@lnu.edu.ua

Formulate the first equation of the flow over the surface watershed, taking into account boundary and initial conditions. Then write the equation of motion of underground flow model of fluid[1]. Given a continuous uniform medium water flow will formulate the initial boundary value problem in common of the fluid on the surface watershed.

We select in the continuum (fluid) moving layer $S(t) \in R^3$.

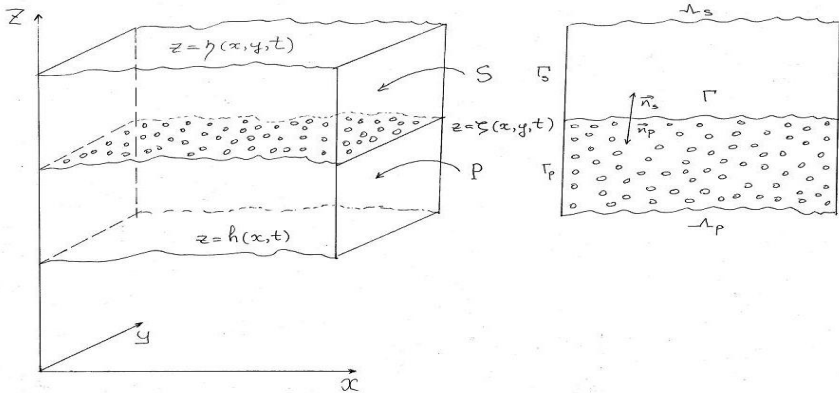


Figure 1. General view of the model flows and cross-section.

In practice, often using the boundary conditions more general form. These boundary conditions are mixed, when parts of the boundary of S define the components of the vector velocity and surface tension:

$$\vec{u}_i = \hat{\vec{u}}_i \text{ on } \Gamma_1,$$

$$\sum_{j=1}^n \sigma_{ij} \nu_j = \hat{p}_i, \text{ on } \Gamma_2, i = 1, 2, 3,$$

where $\Gamma_1 \cup \Gamma_2 = \partial S$, $\Gamma_1 \cap \Gamma_2 = \emptyset$, $\vec{v} = (v_1, v_2, v_3)$ - external unit vector normal to ∂S ; $\vec{p} = (\hat{p}_1, \hat{p}_2, \hat{p}_3)$ - given vector function.

Given continuity environments, we write the terms of the behavior of moisture on the common boundary Γ :

$$\begin{aligned} 1) \sigma_{nn}(u, p_s) &= p_p \\ 2) \bar{\sigma}_{\tau n} &= 0 \\ 3) \bar{u}_n &= -\bar{v}_n \end{aligned} \tag{1}$$

The formulation the initial-boundary interaction of surface and underground flows.

Denote

$$\tilde{\psi} = \psi \rho g, \quad \tilde{\rho} = \frac{m \rho g}{n_v}.$$

Then write the following tasks:

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{Find } \{u, p, \phi\} \in V \times Q \times W, \\ I) \ M(\rho; u', \xi) + N(u; u, \xi) + A(p, \xi) + C(\mu; u, \xi) \\ \quad + Y(p, \xi) = \langle \mathfrak{I}_1, \xi \rangle, \forall \xi \in V \\ II) \ B(\rho; u, \theta) + Y(\theta, u) = \langle \mathfrak{I}_2, \theta \rangle, \forall \theta \in Q \\ III) \ M(\tilde{\rho}; \phi', \psi) + A(\tilde{\psi}, v) + Y(\tilde{\psi}, v) = \langle \mathfrak{I}_3, \psi \rangle, \forall \psi \in W. \end{array} \right.$$

Calculate, given the initial conditions and the boundary condition (1), iteration variables u and p from the ratio I) and II). More from matching conditions and boundary conditions is calculated from the III) iteration variable ϕ .

References

1. Discacciati M., Miglio E., Quarteroni A. Mathematical and numerical models for coupling surface and groundwater flows//Applied Numerical Mathematics. – N.43, 2002. – P. 57-74.

H-MATRIX METHOD FOR MODELS OF TECHNOLOGICAL PROCESSES CONSIDERING INDEX OF THE QUALITY

Vergunova I.M.

vergunova@bigmir.net

Considered the analog of the method with the using of H- matrix [1] for modeling agritechology as functional structure. The multidimensional graph corresponds to a functional network that was constructed. All arcs of the graph are weighted matrices, which contain fuzzy information about the quality and cost of execution for elements of the process. The weights arcs (i, j) for some moments $h_z, \dots, h_{z+y}$ are

$$t^{ij}(h) = \begin{bmatrix} t_{11}^{ij} & \dots & t_{1n}^{ij} \\ \dots & \dots & \dots \\ t_{n1}^{ij} & \dots & t_{nn}^{ij} \end{bmatrix},$$

where t_{kl}^{ij} - are the cost transition from the node i to node j with the index quality at the input k and at the output l . All t_{kl}^{ij} are elements of some fuzzy subsets with the values of the membership function - d_{kl}^{ij} .

For H-matrix of the arc (i, j) as

$$H^{ij}(p, \cdot) = \begin{bmatrix} H_{11}^{ij} & \dots & H_{1n}^{ij} \\ \dots & \dots & \dots \\ H_{n1}^{ij} & \dots & H_{nn}^{ij} \end{bmatrix}, \quad H_{kl}^{ij} = d_{kl}^{ij}(\cdot)L[\mu_{kl}^{ij}(t)],$$

$L[\mu_{kl}^{ij}(t)] = \int_0^{+\infty} e^{-pt} \mu_{kl}^{ij}(t) dt$ then to replace some of the arcs on a smaller

equivalent set we can to obtain follows: for replacement of consecutive arcs $(i, m), (m, j)$ on equivalent arc (i, j) we obtained

$d_{kl}^{ij} = \sum_{p=1}^n d_{kp}^{im} d_{pl}^{mj}$, $H_{kl}^{ij} = \sum_{p=1}^n H_{kp}^{im} H_{pl}^{mj}$; for replacement of parallel arcs

$(i, j)', (i, j)''$ on equivalent arc (i, j) we obtained $d_{kl}^{ij} = d_{kl}^{ij'} + d_{kl}^{ij''}$ (for $d_{kl}^{ij} \leq 1$), $H_{ij}(s, \cdot) = H'_{ij}(s, \cdot) + H''_{ij}(s, \cdot)$.

References

1. Ротштейн А.П. Проектирование бездефектных человеко-машинных технологий / А.П. Ротштейн, П.Д. Кузнецов. – К.: Техника, 1992. – 180 с.

**ADAPTIVE MODELING OF NONLINEAR ECONOMIC
DYNAMICS IN ADOPTION RELEVANT SOLUTIONS**
Vitlinskyi V.V., Koliada U.V., Kravchenko T.V., Trokhanovskyi V.I
Kyiv National Economic University
helloman@ukr.net

The economy is not organically acceptable scientific experiment, which exist, when the arbitrary decisions have taken. Today, the economy as a whole or of its participation in any form (branch, object management, etc.) qualifies as an open system of irreversible, nonlinear and non-equilibrium, the functioning of which are inherent incompleteness and uncertainty information. There is a non-stationary property of the economic system in the sense that the result of its activity affects time. Moreover, the world economy temporal due to fast and slow components of the economic system.

Adequate instruments of economic and mathematical modeling of dynamic trajectories of development should be mathematical models (MM) nonlinear dynamics - is the basis of synergetic economy [1]. The set of their totality promotes flexible structure universal MM – the so-called problem-oriented model which indicated in each case. In this way, abandoning rigid structure of economic-mathematical model achieved a good description of real economic processes and phenomena. After that, the qualitative analysis performed, which build phase and parametric portraits, then computing experiment end, result of this is the scenarios of developments with time and graphical reproduction of the functional relationships between economic factors. The results of computer simulations with the proposals give to the person who makes decisions.

Described above, together with the preventive analysis of the theory and practice of decision-making in the economy is the basis of regulatory discipline "The Adaptive model in intelligent decision-making systems", which reads masters in economic cybernetics in KNEU department of economic-mathematical modeling.

References

1. Занг В.Б. Синергетическая экономика: Время и перемены в нелинейной экономической теории.-М.:Мир, 1999.–380с.
2. Вітлінський В.В., Коляда Ю.В., Махоткіна А.Я. Концепції та інструментарій нелінійної економічної динаміки// Моделювання та інформаційні системи в економіці: зб. наук. праць.– К.: КНЕУ. 2011.– Вип.84.–с.19-35.

THE SOLUTION WITH DIFFERENCE METHOD OF AN OPTIMAL CONTROL PROBLEM FOR NONSTATIONARY QUASIOPTICS EQUATION

G. Yagub¹, N.S. Ibrahimov², N. Yildirim Aksoy¹, O. Deveci¹

¹Kafkas University, Turkey, ²Baku State University, Azerbaijan

gabilya@mail.ru natiq_ibrahimov@mail.ru

nyaksoy55@hotmail.com odeveci36@hotmail.com

Let $l > 0, L > 0, T > 0$ be given numbers, $0 \leq x \leq l, 0 \leq t \leq T, 0 \leq z \leq L$,

$$\Omega_{tz} = (0, l) \times (0, t) \times (0, z),$$

$$\Omega = \Omega_{TL}, \Omega_t = (0, l) \times (0, t), \Omega_z = (0, l) \times (0, z), Q = (0, T) \times (0, L).$$

Let us consider the minimizing problem the functional

$$J(v) = \|\psi_1 - \psi_2\|_{L_2(\Omega)}^2 \quad (1)$$

on the set

$$V = \left\{ v = (v_0, v_1), v_m \in L_2(0, l), 0 \leq v_m(x) \leq b_m, m = 0, 1, \forall x \in (0, l) \right\}$$

under the conditions

$$i \frac{\partial \psi_k}{\partial t} + ia_0 \frac{\partial \psi_k}{\partial z} - a_1 \frac{\partial^2 \psi_k}{\partial x^2} + a(x) \psi_k + v_0(x) \psi_k + iv_1(x) \psi_k = f_k(x, t, z), k = 1, 2, (x, t, z) \in \Omega, \quad (2)$$

$$\psi_k(x, 0, z) = \varphi_{0k}(x, z), k = 1, 2, (x, z) \in \Omega_L, \quad (3)$$

$$\psi_k(x, t, 0) = \varphi_{1k}(x, t), k = 1, 2, (x, t) \in \Omega_T, \quad (4)$$

$$\psi_1(0, t, z) = \psi_1(l, t, z) = 0, (t, z) \in Q, \quad (5)$$

$$\frac{\partial \psi_2(0, t, z)}{\partial x} = \frac{\partial \psi_2(l, t, z)}{\partial x} = 0, (t, z) \in Q, \quad (6)$$

where $i = \sqrt{-1}$; $a_0 > 0, a_1 > 0, b_0 > 0, b_1 > 0$ are given numbers, $a(x)$ is real-valued measurable function satisfying the condition

$$\mu_0 \leq a(x) \leq \mu_1, \forall x \in (0, l), \mu_0, \mu_1 = \text{const} > 0; \quad (7)$$

$\varphi_{0k}(x, z), \varphi_{1k}(x, t), f_k(x, t, z), k = 1, 2$ are given complex-valued functions satisfying the conditions

$$\varphi_{01} \in W_2^{0,2,1}(\Omega_L), \varphi_{02} \in W_2^{2,1}(\Omega_L), \frac{\partial \varphi_{02}(0,z)}{\partial x} = \frac{\partial \varphi_{02}(l,z)}{\partial x} = 0; \quad (8)$$

$$\varphi_{11} \in W_2^{0,2,1}(\Omega_T), \varphi_{12} \in W_2^{2,1}(\Omega_T), \frac{\partial \varphi_{12}(0,t)}{\partial x} = \frac{\partial \varphi_{12}(l,t)}{\partial x} = 0; \quad (9)$$

$$f_k \in W_2^{0,1,1}(\Omega), k=1,2. \quad (10)$$

Let us constitute the difference approximations of the optimal control problem (1)-(6). For this purpose, let us replace the domain $\overline{\Omega} = [0,l] \times [0,T] \times [0,L]$ with the following scheme

$$\left\{ (x_j, t_k, z_p)_n \right\}, x_j = jh_n - \frac{h_n}{2}, j = \overline{1, M_n - 1}, x_0 = x_1 - h_n / 2, x_{M_n} = x_{M_n - 1} + h_n / 2,$$

$$t_k = k\tau_n, k = \overline{0, N_n}, z_p = p\theta_n, p = \overline{0, Z_n}, h_n = \frac{l}{M_n - 1}, \tau_n = \frac{T}{N_n}, \theta_n = \frac{L}{Z_n}, n = 1, 2, \dots$$

and let's make the following assignments

$$M = M_n, N = N_n, Z = Z_n, h = h_n, \tau = \tau_n, \theta = \theta_n, \delta_t \Phi_{jk}^{qp} = \frac{\Phi_{jk}^{qp} - \Phi_{jk-1}^{qp}}{\tau},$$

$$\delta_z \Phi_{jk}^{qp} = \frac{\Phi_{jk}^{qp} - \Phi_{jk}^{qp-1}}{\theta}, \delta_x \Phi_{jk}^{qp} = \frac{\Phi_{jk}^{qp} - \Phi_{j-1k}^{qp}}{h}, \delta_x \Phi_{1k}^{qp} = \frac{2(\Phi_{1k}^{qp} - \Phi_{0k}^{qp})}{h},$$

$$\delta_x \Phi_{jk}^{qp} = \frac{\Phi_{j+1k}^{qp} - \Phi_{jk}^{qp}}{h}, \delta_x \Phi_{M-1k}^{qp} = \frac{2(\Phi_{Mk}^{qp} - \Phi_{M-1k}^{qp})}{h},$$

$$\delta_{x\bar{x}} \Phi_{jk}^{qp} = \frac{\Phi_{j+1k}^{qp} - 2\Phi_{jk}^{qp} + \Phi_{j-1k}^{qp}}{h^2} = \frac{\delta_x \Phi_{jk}^{qp} - \delta_x \Phi_{jk}^{qp}}{h}, q = 1, 2.$$

Let us consider the minimizing problem the function

$$I_n([\nu]) = \theta \tau h \sum_{p=1}^Z \sum_{k=1}^N \sum_{j=1}^{M-1} |\Phi_{jk}^{1p} - \Phi_{jk}^{2p}|^2 \quad (11)$$

for each $n \geq 1$ on the set

$$V_n = \left\{ [\nu] = ([\nu_0]_n, [\nu_1]_n), [\nu_m] = (\nu_{m1}, \nu_{m2}, \dots, \nu_{mM-1}), 0 \leq \nu_{mj} \leq b_m, m = 0, 1, j = \overline{1, M-1} \right\}$$

under the conditions

$$i\delta_t \Phi_{jk}^{qp} + ia_0 \delta_z \Phi_{jk}^{qp} - a_1 \delta_{x\bar{x}} \Phi_{jk}^{qp} + a^j \Phi_{jk}^{qp} + \nu_{0j} \Phi_{jk}^{qp} +$$

$$+i\omega_{1j}\Phi_{jk}^{qp} = f_{jk}^{qp}, j = \overline{1, M-1}, k = \overline{1, N}, p = \overline{1, Z}, q = 1, 2, \quad (12)$$

$$\Phi_{j0}^{qp} = \varphi_{0q}^{jp}, j = \overline{0, M}, p = \overline{1, Z}, q = 1, 2, \quad (13)$$

$$\Phi_{jk}^{qp} = \varphi_{1q}^{jk}, j = \overline{0, M}, k = \overline{1, N}, q = 1, 2, \quad (14)$$

$$\Phi_{0k}^{1p} = \Phi_{Mk}^{1p} = 0, k = \overline{1, N}, p = \overline{1, Z}, \quad (15)$$

$$\delta_{\bar{x}}\Phi_{1k}^{2p} = \delta_{\bar{x}}\Phi_{Mk}^{2p} = 0, k = \overline{1, N}, p = \overline{1, Z}, \quad (16)$$

where the scheme functions $a^j, \varphi_{0q}^{jp}, \varphi_{1q}^{jk}, f_{jk}^{qp}$ are defined by

$$a^j = \frac{1}{h} \int_{x_j-h/2}^{x_j+h/2} a(x) dx, j = \overline{1, M-1}; \quad (17)$$

$$\varphi_{0q}^{jp} = \frac{1}{h\theta} \int_{z_{p-1}}^{z_p} \int_{x_j-h/2}^{x_j+h/2} \varphi_{0q}(x, z) dx dz, q = 1, 2, j = \overline{1, M-1}, p = \overline{1, Z},$$

$$\varphi_{01}^{0p} = \varphi_{01}^{Mp} = 0, \delta_{\bar{x}}\varphi_{02}^{1p} = \delta_{\bar{x}}\varphi_{02}^{Mp}, p = \overline{1, Z}; \quad (18)$$

$$\varphi_{1q}^{jp} = \frac{1}{h\theta} \int_{z_{p-1}}^{z_p} \int_{x_j-h/2}^{x_j+h/2} \varphi_{1q}(x, z) dx dz, q = 1, 2, j = \overline{1, M-1}, p = \overline{1, Z},$$

$$\varphi_{11}^{0p} = \varphi_{11}^{Mp} = 0, \delta_{\bar{x}}\varphi_{12}^{1p} = \delta_{\bar{x}}\varphi_{12}^{Mp}, p = \overline{1, Z}; \quad (19)$$

$$f_{jk}^{qp} = \frac{1}{\theta\tau h} \int_{z_{p-1}}^{z_p} \int_{t_{k-1}}^{t_k} \int_{x_j-h/2}^{x_j+h/2} f_q(x, t, z) dx dt dz, j = \overline{1, M-1}, k = \overline{1, N}, p = \overline{1, Z}, q = 1, 2. \quad (20)$$

In this paper, firstly, the stability and error estimations for the solution difference scheme (12)- (16) are obtained for each $[\nu_n] \in V_n$. Later, an estimation for convergence of difference approximations according to the functional is obtained.

It should be noted that similar problems are previously studied in the different formulation of problems, which are optimal control problems for nonstationary quasi-optics equations, in [1, 2].

References

1. Ibrahimov, N. S., On the Convergence of the difference method for solving the identification problem for nonstationary quasioptics equation.

Proceedings of the Azerbaijan Tech. University, Ser. Natural Sciences, 2010, № 4, pp. 54-60 (in Russian).

2. Ibrahimov, N. S., The difference method for solution of an identification problem for linear nonstationary quasioptics equation. Journal of Computational and Applied Mathematics of T. Shevchenko Kiev University, 2010, № 2 (101), pp. 44-59 (in Russian).

EFFECT OF UNCERTAINTY IN EUROPEAN PRICE OPTION

Yeleyko Y.I., Kotsiuba I.B.

Ivan Franko National University of Lviv

kotsiuba@hotmail.com

Suppose that at time t , states of the environment are described by events $A_1, \dots, A_n$ with probability $p_1 = P(A_1), p_2 = P(A_2), \dots, p_n = P(A_n)$ respectively. Consider that states of environment are mutually exclusive events. Risk-free interest rate $r_{A_i}(t)$, measure of average rate of growth of asset price $\mu_{A_i}(t)$ (also known as drift) and volatility $\sigma_{A_i}(t)$, $t \in [0, T]$ are given for each of these states. Furthermore, suppose that initial stock price is the same for all states of the environment $S(0) = S_{A_i}(0)$, and strike price K and option maturity time T are constants.

It is known that the fair price of the European call option $C_{A_i}(S_{A_i}, T)$ satisfies following boundary value problem [1]:

$$\frac{\partial C_{A_i}(S_{A_i}, t)}{\partial t} + \frac{1}{2} \sigma_{A_i}^2(t) S_{A_i}^2 \frac{\partial^2 C_{A_i}(S_{A_i}, t)}{\partial S_{A_i}^2} +$$

$$+ r_{A_i}(t) S_{A_i} \frac{\partial C_{A_i}(S_{A_i}, t)}{\partial S_{A_i}} - r_{A_i}(t) C_{A_i}(S_{A_i}, t) = 0, \quad (1)$$

$$C_{A_i}(S_{A_i}, T) = \max(S_{A_i} - K, 0),$$

$$(t, S_{A_i}) \in [0, T] \times R^+. \quad (2)$$

The solution of equation (1) with boundary condition (2) is following:

$$C_{A_i}(S_{A_i}, t) = S_{A_i} \Phi(d_1^{A_i}) - K \exp \left\{ - \int_t^T r_{A_i}(s) ds \right\} \Phi(d_2^{A_i}), \quad i = 1, \dots, n, \quad (3)$$

where

$$d_1^{A_i} = \frac{\ln \frac{S_{A_i}}{K} + \int_t^T (r_{A_i}(s) + \frac{1}{2} \sigma_{A_i}^2(s)) ds}{\sqrt{\int_t^T \sigma_{A_i}^2(s) ds}},$$

$$d_2^{A_i} = \frac{\ln \frac{S_{A_i}}{K} + \int_t^T (r_{A_i}(s) - \frac{1}{2} \sigma_{A_i}^2(s)) ds}{\sqrt{\int_t^T \sigma_{A_i}^2(s) ds}},$$

$$\Phi(d_j^{A_i}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{d_j^{A_i}} \exp\{-\frac{1}{2} s^2\} ds, \quad j=1,2.$$

Obviously, that at time t it is quite easy to calculate the share price $S_{A_i}(t)$ for any state A_i , since the values of μ_{A_i} , σ_{A_i} , r_{A_i} are known. According to [2], the price of share $S_{A_i}(t)$ could be find as:

$$S_{A_i}(t) = S(0) \exp \left\{ \int_0^t \left(\mu_{A_i}(s) - \frac{1}{2} \sigma_{A_i}^2(s) \right) ds + \int_0^t \sigma_{A_i}(s) dW(s) \right\}, \quad (4)$$

where $W(t)$ - standard Wiener process, $i=1, \dots, n$.

On the other hand, after averaging of $r(t)$, $\mu(t)$, $\sigma(t)$ over all states of environment that is, if $r(t) = \sum_{i=1}^n r_{A_i} p_i$, $\mu(t) = \sum_{i=1}^n \mu_{A_i} p_i$,

$\sigma(t) = \sum_{i=1}^n \sigma_{A_i} p_i$ we can find price of share $S(t)$ accordance with the

formula (4) which allows to calculate the price of European call option $C(S, t)$.

The goal of this paper is to find conditions under which the fair price of the European call option would satisfy equality:

$$C(S, t) = p_1 C_{A_1}(S_{A_1}, t) + p_2 C_{A_2}(S_{A_2}, t) + \dots + p_n C_{A_n}(S_{A_n}, t). \quad (5)$$

In the other words, under which conditions the fair price of the option before and after averaging will coincide. Equality (5) could be written as:

$$\begin{aligned}
& S\Phi(d_1) - K \exp\left\{-\int_t^T r(s)ds\right\} \Phi(d_2) = \\
& = \sum_{i=1}^n p_i \left(S_{A_i} \Phi(d_1^{A_i}) - K \exp\left\{-\int_t^T r_{A_i}(s)ds\right\} \Phi(d_2^{A_i}) \right). \quad (6)
\end{aligned}$$

Obviously, condition (6) is true, if:

$$S\Phi(d_1) = \sum_{i=1}^n p_i S_{A_i} \Phi(d_1^{A_i}); \quad (7)$$

$$\exp\left\{-\int_t^T r(s)ds\right\} \Phi(d_2) = \sum_{i=1}^n p_i \exp\left\{-\int_t^T r_{A_i}(s)ds\right\} \Phi(d_2^{A_i}). \quad (8)$$

Taking into account that $S = S(0) \exp\left\{\sum_{i=1}^n p_i X_i\right\}$,

where $X_i = \int_0^t \left(\mu_{A_i}(s) - \frac{1}{2} \sigma_{A_i}^2(s) \right) ds + \int_0^t \sigma_{A_i}(s) dW(s)$ it turns out that (7)

can be written as:

$$\exp\left\{\sum_{i=1}^n p_i X_i\right\} \int_{-\infty}^{d_1} \exp\left(-\frac{s^2}{2}\right) ds = \sum_{i=1}^n \left(p_i \exp\{X_i\} \int_{-\infty}^{d_1^{A_i}} \exp\left(-\frac{s^2}{2}\right) ds \right) \quad (9)$$

By algebraic manipulations of (8) we obtain the following equality:

$$\begin{aligned}
& \exp\left\{-\sum_{i=1}^n \left(p_i \int_t^T r_{A_i}(s)ds \right)\right\} \int_{-\infty}^{d_2} \exp\left(-\frac{s^2}{2}\right) ds = \\
& = \sum_{i=1}^n \left(p_i \exp\left\{-\int_t^T r_{A_i}(s)ds\right\} \int_{-\infty}^{d_2^{A_i}} \exp\left(-\frac{s^2}{2}\right) ds \right) \quad (10)
\end{aligned}$$

Thus, the fair price of the European call option before and after averaging will coincide if and only if conditions (9) and (10) are performed.

References

1. Соловейко О.М. Деякі фінансові обчислення, пов'язані з цінами акцій на ринку / О.М. Соловейко // Праці конференції "Функціональні методи в теорії наближень, теорії операторів, стохастичному аналізі і статистиці II", присвяченій пам'яті А.Я. Дороговцева (1935-2004). Київ (Україна). – 2004. – С. 115.
2. Black F. The Pricing of options and corporate liabilities / F. Black, M. Scholes // Journal of Political Economy. – 1973. – Vol. 81 – P. 637-659.

THE PROBLEM OF DYNAMIC SYSTEM INVESTIGATION IN TERMS OF FUNCTIONAL RELATION RECONSTRUCTION

A.Zavorotnyy, V.Kasyanyuk

Taras Shevchenko National University of Kyiv

veda.sia@mail.ru

Contemporary level of computational equipment allows significantly expand capabilities of experimental investigations. Namely problems that appear while investigation of dynamic systems could be deemed as functional relation reconstruction problems in terms of “equipment + computation = new equipment” approach.

While investigation of dynamic system the most important problems are the observation problem and the controlled system’s parameters recovery problem. The first mentioned problem can be encountered while change from testing to production environment. It’s quite common to reduce cost of the system in production due to decreased number of sensors that provided some object’s state characteristics vector in testing environment. Absence of these sensors should be redressed. Usually it’s done with mathematical processing that provide missed object’s state characteristics vector calculated from available data.

The second problem can be encountered due to inability of a developer to point specific values for given parameters of controlled system. Rather probable segments of values could be provided than specific values. Therefore there is a problem of parameters values computation based on data obtained while test cases performing.

The main idea of the developed method is to reduce the above problem to the problem of functional relation reconstruction (see details in [1]). This approach allows to find estimations of unknown object’s state characteristics or unknown parameters nevertheless input data is perturbed. This is striking advantage of the method setting it against traditional approach to such problems.

The problem of functional relation reconstruction is put as a problem of simultaneous multi-criterion optimization of error dispersion and operator’s deviation (Pareto optimization). As a result a continuum set of pareto-optimum estimates was derived.

References

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

OPTIMAL RETRIEVAL OF IMAGE DATA AND MOTION ESTIMATION FROM SPARSE SNAPSHOTS: MINIMAX ESTIMATION

**Sergiy Zhuk¹, Isabelle Herlin², Olexander Nakonechnyi³,
Jason Frank⁴**

¹IBM Research (Ireland)

²Institut National de Recherche en Informatique et
en Automatique (France)

³Taras Shevchenko National University of Kyiv (Ukraine)

⁴Centrum Wiskunde&Informatica (Netherlands)

sergiy.zhuk@ie.ibm.com

Isabelle.Herlin@inria.fr

a.nakonechniy@gmail.com

Jason.Frank@cwi.nl

This paper describes the retrieval of a continuous image brightness function from sparse snapshots by a minimax method. It requires an initial approximate knowledge of the underlying dynamics, that creates the evolution of images over the temporal sequence. The output of the described method is an image sequence with high temporal resolution. Availability of this information further allows users to infer high level information, such as objects tracking or physical parameters retrieval. The method relies on the minimax estimation framework. A worst-case error is first constructed that selects the worst possible realization and leads to the maximal possible estimation error. The minimax estimate is then chosen to have the minimal worst-case estimation error. The paper describes the theoretical basis of the approach and summarizes its numerical implementation. The method is then applied on synthetic data in order to demonstrate and quantify its ability for estimating an image sequence from sparse snapshots.

Exploiting satellite images in order to derive high level information, such as objects tracking and values of physical parameters is of major interest for the whole scientific community of researchers

dealing with environmental applications, as for instance meteorology or oceanography. Many authors investigated the issue of fluid flow motion estimation and the one of clouds tracking. However, the temporal resolution of image sequences is often large, if compared to the dynamic processes occurring in the observed systems. Satellite acquisitions are only snapshots of the underlying brightness function. Moreover, image data are contaminated due to various errors occurring during the acquisition and transmission processes. Directly applying image processing algorithms in order to track structures, for instance, is then corrupted by noise and low temporal resolution, and uncertainty on results should be assessed. This paper introduces a new approach to retrieve a continuous and optimal image sequence from the acquired observations, in order to allow users being able to directly apply state-of-the-art algorithms and derive optimal information.

The paper proposes to estimate the continuous optimal brightness function with a minimax method. Given an initial, and approximate, knowledge of motion, as obtained with a 4D-Var data assimilation method the method exploits the optical flow constraint, that expresses how brightness is advected in time by the space-time velocity field. This minimax technique optimally fits a brightness function to the observed image snapshots. As this is a linear-quadratic problem, the analytical form of the minimax method is available in order to obtain the estimate of the brightness function. First, a worst-case error is constructed that selects the worst possible realization and leads to the maximal possible estimation error. Second, the minimax estimate is chosen to have the minimal worst-case estimation error. This provides the continuous image sequence, which is in fact a discrete sequence with high temporal resolution, whose time period is chosen by user. Third, 4D-Var data assimilation could be applied again in order to obtain an improved motion field. It would then be possible to further iterate the process until convergence in order to simultaneously obtain optimal brightness function and velocity field.

ПРО ОДИН СПОСІБ ВИКОРИСТАННЯ ГРАДІЄНТНИХ ПРОЦЕДУР ДЛЯ НАВЧАННЯ НЕЙРОННИХ МЕРЕЖ

Аджубей Л.Т.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

adzhubey@stab.univ.kiev.ua

У роботі розглянуто підхід для вирішення задач прогнозування у фінансовій сфері за допомогою штучних нейронних мереж. Проаналізовано основні етапи обробки вхідних даних та схеми функціонування нейронної мережі. Визначено проблеми, що пов'язані з формалізацією вхідної інформації. Методику апробовано при дослідженні динаміки економічних показників.

Традиційна задача прогнозування даних, отриманих в результаті спостережень, формулюється наступним чином [1]. Відомий деякий набір вхідних даних, що визначають показники характеристик динамічних процесів, які вважаються зразковими. Нейрона мережа з довільного неідеального сигналу, поданого на її вхід, повинна виділити відповідний зразок (за його наявності) або дати висновок про його відсутність.

Для коректної роботи штучної нейромережі необхідно провести її навчання. У контексті нейронних мереж процес навчання розглядається як налаштування архітектури мережі та величин зв'язків для ефективного виконання задачі. Як правило, у нейронній мережі визначення ваг проводиться на основі навчальних прикладів (зразків). За їх відсутності можна провести навчання з допомогою градієнтних процедур. Відомі різні підходи, що дозволяють реалізувати ці процеси у випадку достатньо гладких активаційних функцій мережі.

У даній роботі пропонується алгоритм навчання нейронної мережі на базі псевдоградієнтних процедур пошуку з корекцією напрямку руху за спеціальною методикою. Запропонований метод відноситься до методів навчання мережі з вчителем. Розроблено та обґрунтовано обчислювану схему для реалізації алгоритму, проведено апробацію його роботи для обраної проблемної області. Роботу алгоритму проілюстровано конкретними чисельними прикладами.

Література

1. Круглов В.В. Нейронные сети. Теория и практика/ В.В. Круглов, В.В.Борисов. – М: Горячая линия-Телеком, 2002. – 382 с.

МІРА БЛИЗЬКОСТІ ДЛЯ БАГАТОВИМІРНИХ ВИБІРОК

Алексєєнко В. В.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

vvalexeyenko@gmail.com

Нехай $x_{i,1}, x_{i,2}, \dots, x_{i,n} \ i = \overline{1, k}$, $y_{i,1}, y_{i,2}, \dots, y_{i,m} \ i = \overline{1, k}$ - вибірки, отримані простим випадковим вибором із генеральних сукупностей G_i та H_i , породжених неперервними випадковими величинами.

Розбиваємо область $\mathbb{R}^k$ за варіаційними рядами $x_{(i,1)} < x_{(i,2)} < \dots < x_{(i,n)}$ на сітку:

$$\begin{aligned} I_0^r &= (-\infty; x_{(r,1)}), I_n^r = (x_{(r,n)}, \infty), \\ I_j^r &= (x_{(r,j)}, x_{(r,j+1)}), j = \overline{1, n-1}, U_{a_1, a_2, \dots, a_k} = I_{a_1}^1 \times I_{a_2}^2 \times \dots \times I_{a_k}^k. \end{aligned} \quad (1)$$

Для кожної комірки рахуємо абсолютне відхилення імовірності потрапляння за гіпотезою Хіл्ला та частоти потрапляння елементів другої вибірки.

$$\eta = \sum |p - f_{a_1, a_2, \dots, a_k}|. \quad (2)$$

Функцію визначають числові характеристики розподілу по сітці другої групи вибірок - (h, w) .

Нехай $S(n, k, l)$ - кількість способів розмістити k кульок по n урнам, в кожній не більше ніж l .

Імовірність розподілу другої групи вибірок із заданими характеристиками можна обчислити за формулою:

$$p(h, w) = \frac{C_{(n+1)^k}^h C_{h+w-1}^w S((n+1)^k - h, m - \bar{b} \cdot h - w, \bar{b} - 1)}{C_{m+(n+1)^k - 1}^m} \quad (3)$$

Міра близькості між багатовимірними вибірками $\bar{x}$ та $\bar{y}$:

$$r(h_0, w_0) = \sum_{h, w: p(h, w) \geq p(h_0, w_0)} p(h, w). \quad (4)$$

Література

1 Алексєєнко В. В. Багатовимірна статистика включення, «Журнал обчислювальної та прикладної математики», 2012-4(110), С.47-50.

СИСТЕМА ПІДТРИМКИ РІШЕНЬ В СИСТЕМНИХ МЕДИЧНИХ ДОСЛІДЖЕННЯХ

І.С.Андрущак

Луцький національний технічний університет

westa@land.ru

На основі методів системного аналізу в роботі розроблено та програмно реалізовано систему підтримки рішень в системних медичних дослідженнях. При цьому розроблено програмні засоби для моделей розвитку захворювань на основі логістичної динаміки, а також динаміки Гомперца і Ріхарда з можливістю опису імпульсних впливів в ході лікування; програмні засоби для моделей епідеміології та профілактичної медицини для математичного опису захворювань, які переносяться; програмні засоби для фармакокінетичних досліджень, як на основі компартментних моделей, так і перфузійних; програмні засоби задач медичного страхування з обчисленням основних параметрів страхового полісу; програмні засоби задач фінансування лікувально-профілактичного закладу з врахуванням захворюваності та вартості лікування; реалізовано базу знань та механізми виводу системи підтримки прийняття рішень в системних медичних дослідженнях.

Наведено нові теоретичні дані щодо шляхів вирішення проблеми створення математичних методів системного аналізу процесів прийняття рішень в діяльності лікувально-профілактичних закладів, а також їх реалізації у вигляді програмного середовища підтримки системних медичних досліджень.

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

Розроблено узагальнену модель пухлинного процесу в класі рівнянь динаміки Ріхарда.

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

Побудовано керування для динаміки Гомперца і Ріхарда в класі узагальнених функцій та отримано конструктивні умови керованості для ряду конкретних множин допустимих керувань.

Результати можуть бути використані при розробці підходів до реформування галузі охорони здоров'я та при проведенні наукових медичних досліджень

Література

1. Макаров С.С., Жидкова Т.З., Косенко Е.Ю., М.В.Зиборов, Финаев В.И. Моделирование и информационное обеспечение медицинских учреждений. – М.: МГУП, 2005. – 210 с.
2. Орлов А.И. Основы теории принятия решений. - М.: 2002. - 51 с.
3. Power D.J. A Brief History of Decision Support Systems. DSSResources.COM, World Wide Web, <http://DSSResources.COM/history/dsshhistory.html> May 31, 2003.

КЛАСТЕРИЗАЦІЯ СКЛАДЕНИХ НЕЧІТКИХ ДАНИХ ЗАДАНОГО СКАЛЯРНОГО АБО ВЕКТОРНОГО РІВНЯ

Апанасенко Д.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
diminio7@gmail.com

У роботі розглянуто та розв'язано задачі групування станів нечіткої системи, що описуються сукупністю складених нечітких множин. Проаналізовано можливість використання відомих методів кластеризації сукупності нечітких даних спеціального вигляду.

Традиційна задача групування даних у відносно однорідні групи, що виникає в самих різних прикладних сферах і включає в себе проблему виділення кластерів та задачу знаходження еталонних вузлів. Для проведення процесу кластеризації існує багато підходів, однак, їх використання у випадку обробки інформації нечіткого характеру суттєво ускладнюється або взагалі стає неможливим через специфічне представлення нечіткості.

У даній роботі розглядається методика кластеризації неточно заданої інформації, для формалізації якої використовуються сукупності складених нечітких множин $\{ \tilde{A}^{m(j)}, j = \overline{1, p} \}$ [1].

Для проведення процесу задається скалярна величина $\gamma \in (0, 1]$ або вектор $\gamma = (\gamma_1, \dots, \gamma_m)$, $\gamma_i \in (0, 1]$, $i = \overline{1, m}$, що визначають рівні нечіткості вхідних даних. Якщо складені нечіткі множини $\tilde{A}^{m(j)}$, $j = \overline{1, p}$, мають непорожні множини рівня $L^m(\gamma)$, то їх можна розглядати як звичайні вектори

$S(\tilde{A}^{m(j)}) = \{x^{1(j)}, x^{2(j)}, \dots, x^{m(j)}\}$, $j = \overline{1, p}$, між якими може бути обчислена евклідова відстань $d = \|L_{\tilde{U}}^m(\gamma) - L_{\tilde{V}}^m(\gamma)\|$.

Запропоновано методику визначення множин скалярного або векторного рівня. Розроблено обчислювальні схеми реалізації алгоритмів кластеризації даних у вигляді отриманих множин. Роботу алгоритмів проілюстровано конкретними чисельними прикладами.

Література

1. Івохін Є.В. Один метод кластеризації складених нечітких множин / Є.В.Івохін, К.О.Косинський // Журнал обчислювальної та прикл. математики. –2007.– № 2.– С. 54– 58.

ГІЛЛЯСТИЙ ПРОЦЕС З МІГРАЦІЄЮ І НЕПЕРЕРВНИМ ЧАСОМ

Базилевич І.Б., Кушнір М.І.

Львівський національний університет імені Івана Франка

i_bazylevych@yahoo.com, miroslava.nice@mail.ru

Розглянемо однорідний гіллястий процес з неперервним часом з імміграцією та еміграцією. У початковий момент часу є 0 частинок. У довільний момент часу $t \in (0, \infty)$ або з ймовірністю $P_k(t)$ в популяцію іммігрує k частинок, або з ймовірністю $Q_r(t)$ з популяції емігрує r частинок ($r = 1, \dots, m$) (при умові, що в момент часу t є n частинок),

$$\sum_{k=0}^{\infty} P_k(t) + \sum_{r=0}^m Q_r(t) = 1$$

Частинки розмножуються незалежно одна від одної і незалежно від свого походження. Процес еміграції та імміграції частинок позначимо через $\zeta(t)$, тобто

$$P\{\zeta(t) = k\} = P_k(t), k \geq 0, P\{\zeta(t) = -r\} = Q_r(t), r = 1, \dots, m$$

Виберемо мале $\Delta t (\Delta t \rightarrow 0)$. Припускаємо, що $P_0(\Delta t) = 1 + p_0 \Delta t + o(\Delta t)$, $P_k(\Delta t) = p_k \Delta t + o(\Delta t)$, $k \geq 1$,

$$Q_r(\Delta t) = q_r \Delta t + o(\Delta t), 1 \leq r \leq m,$$

$$\sum_{k=0}^{\infty} p_k + \sum_{r=0}^m q_r = 0, \quad p_0 < 0, \quad p_i, q_j \geq 0.$$

Нехай у момент часу t маємо випадкову кількість $\mu(t)$ частинок, які розмножуються незалежно одна від одної та за одним і тим же законом. Позначимо через $\xi(\Delta t)$, $(i=1, \dots, \mu(t))$ кількість нащадків i -ї частинки через час Δt , тобто в момент часу $t + \Delta t$, і будемо вважати, що

$$P\{\xi(t + \Delta t) = n | \xi(t) = 1\} = P\{\xi(\Delta t) = n | \xi(0) = 1\} =$$

$$H_n(\Delta t) = \begin{cases} h_n \Delta t + o(\Delta t), & n = 0, 2, 3, \dots \\ 1 + h_n \Delta t + o(\Delta t), & n = 1, \end{cases}$$

$$\sum_{n=0}^{\infty} h_n = 0, \quad h_1 \leq 0, h_j \geq 0, (j = 0, 2, \dots), \quad \sum_{n=0}^{\infty} H_n(\Delta t) = 1.$$

Крім цього, у систему ще іммігрує або емігрує випадкова кількість $\zeta(t)$ частинок, тому в момент часу $t + \Delta t$ кількість частинок дорівнює

$$\max \left\{ \sum_{i=1}^{\mu(t)} \xi_i(\Delta t) + \zeta(\Delta t), 0 \right\}.$$

Надалі будемо вважати, що

$$f(1-) = 0, \quad \forall t > 0, F(t, 0) > 0, \quad Q_m > 0,$$

$$b = \frac{f'(1-)}{2} < \infty, \quad b = \frac{f^m(1-)}{2} > 0,$$

$$\forall t > 0, \quad \sum_{k=0}^{\infty} k P_k(t) - \sum_{k=1}^m k Q_k(t) = 0,$$

$$\forall t > 0, \quad \sum_{k=0}^{\infty} k^2 P_k(t) < \infty,$$

Нехай R множина станів марковського ланцюга $\{\mu(t), t \in (0, \infty)\}$, $P_{rj}(t)$ – ймовірність переходу зі стану r в стан j за час t , $r, j \in (0, \infty)$ ($P_{rr}(0) = 1, r \in R$), ${}_0P_{0r}(t)$ – диференційовані по t і $P'_{0r}(t) = p_{0r}(t)$, ${}_0P'_{0r}(t) = {}_0P_{0r}(t)$.

Введемо функцію

$$G(t) = \int_t^{\infty} p_{00}(u) du.$$

Теорема При $t \rightarrow \infty$

$$G(t) \sim \frac{1}{A_0 t'}$$

де A_0 - додатня стала.

Література

1. Севастьянов Б.А., Ветвящиеся процессы. М.: Наука 1971.
2. Nagaev S.V., Han L.V., Limit theorems for a critical Galton-Watson branching process with migration. Theory Probab. Appl. 1980, XXV, 3, pp. 523-534.

ПРО ОДИН ТРИКРОКОВИЙ МЕТОД МІНІМІЗАЦІЇ З ПАМ'ЯТТЮ

Бартіш В.Я., Николайчук Л.В.

Львівський національний університет імені Івана Франка
ktop@franko.lviv.ua

Розглянемо задачу безумовної мінімізації

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

Для розв'язування задачі (1) можна використати трикроковий метод, побудований на основі методів Ньютона і градієнтного. В даному повідомленні пропонується метод вигляду

$$u_k = x_k - \alpha_k H_k f'(x_k), \quad (2)$$

$$v_k = x_k - \beta_k H_{k-1} f'(x_k),$$

$$x_{k+1} = \arg \min_{\gamma} f(u_k + \gamma(v_k - u_k)), \quad k = 0, 1, \dots$$

Параметри α_k , β_k вибираються з умови монотонності спадання $f(x)$ (можна використати і інші методи).

$$H_k = f''(x_k)^{-1}, \quad k = 0, 1, 2, \dots,$$

$$H_{-1} = I \text{ -одинична матриця.} \quad (3)$$

Перевага методу (2) полягає в тому, що при виборі "доброго" початкового наближення ($\alpha_k = \beta_k = 1$, $k = 0, 1, 2, \dots$) суттєво зменшується кількість обчислень при визначенні v_k .

Поряд із (3) можна розглядати і інші варіанти методу (2), а саме:

$$H_k = [f'(x_k, x_k - \delta_k f'(x_k))]^{-1}, \quad k = 0, 1, 2, \dots, \quad (4)$$

$$\text{або } H_k = [f'(x_k, x_{k-1})]^{-1}, \quad (5)$$

$$\text{або } H_k = [f'(x_{k-1}, 2x_k - x_{k-1})]^{-1}, \quad (6)$$

де $f'(x, y)$ - поділена різниця вектор-функції $f'(x)$. У формулах (5), (6) x_{k-1} визначається аналогічно як у методі хорд або у методі, запропонованому Курчатовим.

Теоретично показано, що збіжність послідовності $\{x_k\}$, визначеної за (2) при виконанні відповідних умов має квадратний порядок, аналогічно як у методі Ньютона, хоча знаменник збіжності менший. Дані результати підтверджені на практиці при розв'язуванні тестових задач.

ПРО ДЕЯКІ ТРИКРОКОВІ МЕТОДИ МІНІМІЗАЦІЇ ФУНКЦІЙ

Бартіш В.Я., Огородник Н.П.

Львівський національний університет імені Івана Франка
ogorodnyk.nataly@gmail.com

Розглянемо задачу оптимізації

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

де $f: R^n \rightarrow R$.

Для розв'язування задачі (1), у [1] розглянуто метод наступного вигляду

$$x_{k+1} = x_k - [f''(\theta_k)]^{-1} f'(x_k), \quad (2)$$

$$\theta_{k+1} = x_{k+1} - \frac{1}{2} [f''(\theta_k)]^{-1} f'(x_{k+1}), \quad (3)$$

де $k = 0, 1, \dots$, $\theta_0 = x_0$ - початкове наближення.

При виконанні певних умов, доведено, що швидкість збіжності методу (2) – (3) $\in 1 + \sqrt{2}$.

Нами запропоновано трикрокову модифікацію алгоритму (2) – (3), а саме

$$u_k = x_k - [f''(v_k)]^{-1} f'(x_k), \quad (4)$$

$$v_k = u_k - \frac{1}{2} [f''(v_k)]^{-1} f'(u_k), \quad (5)$$

$$x_{k+1} = \arg \min_{\gamma} f(u_k + \gamma(v_k - u_k)), \quad (6)$$

де $k = 0, 1, \dots$, $u_0 = x_0 = v_0$ – початкове наближення.

Для методу (4) – (6), при виконанні певних умов доведено швидкість збіжності $1 + \sqrt{2}$ із знаменником збіжності меншим, ніж знаменник збіжності методу (2) – (3).

У випадку "поганих" початкових наближень, у методі (4) – (6), а саме у (4), (5) вводять кроковий множник $\alpha_k > 0$.

Як показали практичні дослідження, метод (4) – (6) ефективніший в сенсі кількості обчислень, ніж метод (2) – (3).

Література

1. Бартиш М. Я. О некоторых итерационных методах решения функциональных уравнений / М. Я. Бартиш // Сиб. мат. Журн. – 1969. – Т. 10, № 3. – С. 488–493.

ПРО ДЕЯКІ ДВОКРОКОВІ МЕТОДИ РОЗВ'ЯЗУВАННЯ НЕЛІНІЙНИХ ФУНКЦІОНАЛЬНИХ РІВНЯНЬ

Бартиш М.Я., Ковальчук О.В.

Львівський національний університет імені Івана Франка

olyak2005@gmail.com

Розглянемо задачу

$$P(x) = x - \phi(x) = 0, \quad (1)$$

де $P(x)$ нелінійний оператор, що переводить простір X типу Банаха у простір Y , типу Банаха. Для розв'язування рівняння (1) можна розглянути метод

$$x_{k+1} = x_k - P' \left(\frac{x_k + \phi_k}{2} \right)^{-1} P(x_k), \quad k = 0, 1, \dots \quad (2)$$

Для послідовності $\{x_n\}$ отриманій за (2) має місце.

Теорема. Нехай x^* розв'язок задачі (1), виконуються умови

$$1) \quad \forall x \in X, X = \{x \in R^n, \|x - x_0\| \leq 2B \|P(x_0)\|\}, \quad \|\phi'(x)\| \leq q < 1,$$

$$2) \quad \forall x \in X \quad \|P'(x)^{-1}\| \leq B,$$

$$3) \quad \forall x, y \in X \quad \|\phi'(x) - \phi'(y)\| \leq L \|x - y\|, \quad 0 < L < \infty,$$

4) початкове наближення вибирається так, щоб виконувалась умова

$$\mu = \frac{BL}{2}(1+q)\|x_0 - x^*\| < 1,$$

тоді послідовність $\{x_k\}$, визначена за (2) збігається до розв'язку задачі (1) та має місце умова

$$\|x_k - x^*\| \leq \mu^{2^k-1} \|x_0 - x^*\|.$$

Аналогічний результат має місце для класичного методу Ньютона, лише $\mu_1 = BL(1+q)\|x_0 - x^*\| < 1$, тобто $\mu < \mu_1$.

Поряд з цим, нами розглянуто дві модифікації методу (2), а саме

$$\begin{aligned} u_k &= x_k - [P'(x_k)]^{-1} P(x_k) \\ x_{k+1} &= \arg \min_{\gamma} f(u_k + \gamma(\phi(x_k) - u_k)), \quad k = 0, 1, \dots \end{aligned} \quad (3)$$

та

$$\begin{aligned} u_k &= x_k - \left[P' \left(\frac{x_k + \phi(x_k)}{2} \right) \right]^{-1} P(x_k), \quad k = 0, 1, \dots, \\ x_{k+1} &= \arg \min_{\gamma} f(u_k + \gamma(\phi(x_k) - u_k)) \end{aligned} \quad (4)$$

де $f(x) = (P(x), P(x))$.

Проведені розрахунки показали ефективність, в сенсі кількості обчислень, методів (3) та (4) в порівнянні з методом (2).

ПОБУДОВА ОПТИМАЛЬНОГО КЕРУВАННЯ МЕХАНІЧНИМ РУХОМ СКЛАДНОЇ СИСТЕМИ

Бейко І.В., Підвальна Я.І.

Національний технічний університет України

«Київський політехнічний інститут»

ivan.beyko@gmail.com

Розв'язуються задачі оптимального керування складними системами в умовах неповних даних. Розглядається керована система, яка описує механічних рух поїзда із заданою кількістю вагонів під дією на перший вагон сили тяги (керування). Поїзд рухається по заданій криволінійній траскторії під дією різних додаткових сил збурення, які належать заданим допустимим множинам. За допомогою методів побудови допустимих термінальних множин будуються оптимальні керування для різних практичних критеріїв оптимальності руху поїзда і визначаються

оптимальні значення параметрів стратегій керування в умовах неповних даних. Зокрема, побудовані оптимальні керування за критеріями мінімальних енергетичних затрат, а також досліджуються оптимальні керування за іншими практично важливими критеріями оптимальності. Розглядаються різні випадки нерівності полотна дороги із змінним нахилом до горизонту та поворотами. Розроблено комплекс програмного забезпечення для побудови оптимального керування в умовах неповних даних.

АНАЛІЗ ДВОЇСТОЇ ЗАДАЧІ ЛІНІЙНОГО ПРОГРАМУВАННЯ МАТРИЧНОЇ ГРИ У ЗМІШАНИХ СТРАТЕГІЯХ МЕТОДОМ БАЗИСНИХ МАТРИЦЬ

Бєлоусова О.А., Кудін В.І., Тодоріко Б.Д.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

v_i_kudin@mail.ru

При проведенні аналізу матричної гри [1], доцільно застосовувати як “стовпцеві” [2] (метод покращення плану) так і “рядкові” (метод базисних матриць) [3] схеми. Перші дають інформацію про стовпці, а інші про рядки матриці обмежень, тобто про стратегії гравців матричної гри. Слід зазначити, що пряма та двоїста задачі, якими описується матрична гра, мають свої структурні особливості.

В даній роботі досліджено структурні властивості двоїстої задачі (матричної гри) вигляду:

$$\min Bu, \quad A^T u \geq C^T, \quad u \geq 0, \quad (u = (u_1, u_2, \dots, u_m)^T) \quad (1)$$

де $C = (c_1, c_2, \dots, c_n)$, $B = (b_1, b_2, \dots, b_m)$, $b_i = 1, i = \overline{1, m}, c_j = 1, j = \overline{1, n}$.

та застосовано ідеологію “стовпцевих” та “рядкових” методів при аналізі властивостей платіжної матриці (стратегій гравців) на суттєвість.

Твердження 1. Множина точок з координатами

$$u_{j(H)} = (0, 0, \dots, \underbrace{\lambda_{j(B)}}_m, 0, \dots, 0), \quad j \in I, \quad \text{де} \quad \lambda_{j(B)} = \max_{\substack{a_{ij} > 0, \\ i \in I}} \frac{1}{a_{ij}}, \quad j \in I \quad \epsilon$$

допустимими для (1).

Наслідок 1. Нижня допустима границя значень цільової функції (1) визначається із співвідношення

$$u_{d(B)} = \arg \min (Bu_{j(B)}, j \in I), F_{u(H)} = Bu_{d(H)} = \min (Bu_{j(H)}, j \in I).$$

Література

1. Dantzig G.B., Thapa M.N. Linear Programming 1: introduction, Springer, – 1997. – 435p.
2. Kudin V. I., Lyashko S.I., Khritonenko N.V., Yatsenko Yu.P. Analysis of the properties of a linear system using the method of artificial basis matrices // Kibernetika i sistemny analiz. — 2007. — N 4. —P. 119–127 (in Ukrainian).

ЗАСТОСУВАННЯ МЕТОДУ КАНОНІЧНИХ КОРЕЛЯЦІЙ ДЛЯ ОЦІНКИ ЕФЕКТИВНОСТІ ДІЯЛЬНОСТІ ПІДПРИЄМСТВА

Н.В. Бичкова, А.Т. Яровий

Одеський національний університет імені І.І. Мечникова

bychkova_n@list.ru

В процесі формалізації рівнянь економіко-математичних моделей постає проблема вибору репрезентативного результуючого показника та головних факторів, взаємовплив та взаємообумовленість яких можливо визначити на основі застосування методу канонічних кореляцій. Особливістю моделювання фінансово-економічних рішень є наявність широкого спектру показників, які можуть слугувати параметрами оцінки ефективності діяльності підприємства (рентабельність власного капіталу, рентабельність активів, ринкова капіталізація, факторна продуктивність, економічна додана вартість тощо).

Реалізація алгоритму канонічного аналізу [1, с.270-279] в економічній площині вимагає наявності чітких причинно-наслідкових зв'язків між наборами результуючих та факторних ознак. При цьому найважливішим етапом є формування масиву спостережень ймовірних показників оцінки ефективності діяльності підприємства та масиву якісних і кількісних параметрів ідентифікації структурних характеристик підприємства, що визначають його результативність та потенціал. Зазвичай, до таких структурних характеристик відносять організаційно-правову форму господарювання, структуру власності, структуру капіталу та систему корпоративного управління.

Таким чином, застосування методу канонічних кореляцій дозволяє математично обґрунтувати вибір критерію цільової

функції підприємства у відповідності до сучасних умов господарювання. Важливим здобутком реалізації даного методу є можливість визначення залежної змінної для цілей економетричного моделювання економічних явищ та процесів.

Література

1. Дубров А.М., Мхитарян В.С., Трошин Л.И. Многомерные статистические методы: Учебник. М.:Финансы и статистика. – 2003. – 352 с.

БАЙЕСІВСЬКИЙ ПІДХІД ДО АНАЛІЗУ СТРАХОВИХ РИЗИКІВ

Бідюк П.І., Лозова О.Б., Гасанов А.С., Кожухівська О.А.
Національний технічний університет України "КПІ" , ПІСА
pbidyuke@gmail.com

Мета роботи: встановити типи ризиків у страхуванні та визначити моделі їх математичного опису; розглянути можливість застосування байєсівського підходу до побудови таких моделей; побудувати модель байєсівського типу для випадкового фінансового процесу; виконати порівняльний аналіз результатів. Предметом даного дослідження є страхові ризики, зокрема методи їх аналізу і моделювання.

Байєсівські мережі довіри (БМД) – один із популярних формалізмів для побудови механізмів інтелектуального аналізу даних. Оскільки активні дослідження і використання БМД розпочалися порівняно недавно, в цьому напрямі існує широкі можливості для представлення знань і алгоритмів для побудови БМД та формування ймовірнісного висновку. БМД значно розширює можливості аналізу даних та прийняття рішень, оскільки дає можливість формувати прямий і зворотний логічний висновок. Процедuru байєсівського аналізу даних (БАД) можна умовно розділити на три етапи: побудова повної імовірнісної моделі у вигляді спільного розподілу ймовірностей для усіх спостережуваних і не спостережуваних змінних, які використовуються для опису стану досліджуваного об'єкта або процесу; така модель повинна узгоджуватись із законами та закономірностями протікання процесу, експертними оцінками та наявними даними; використовуючи наявні дані і знання стосовно процесу, обчислити та інтерпретувати належний апостеріорний розподіл, тобто знайти умовний розподіл ймовірностей для визначених цільових змінних; оцінити якість побудованої моделі та

інтерпретувати отриманий апостеріорний розподіл; тобто необхідно оцінити якість опису даних моделлю, виявити чутливість отриманого результату до припущень, прийнятих на першому етапі, і перевірити коректність висновків; у випадку необхідності модель може бути модифікована або розширена, тобто всі три етапи аналізу даних можуть бути повторені. Так, у байєсівських мережах досліджуються причинно-наслідкові зв'язки між змінними (ознаками) об'єкта, байєсівські методи не потребують окремої обробки і тестування даних - апіорна інформація щодо них вдало поєднується з добре розвиненими методами аналізу. Порівнюючи різні підходи до аналізу страхових ризиків, можна зробити висновок, що для оцінювання страхових ризиків доцільно використовувати математичний апарат мереж Байєса. Такий підхід надає ряд переваг, зокрема, максимальне спільне використання наявної статистичної і експертної інформації, що сприяє підвищенню якості оцінок ризиків, формуванню висновків різними способами, порівнювати результати із застосуванням класичного підходу.

ВИБІР РАЦІОНАЛЬНИХ АЛЬТЕРНАТИВ В ЗАДАЧАХ З НЕЧІТКОЮ МНОЖИНОЮ ЦІЛЕЙ

Бовсунівський О.М.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
bovs@email.ua

У доповіді розглядається задача раціонального вибору альтернатив з нечіткою цільовою множиною, заданою у вигляді об'єднання нечіткої множини чітких множин. На універсальній множині альтернатив X , особою, що приймає рішення (ОПР), визначено нечітку множину альтернатив D з функцією належності $\mu_D : X \rightarrow [0,1]$ та множину $N = \{1, 2, \dots, n\}$ можливих цілей, які задані деякими чіткими підмножинами $G_i \subseteq X$, $i \in N$. Задача полягає у досягненні хоча б однієї цільової множини.

На практиці досить часто виникають ситуації, коли в момент прийняття рішення ОПР не може чітко вказати, які саме множини G_i , $i \in N$, характеризують її ціль, але може задати деяку їхню нечітку підмножину $\tilde{N} \subseteq N$ з функцією належності $\eta : N \rightarrow [0,1]$.

Тоді загальну ціль ОПР можна задати у вигляді множини

$\tilde{G} = \bigcup_{i \in \tilde{N}} G_i$, яка є об'єднанням [1] нечіткої множини $\tilde{N}$ чітких множин G_i , $i \in N$.

В доповіді пропонується метод побудови агрегованої цілі ОНР, як нечіткої множини $\tilde{G} = \bigcup_{i \in \tilde{N}} G_i$ типу 2. Загальним розв'язком задачі вважається нечітка множина $X^* = \tilde{G} \cap D$ типу 2. Досліджені властивості цієї множини. Якщо ОНР цікавить деякий конкретний розв'язок, то йому може бути запропонованою “максимізуюча” альтернатива цієї множини.

Література

1. Mashchenko S. Decision making problem with fuzzy set of goal sets / Sergiy Mashchenko, Oleksandr Bovsunivskyi// “Information Theories and Applications”. – 2012. – 19. – N 3. – P. 249 - 257.

ЗАСТОСУВАННЯ ТЕОРІЇ ГІЛЛЯСТИХ ПРОЦЕСІВ В СТАТИСТИЦІ БОЗЕ-ЕЙНШТЕЙНА З ОБМЕЖЕННЯМИ

Бойчук З.Г., Алієв С.А.

Львівський Національний університет імені Івана Франка,
Інститут Математики і Механіки НАН Азербайджану
z_boichuk@yahoo.com soltanaliev@yahoo.com

З курсу фізики елементарних частинок [1], відомо, що в атомі хімічного елемента кількість електронів на n -ому енергетичному рівні не може перевищувати $2n^2$: на 1, 2, 3, ... енергетичних рівнях це обмеження рівне відповідно 2, 8, 18, Під час хімічних реакцій відбувається взаємодія атомів, утворюються водневі, ковалентні, йонні чи металічні зв'язки. Результат взаємодії у великій мірі залежить від кількості електронів на кожному енергетичному рівні і від вищезгаданих обмежень. Подібні процеси проходять у деяких суспільних явищах – задачах оптимального вибору, транспортних задачах, проблемах вибору оптимального портфеля, вибору обмежень на розміри інвестицій у різні галузі та підгалузі економіки, тощо .

В роботі [2] розглядається випадкова величина $SDA(m)$ – кільсьть простих додаткових дільників числа m з інтервалу $(2^{n-1}; 2^n]$. Тут заповнення 2^{n-1} «вакантних місць» додатковими простими дільниками для кожного числа з інтервалу $(2^{n-1}; 2^n]$ розглядається, не як одномоментна дія (класична статистика Бозе-Ейнштейна[3]),

в результаті якої на j -е «вакантне місце» додається k_j частинок ($k_j = SDA(m_j)$), а як гіллястий процес, в кожен момент часу якого лише одна частинка додається в одне з «вакантних місць».

В цій доповіді на вищезгаданий гіллястий процес ще накладені обмеження: $k_j \leq K_j$, $K_j \geq 0$ протягом усього гіллястого процесу. Знайдено граничні оцінки «хвоста» розподілу величини $SDA(m_j)$ при $n \rightarrow \infty$. Також, застосовуючи поняття реакції події [4], обчислені міри залежності подій у гіллястих процесах даного типу.

Література

1. Вакарчук І. О. Квантова механіка. Київ 2007.
2. Boychuk Z.G, The sequence of dependent events. / Z.G. Boychuk, Ya.I. Yelyko // International Conference Modern Stochastic: Theory and Applications III, September 10-14, 2012, Kyiv, Ukraine: Abstracts of Reports, 2012. Taras Shevchenko National University of Kyiv, Conference materials, P. 47-48.
3. Скороход А.В., Теорія ймовірностей. «Вища школа», Київ - 1976.
4. Бойчук З.Г. Реакція випадкових подій / Бойчук З.Г. // Тринадцята міжнародна наукова конференція ім. акад. М.Кравчука: матеріали конференції. Т. 3. – К.: НТУУ, 2010. – С.318.

ВЕРОЯТНОСТЬ НЕ РАЗОРЕНИЯ ДЛЯ МОДЕЛИ СТРАХОВОЙ КОМПАНИИ С РАСХОДАМИ НА РЕКЛАМУ

Болдырева В.О.

Донецкий национальный университет

valery.boldyрева@gmail.com

Рассматривается модель Крамера-Лундберга, где компания с начальным капиталом получает страховые взносы от клиентов с интенсивностью c . Количество исков удовлетворяет пуассоновскому закону распределения с параметром λ , а размеры независимы и одинаково распределены с функцией распределения $F(y)$. Доля капитала δ непрерывно отчисляется на рекламу. Если часть оставшихся средств компания размещает на банковском счету под процентную ставку r , а другую часть вкладывает в акции, то вероятность не разорения удовлетворяет интегро-дифференциальному уравнению, которое выписывается как для конечного, так и для бесконечного времени. То же сделано и для стохастических премий. Эволюция цены акции описывается моделью Бондарева-Смолякова-Степанова

$$S(t) = S(0) \exp \left\{ \mu t + \sum_{i=1}^{Z(t)} \eta_i \right\},$$

где $Z(t)$ – процесс Пуассона с параметром λ_1 , а $\{\eta_i\}, i \geq 1$ – независимые, одинаково распределенные случайные величины с функцией распределения $H(y)$.

Литература

1. Бондарев Б.В. О вероятности неразорения страховой компании на конечном интервале времени при инвестировании капитала на финансовом (B,S)-рынке / Б.В.Бондарев, Е.Ю. Рагулина // Кибернетика и системный анализ. – 2012. – № 5. – С.112-124.
2. Леоненко М.М. Теоретико-ймовірнісні та статистичні методи в економетриці та фінансовій математиці / М.М. Леоненко, Ю.С. Мішура, В.М. Пархоменко, М.Й. Ядренко. – К.: Інформтехніка, 1995. – 380 с.
3. Pervozvansky A. A., Jr. Equation for survival probability in a finite time interval in case of non-zero real interest force / A.A.Pervozvansky, Jr. // Insurance: Mathematics and Economics. – 1998. – Vol. 23, Issue 3. – pp. 287-295.

МЕТРИЧНІ ХАРАКТЕРИСТИКИ РОЗПОДІЛЕНИХ СППР

Бондарчук Ю. В.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка,

byv@univ.kiev.ua

В [1] запропоновані *патерни* опису взаємодії для розподілених СППР. Патерни описують доцільний спосіб зв'язків, а метричні характеристики мають формалізувати спосіб їх вибору.

Щодо метричних особливостей порівняння варіантів взаємодій таких СППР (які є самодостатні, на відміну від розподіленої СППР) пропонується розглядати їх в таких проекціях.

Досяжність СППР. Потрібна для логічних патернів: *довільних з'єднань, mesh-з'єднань та родинних з'єднань.* Може бути числом (зокрема, оцінкою СППР-адміністратором):

1) ретрансляторів (комутаторів із СППР) [1], які необхідно пройти для пошуку рішення. Це може бути: а) взагалі пошук будь-якої СППР, яка задовольнить запит ОПР – дейтаграмна ретрансляція, та б) наперед відома послідовність проходження СППР – ретрансляція із віртуальними каналами;

2) шлюзів із СППР у стеку перетворення протоколів для узгодження дій двох СППР. В перспективі протоколи представлення рішень можуть уніфікуватися, тоді у стеку шлюзів не буде потреби.

Семантична цілісність рішення. Потрібна для балансування навантаження та кешування з'єднань в СППР-хмарах. Це може бути:

1) число (оцінка) квантів обслуговування від іншої СППР (необмежене чи лімітоване). В лімітованому обслуговуванні клієнтська СППР має: а) або формувати запит, орієнтуючись на розмір кванту і отриману відповідь вважати за розв'язок, б) або з'єднуватися необхідну кількість разів для поквантового формування рішення (а ці з'єднання можуть проходити по стеку шлюзів). Враховуючи проблему балансування навантаження в СППР-хмарах, ця оцінка є динамічною;

2) міра повноти формування рішення (як-то об'єм аналізуємих даних, степінь актуальності даних, степінь дій СППР за інерцією, рейтинг СППР тощо).

Література

1. Бондарчук Ю.В. Патерни взаємодії СППР як крок до віртуалізації СППР //International conference "Problems of decision making under uncertainties" (PDMU-2012). 23-27.4.2012, Мукачєво, с. 60-61.

СТОХАСТИЧНІ ГРАВІТАЦІЙНІ МОДЕЛІ ТА ЇХ ЗАСТОСУВАННЯ В ЕКОНОМІЦІ

Борис Н.О., Кінаш О.М.

Львівський національний університет імені Івана Франка

okinasch@yahoo.com

Як відомо, ньютонівський гравітаційний закон має вигляд:

$$F_{ij} = \gamma \frac{m_i m_j}{d_{ij}^2}, \quad (1)$$

де F_{ij} – сила тяжіння між двома масами m_i і m_j , які розташовані на відстані d_{ij} одна від другої, γ – константа.

Моделі, побудовані за аналогією з (1), будемо називати «гравітаційними».

Так, якщо T_{ij} – кількість поїздок на роботу, c_{ij} – затрати на переміщення з зони i в зону j , Q_i – повна кількість відправлень з

зони i , а D_j – повна кількість прибуттів на роботу в зону j , то наша «транспортна гравітаційна модель» має вигляд (див. [1])

$$T_{ij} = k \frac{Q_i D_j}{c_{ij}^2}. \quad (2)$$

Розглядаються стохастичні комунікаційні системи, і, зокрема, переміщення грошової маси в таких системах.

Література

1 Вильсон А. Дж. Энтропийные методы моделирования сложных систем / А. Дж. Вильсон. – М.: «Наука», 1978, - 250 с.

ПРОГРАМНО-МОДЕЛЮЮЧЕ СЕРЕДОВИЩЕ ДЛЯ ПРОГНОЗУВАННЯ АЕРАЦІЙНОЇ СИТУАЦІЇ ПРИ СТВОРЕННІ ШТУЧНИХ ЛІСІВ

Буланчук Г.Г.¹, Коляда Ю.Є.², Довгий С.О.³

¹Приазовський державний технічний університет

²Маріупольський державний університет

³Інститут гідромеханіки НАНУ

² **yukol@ukr.net**

Одним з напрямків державної програми раціонального природокористування «Методологічні засади інтегрованого управління лісовими ресурсами» є дослідження факторів, які зменшують антропологічне навантаження на екосистему південно-східної України. Одним з таких факторів є створення штучних лісів. На даний момент виконання цієї програми реалізується як шляхом створення еколого-правових механізмів, так і шляхом розвитку дескриптивного напрямку. Останній передбачає використання математичних методів і моделей, які описують закономірності формування та розвитку різних видів лісових насаджень, застосування нанотехнологій, які можуть прискорювати зростання фітомаси, а також шляхом моделювання аераційної ситуації, яка буде змінюватися після висадження штучних лісів і лісопаркових зон.

Відомо [1,2], що ліси з одного боку є фільтрами, які очищають повітря від забрудників та пилу, а з іншого боку є джерелами вторинного забруднення: за рахунок перенесення вітром забрудників із крон дерев, або продуктів лісових пожеж. Ліси також впливають на кількість опадів, швидкість вітру та мікроклімат над поверхнею ґрунту.

Дана робота присвячена розв'язанню цієї задачі шляхом створення програмно-моделюючого середовища для аналізу аераційної ситуації міської забудови з урахуванням паркової зони. При створенні середовища використано підхід, який було розроблено для задач, що пов'язані з моделюванням аераційної ситуації при проектуванні міських забудов [1,2,3].

Оцінки показують, що при наявності навіть невеликого вітру (зі швидкістю ~ 1 м/с) число Рейнольдса при обтіканні будівель та конструкцій є достатньо великим $\sim 10^6$, що дозволяє використовувати модель ідеальної нестисливої рідини. В цьому випадку математичною моделлю рідини є рівняння Лапласа [2,3]:

$$\Delta\Phi = 0, \quad D \setminus \sigma_L \cup \sigma_S$$

де Φ —потенціал подвійного шару, D — область простору поза будинками, σ_L —поверхня вихрової пелени, σ_S — поверхні тіл відповідно (будинки і дерева). Шуканою величиною є густина подвійного шару на поверхні тіла та координати вільної вихрової пелени. Густина подвійного шару знаходиться із умови непротікання на поверхні тіл:

$$(\nabla\Phi(M), \vec{n}_M) = -(\vec{U}, \vec{n}_M) \quad M \in \sigma_S,$$

де $\vec{n}_M$ — орт нормалі в точці M , який неперервний на кожній гладкій частині поверхні σ_S , $\vec{U}$ — швидкість зовнішнього потенціального потоку. Умова непротікання призводить до необхідності розв'язування числовими методами інтегрального сингулярного рівняння. В даній моделі вважають, що вихрові пелени (поверхні сконцентрованої завихреності) сходять з гострих кромek тіл, в нашому випадку з гострих кутів забудов. Сходом завихреності з інших точок поверхонь знехтували. Будемо вважати, що на лінії, з якої сходять пелена, виконується гіпотеза Чаплигіна-Жуковського про скінченність швидкості. Траєкторія вихрової пелени визначається шляхом числового розв'язку задачі Коші.

Перевагою розробленого програмно-моделюючого середовища є простота та швидкість прогнозування аераційної ситуації, що дозволяє значно прискорити прийняття рішення в умовах дефіциту часу і при цьому врахувати досить велику кількість факторів.

Література

1. В.А.Гутников, В.Ю.Кириков, И.К.Лифанов, А.Н.Сетула. Математическое моделирование аэродинамики городской застройки.—М.: Изд-во «Пасья», 2002.—244с.

2. В.А.Гутников и др. Рекомендации по оценке аэрации территории в жилой застройке г.Москвы./отв. Ред. И.К.Лифанов.—М.: МАКС Пресс, 2006.—160с.
3. С.О.Довгий, Г.Г.Буланчук, О.М.Буланчук. Моделювання аеродинаміки міських забудов. Вісник Сумського державного університету. Серія Технічні науки. №12(58), 2003, с.72-76.

ПРИМЕНЕНИЕ БИОФИЗИЧЕСКИХ ФИЛЬТРОВ И ДАНЫХ О ЗАПРЕЩЕННЫХ ДВУГРАННЫХ УГЛАХ В АМИНОКИСЛОТАХ ДЛЯ ПРЕДСКАЗАНИЯ ПРОСТРАНСТВЕННОЙ СТРУКТУРЫ БЕЛКОВ

Быць А. В.

Інститут кібернетики ім. В.М. Глушкова НАН України
swantle@i.com.ua

Предсказание пространственной структуры белка методами минимизации энергии заключается в том, что для известной аминокислотной последовательности генерируют разные варианты ее пространственной структуры и проверяют для каждого из них значения свободной энергии. Внося в рассматриваемый текущий вариант структуры некоторые изменения, получают новый вариант пространственной структуры. Если для него значение функционала энергии меньше, чем у предыдущего варианта, то новый вариант становится текущим. Потом в текущий вариант структуры снова вносят некоторые изменения, и так далее.

Поскольку вычисление функционала энергии требует больших затрат машинного времени, то ещё до этапа подсчета энергии желательно исключить из рассмотрения те варианты структуры, в которых нарушаются физические законы, или которые имеют значительные отличия от известных пространственных структур природных белков. Эти варианты можно определять по наличию запрещенных значений двугранных углов между определенными атомами в аминокислотных остатках (эти запрещенные значения получены для каждого вида аминокислот как с помощью квантово-механических расчетов, так и эмпирически, на основе данных об известных белках), а также с помощью так называемых биофизических фильтров, которые представляют собой эмпирически полученные интервалы значений некоторых физических и геометрических характеристиках встречающихся в природе белковых структур.

Показано, что применение данных о запрещенных значениях двугранных углов при генерировании конформации каждой следующей аминокислоты в аминокислотной цепи эффективно уменьшает количество генерируемых вариантов белковых структур, а применение биофизических фильтров уменьшает количество тех вариантов белковых структур, для которых необходимо подсчитывать функционал энергии

СИСТЕМНИЙ АНАЛІЗ ПРИ ОЦІНЦІ ЕФЕКТИВНОСТІ ВИКОРИСТАННЯ МУЛЬТИМЕДІЙНОГО СЕРЕДОВИЩА ДЛЯ РЕАБІЛІТАЦІЇ

Д.В.Вакуленко

ДВНЗ „Тернопільський державний медичний університет
імені І.Я. Горбачевського”

Передові країни світу переходять від індустріальної економіки до економіки знань, так званого інформаційного суспільства. У ньому завдяки прогресу інформаційно-комунікаційних технологій (ІКТ) кожен може створювати і накопичувати інформацію та знання, вільно користуватися і обмінюватися ними [1, 2].

Постановка задачі. Розробити методологію формування вектора пріоритетів при задіюванні фахівців з різних галузей. Створити мультимедійне середовище для профілактики та реабілітації при різних паталогічних станах, використовуючи кращі надбання медицини, психології, мультимедійних та інтернет технологій.

Побудова ієрархії: Запропонуємо кожному фахівцю описати перелік чинників, на його думку важливих, для включення в мультимедійне середовище.

Ідентифікація Факторів (сил), впливаючих на загальну мету з позиції всіх вище перерахованих фахівців: первинна профілактика захворювань, мультимедійне середовище, зони Захар"їна — Геда, концепція У-Сін, перебування в лікарні.

Загальна мета: підвищення ефективності реабілітації.

Фактори (Сили): первинна профілактика захворювань, мультимедійне середовище, зображення, твердження, музика, зони Захар"їна — Геда, концепція У-Сін, перебування в лікарні.

Актори: реабілітолог, психолог, лікар з ТКМ, представник управління охорони здоров'я, пацієнт.

Цілі: Здоров'я пацієнта, зменшення витрат держави на лікування та реабілітацію жителів України. **Сценарії:** Первинна профілактика захворювань, більш комфортні умови для пацієнта, оптимальні затрати часу пацієнта, максимальна інтегрованість в життя пацієнта, використання концепції У-Сін, перебування в лікарні.

Розподіл ваги суджень експертів, згідно їх фаховості:

Кожен експерт має напрямок своєї компетенції. Відповідно буде мати різну вагу при відповіді на кожну групу питань. Відповіді на питання з галузі фахівця матимуть вагу 1, відповіді на питання з суміжної галузі – 0,7, відповіді на питання з віддаленої галузі – 0,3 та відповіді на питання з невідомої галузі для фахівців матимуть вагу 0,1. Застосовуючи до вищенаведеної ієрархічної моделі метод аналізу ієрархій на основі матриць попарних порівнянь, отриманих в роботі [3], отримуємо вектори пріоритетів. використання факторів впливу для досягнення загальної мети - підвищення ефективності реабілітації пацієнта буде мати наступний вигляд для різних учасників процесу реабілітації Таблиця 1.

Таблиця 1.

Вектори пріоритетів використання факторів впливу для досягнення загальної мети - підвищення ефективності реабілітації пацієнта.

Сценарії Актори	первинна профілактика захворювань	мультимедичне середовище	зменшення витрат держави на лікування та реабілітацію	зменшення витрат для пацієнта на лікування та реабілітацію	максимальна інтегрованість в життя пацієнта	здійювання максимальної кількості каналів впливу для досягнення здоров'я пацієнта	концепція У-Сін	перебування в лікарні
Реабілітолог	0,273	0,160	0,102	0,096	0,150	0,142	0,065	0,017
Психолог	0,188	0,156	0,151	0,136	0,109	0,109	0,134	0,019
Лікар з ТKM	0,383	0,224	0,141	0,141	0,072	0,088	0,271	0,019
Пацієнт	0,426	0,251	0,084	0,076	0,038	0,058	0,044	0,030

Висновки: Сучасне динамічне життя ставить високі вимоги до рівня здоров'я людини. Важливе значення в його забезпеченні відіграє реабілітація на різних її етапах. Широке використання засобів ЗМІ в суспільстві не достатньо використовується для реабілітації. В результаті побудови ієрархії пріоритетів планування різних етапів реабілітації було показано важливість використання

різних мультимедійних чинників для підвищення ефективності процесу реабілітації.

Література

1. Минцер О.П. Медицинские информационные системы: пути развития и перспективы в реальной жизни / О.П. Минцер // Кибернетика и вычислительная техника. – 2001. – № 2. – С. 37-60.
2. Marzeniuk V.P., Nakonechny A.G. System analysis methods of medical and biological processes. – Ternopil: Ukrmedknyha, 2003. – 241p.
3. Саати Т. Л. Принятие решений. Метод анализа иерархий. — М.: Радио и связь, 1989. — 316 с.

ОЦЕНКА РИСКА ПАРАМЕТРОВ ПРОЕКТА С ПОМОЩЬЮ ДИСКРЕТНОГО АНАЛИЗА НА ЧУВСТВИТЕЛЬНОСТЬ

Васильев А. Б., Васильева Н. С.

Одесский национальный университет имени И. И. Мечникова,
Одесская государственная академия строительства и архитектуры
ouek@onu.edu.ua

Рассматриваются три из числа наиболее применяемых на практике методов количественного анализа инвестиционных рисков: метод корректировки ставки дисконтирования с учётом риска, анализ на чувствительность, метод сценариев. Традиционно анализ на чувствительность реализуют с помощью оценки эластичности результатов проекта по основным параметрам проекта. В работе предлагается вместо эластичности факторов оценивать их абсолютный и относительный риск с помощью стандартного отклонения и коэффициента вариации, а также абсолютного и относительного динамического запаса безопасности.

Предлагаемая новая методика иллюстрируется на примере конкретного инвестиционного проекта строительства завода по переработке отходов сельского хозяйства в альтернативные источники энергии. Получены количественные оценки абсолютного и относительного риска основных параметров инвестиционного проекта. Эти риски оказались весьма умеренными. Поэтому авторами сделан вывод о целесообразности реализации данного проекта.

Литература

1. Волков И. М., Грачёва М. В. Проектный анализ. – М.: ЮНИТИ, 1998. – 423 с.

2. Воркут Т. А. Проектний аналіз. – К., 2000. – 440 с.
3. Лукасевич И.Я. Анализ финансовых операций. – М.: ЮНИТИ, 1998. – 418 с.

МАТЕМАТИЧНЕ МОДЕЛЮВАННЯ ЗМІНИ НАПРУЖЕНО-ДЕФОРМОВАНОГО СТАНУ ҐРУНТОВОГО МАСИВУ ВНАСЛІДОК ТЕПЛО-МАСОПЕРЕНЕСЕННЯ В ОДНОВИМІРНОМУ ВИПАДКУ

А.П.Власюк, Н.А.Федорчук

Національний університет водного господарства та
природокористування, м. Рівне

A.P.Vlasyuk@rambler.ru, N.A.Fedorchuk@mail.ru

Досліджується задача моделювання зміни напружено-деформованого стану (НДС) ґрунтового масиву внаслідок тепло-масоперенесення при фільтрації сольових розчинів в неізотермічних умовах (рис. 1).

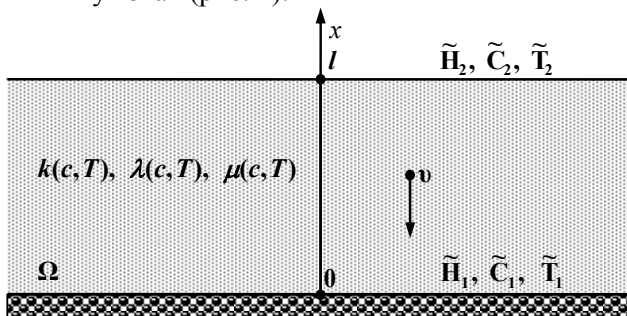


Рис.1. Ґрунтовий масив в умовах тепло-масоперенесення при фільтрації сольових розчинів в неізотермічних умовах

В загальноприйнятих позначеннях математичну модель поставленої задачі в одновимірному випадку можна описати наступною крайовою задачею [1, 2]:

$$(\lambda(c, T) + 2\mu(c, T)) \frac{d^2 u}{dx^2} + \frac{d(\lambda(c, T) + 2\mu(c, T))}{dx} \frac{du}{dx} - (\lambda(c, T) + 2\mu(c, T)) \alpha_T \frac{\partial T}{\partial x} = X, \quad (1)$$

$$X = \gamma_{\text{зв.}} + \frac{dp}{dx} + f(c), \quad p = \gamma_p \cdot (h - x), \quad (2)$$

$$\frac{\partial}{\partial x} \left(D(c, T) \frac{\partial c}{\partial x} \right) - \nu(c, T) \frac{\partial c}{\partial x} - \gamma(c - C_*) + \frac{\partial}{\partial x} \left(D_T(c, T) \frac{\partial T}{\partial x} \right) = n_p \frac{\partial c}{\partial t}, \quad (3)$$

$$\frac{\partial}{\partial x} \left(\lambda_T \frac{\partial T}{\partial x} \right) - \rho c_p \nu(c, T) \frac{\partial T}{\partial x} = c_T \frac{\partial T}{\partial t}, \quad (4)$$

$$\nu = -k(c, T) \frac{dh}{dx} + \nu_c(c) \frac{\partial c}{\partial x} + \nu_T \frac{\partial T}{\partial x}, \quad \text{div } \vec{v} + \frac{\partial n_p}{\partial t} = 0, \quad (5)$$

$$l_1 u(0) = 0, \quad l_2 u(l) = 0, \quad (6)$$

$$l_3 c(0, t) = \tilde{C}_1(t), \quad l_4 c(l, t) = \tilde{C}_2(t), \quad (7)$$

$$l_5 T(0, t) = \tilde{T}_1(t), \quad l_6 T(l, t) = \tilde{T}_2(t), \quad (8)$$

$$h(0) = \tilde{H}_1, \quad h(l) = \tilde{H}_2, \quad (9)$$

$$c(x, 0) = \tilde{C}_0(x), \quad T(x, 0) = \tilde{T}_0(x), \quad (10)$$

де $x \in [0; l]$, $f(c)$ – функція, яка виражає вплив щільності ґрунту на рахунок сил зв'язності, l_i , $i = \overline{1, 6}$ – диференціальні оператори, що задають граничні умови відповідно при $x = 0$ та $x = l$.

Деформації та напруження з врахуванням неізотермічного режиму в одновимірному випадку обчислюються за формулами

$$\varepsilon = \frac{du}{dx}, \quad \sigma = E(c) \left(\frac{du}{dx} - \alpha_T \bar{T} \right), \quad x \in (0, l). \quad (11)$$

Тут: α_T – середній коефіцієнт лінійного теплового розширення в інтервалі температур (T_0, T) , що визначається виразом

$$\alpha_T = \frac{1}{\bar{T}} \int_0^{\bar{T}} \alpha d\bar{T},$$

де $\bar{T} = T - T_0$, $\alpha = \frac{\Delta l}{l \bar{T}}$ – коефіцієнт лінійного розширення, Δl – зміна лінійних розмірів досліджуваного зразка.

Отримано числовий розв'язок крайової задачі (1)-(11). Знайдено зміщення, напруження, деформації, а також розподіл напорів, швидкостей фільтрації, концентрації сольового розчину та температури в ґрунтовому масиві. Проаналізовано зміну НДС основи ґрунтового масиву внаслідок тепло-масоперенесення.

Література

1. Сергиенко И.В., Скопецкий В.В., Дейнека В.С. Математическое моделирование и исследование процессов в неоднородных средах. – Киев: Наук. думка, 1991. – 432 с.
2. Власюк А.П. Математичне моделювання одновимірної задачі напружено-деформованого стану ґрунтового масиву в умовах тепло-масоперенесення при фільтрації сольових розчинів / А.П. Власюк, Н.А.Федорчук // Вісник Київського ун-ту. Сер. фіз. - мат. науки. – Вип. 1. – 2012. – С. 131-136.

ЗНАХОДЖЕННЯ МІСЦЕПОЛОЖЕННЯ ДЖЕРЕЛА ЗАБРУДНЕННЯ ДЛЯ ОДНІЄЇ НЕСТАЦІОНАРНОЇ ЗАДАЧІ МАСОПЕРЕНОСУ В КРИВОЛІНІЙНІЙ ОБЛАСТІ

Власюк А.П., Багнюк О.М.

Національний університет водного господарства та
природокористування, м. Рівне

A.P.Vlasyuk@rambler.ru, olga_bagnyuk@ukr.net

Розглядається задача чисто дифузійного перенесення забруднень в деякому однорідному середовищі (ґрунті, повітрі, воді) в криволінійній однозв'язній області G обмеженій контуром $\tilde{A}$ від деякого точкового джерела потужності Q , розміщеного в точці $M(x_0, y_0)$, (рис.1).

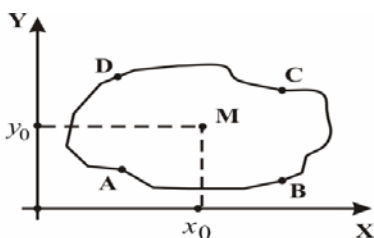


Рис.1. Розміщення джерела забруднення в криволінійній області

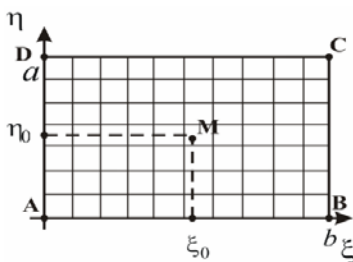


Рис.2. Образ джерела забруднення в параметричному

Потрібно при заданих вхідних даних $Q > 0$, $D > 0$ та значеннях концентрації, заміряних в деяких точках $M_i(x_i, y_i)$: $\bar{C}_i = C(x_i, y_i)$, $i = \overline{1, N}$, знайти координати (x_0, y_0) точки M

місцеположення джерела забруднень в заданій області, концентрація $\tilde{n}(x, y, x_0, y_0)$ від якого визначається із розв'язку наступної крайової задачі:

$$D \left(\frac{\partial^2 c}{\partial x^2} + \frac{\partial^2 c}{\partial y^2} \right) = \sigma \frac{\partial \tilde{n}}{\partial t}, \quad (1)$$

$$\tilde{n}(x, y, 0) = Q \delta(x - x_0) \delta(y - y_0), \quad (2)$$

$$c|_{\Gamma} = 0. \quad (3)$$

Для розв'язання задачі (1)-(3) використано конформне відображення криволінійної області G на параметричний прямокутник з сторонами a і b [1], яке здійснюється за допомогою пари спряжених гармонічних функцій

$$\begin{cases} \xi = \xi(x, y), \\ \eta = \eta(x, y), \end{cases} \quad \begin{cases} x = x(\xi, \eta), \\ y = y(\xi, \eta). \end{cases}$$

В результаті застосування конформних відображень до (1)-(3) отримаємо

$$\frac{D}{J(\xi, \eta)} \left(\frac{\partial^2 c}{\partial \xi^2} + \frac{\partial^2 c}{\partial \eta^2} \right) = \sigma \frac{\partial c}{\partial t}, \quad (4)$$

$$\tilde{n}(\xi, \eta, 0) = -Q \delta(\xi - \xi_0) \delta(\eta - \eta_0), \quad (5)$$

$$c(\xi, \eta)|_{\Gamma} = 0, \quad (6)$$

де $J(\xi, \eta)$ - якобіан конформного відображення.

Функція Гріна задачі (4) - (6) після усереднення якобіана в прямокутнику представляється як:

$$c(\xi, \eta, t) = \frac{4}{ab} \sum_{n=1}^{\infty} \sum_{m=1}^{\infty} F(n, m) \exp \left[-D' t \pi \left(\frac{n^2}{a^2} + \frac{m^2}{b^2} \right) \right] \sin \frac{n\pi\xi}{a} \sin \frac{m\pi\eta}{b}, \text{ де}$$

$$F(n, m) = Q \sin \frac{n\pi\xi_0}{a} \sin \frac{m\pi\eta_0}{b}, \quad D' = \frac{D}{\sigma \bar{J}(\xi_*, \eta_*)},$$

$\bar{J}(\xi_*, \eta_*)$ - усереднене значення якобіана в параметричному прямокутнику.

Отримано розв'язок даної задачі різними методами: шляхом розв'язку системи нелінійних рівнянь, з використанням методу, що

зводиться до розв'язання інтегральних рівнянь та методу зведення до спряжених рівнянь .

Література

1.Власюк А.П. Автоматическое построение конформных и квазиконформных отображений четырехугольных областей с помощью разностных сеток с “плавающими узлами”/ Михальчук В.Г.// препр. АН УССР. Ин-т математики; 89.79.– К.:1989 г.– 55 с.

МАТЕМАТИЧНЕ МОДЕЛЮВАННЯ ГОРИЗОНТАЛЬНОЇ МІГРАЦІЇ РАДІОНУКЛІДІВ У КАТАЛІТИЧНОМУ ПОРИСТОМУ СЕРЕДОВИЩІ ПРИ НАЯВНОСТІ ФІЛЬТРІВ- ВЛОВЛЮВАЧІВ В НЕІЗОТЕРМІЧНИХ УМОВАХ

Власюк А.П., Жуковський В.В.

Національний університет водного господарства та
природокористування, м. Рівне

A.P.Vlasyuk@rambler.ru, zeon@ukr.net

Моделюється процес очищення горизонтального шару ґрунту від радіонуклідів при їх горизонтальній міграції та під впливом наявності каталітичного пористого середовища при наявності фільтрів-вловлювачів.

В загальноприйнятих позначеннях математичну модель поставленої задачі в одновимірному випадку в кожній з підобластей ґрунтового середовища та фільтрів-вловлювачів можна описати наступною крайовою задачею [1, 2]:

$$\sigma_1 \frac{\partial c_1}{\partial t} = \frac{\partial}{\partial x} \left(D_1(c_1) \frac{\partial c_1}{\partial x} \right) + \frac{\partial}{\partial x} \left(D_{T_1} \frac{\partial T}{\partial x} \right) - \nu(c_1) \frac{\partial c_1}{\partial x} - \gamma_1 c_1 + \gamma_2 c_2, \quad (1)$$

$$\frac{\partial c_2}{\partial t} = \frac{\partial}{\partial x} \left(D_2(c_2) \frac{\partial c_2}{\partial x} \right) + \frac{\partial}{\partial x} \left(D_{T_2} \frac{\partial T}{\partial x} \right) + \gamma_1 c_1 - \gamma_2 c_2 - \theta \frac{\partial q}{\partial r} \Big|_{r=R}, \quad (2)$$

$$\frac{\partial q}{\partial t} = D_0(q) \left(\frac{\partial^2 q}{\partial r^2} + \frac{2}{r} \frac{\partial q}{\partial r} \right) + D_{T_3} \left(\frac{\partial^2 T}{\partial r^2} + \frac{2}{r} \frac{\partial T}{\partial r} \right), \quad (3)$$

$$q(x, r, t) \Big|_{r=R} = k \cdot c_2(x, t), \quad (4)$$

$$\frac{\partial}{\partial x} \left(\lambda_r \frac{\partial T}{\partial x} \right) - \rho c_\rho \nu \frac{\partial T}{\partial x} = c_T \frac{\partial T}{\partial t}, \quad (5)$$

$$v = -k(c_1, T) \frac{dh}{dx} + v_c(c_1) \frac{\partial c_1}{\partial x} + v_T \frac{\partial T}{\partial x}, \quad \text{div} \vec{v} + \frac{\partial n}{\partial t} = 0, \quad (6)$$

$$l_1 c_1(0, t) = \tilde{C}_1^1(t), \quad l_2 c_1(l, t) = \tilde{C}_2^1(t), \quad (7)$$

$$l_3 c_2(0, t) = \tilde{C}_1^2(t), \quad l_4 c_2(l, t) = \tilde{C}_2^2(t), \quad (8)$$

$$l_5 T(0, t) = \tilde{T}_1(t), \quad l_6 T(l, t) = \tilde{T}_2(t), \quad (9)$$

$$h(0) = \tilde{H}_1, \quad h(l) = \tilde{H}_2, \quad (10)$$

$$T(x, 0) = \tilde{T}_0(x), \quad c_1(x, 0) = \tilde{C}_0^1(x), \quad c_2(x, 0) = \tilde{C}_0^2(x), \quad (11)$$

де $x \in [0; l]$, $0 < t < t_1$, l_i , $i = \overline{1, 6}$ – диференціальні оператори, що задають граничні умови відповідно при $x = 0$ та $x = l$.

Рівняння (1) описує процес міграції радіонуклідів з концентрацією c_1 шляхом конвективної дифузії у фільтраційному потоці (конвективно рухомому поровому розчині); (2) описує процес міграції радіонуклідів, що знаходяться у зв'язаній зі скелетом ґрунту воді; (3) описує внутрішньочастинковий масоперенос радіонуклідів з поточною концентрацією q , що зв'язана із концентрацією c_2 умовою (4), (5) описує тепловий режим каталітичного пористого середовища при фільтрації (6). Крайові умови для концентрацій $c_1(x, t)$, $c_2(x, t)$, $q(x, r, t)$, $T(x, t)$, $h(x)$ мають вигляд (7) - (11).

Отримано числовий розв'язок поставленої крайової задачі та проведено серію числових експериментів. Здійснено аналіз впливу каталітичного пористого середовища на процес міграції радіонуклідів в неізотермічних умовах, що дало можливість зробити прогноз щодо ступеня забруднення ґрунтів, їх подальшого очищення та використання.

Література

1. Сергиенко И.В. Математическое моделирование и исследование процессов в неоднородных средах / И.В. Сергиенко, В.В. Скопецкий, В.С. Дейнека. – К.: Наукова думка, 1991. – 432с.

2. Власюк А.П. Математичне моделювання вертикальної міграції радіонуклідів у каталітичному пористому середовищі / А.П. Власюк, В.В.Жуковський // Чотирнадцята міжнародна наук. конф. ім. академіка М. Кравчука, 19-21 квітня, 2012, Київ: Матеріали конф. Т. 1. Диференціальні та інтегральні рівняння, їх застосування. К.:НТУУ "КПІ", 2012. – С. 113-114.

МАТЕМАТИЧНЕ МОДЕЛЮВАННЯ ВПЛИВУ ТЕПЛО-МАСОПЕРЕНОСЕННЯ НА ПРОЦЕСИ ВОЛОГО- ПЕРЕНОСЕННЯ ТА ФІЛЬТРАЦІЮ СОЛЬОВИХ РОЗЧИНІВ У ГРУНТАХ

Власюк А.П., Огійчук В.О.

Національний університет водного господарства та
природокористування, м.Рівне

A.P.Vlasyuk@rambler.ru, Ogiych@mail.ru

Математичну модель даної задачі у загальноприйнятих позначеннях можна описати наступною крайовою задачею [1]:

$$\frac{\partial \left(D(c) \frac{\partial c}{\partial x} \right)}{\partial x} - v \frac{\partial c}{\partial x} - \gamma(c - C^*) + D_T \frac{\partial^2 T}{\partial x^2} = \sigma \frac{\partial c}{\partial t}, \quad (1)$$

$$\mu(h) \frac{\partial h}{\partial t} = \frac{\partial}{\partial x} \left(k(c, h, T) \frac{\partial h}{\partial x} \right) + f(t, x, h, T, c), \quad (2)$$

$$\lambda \frac{\partial^2 T}{\partial x^2} - v c_p \frac{\partial T}{\partial x} = c_n \frac{\partial T}{\partial t}, \quad (3)$$

$$v_x = -k(c, h, T) \frac{\partial h}{\partial x} + \nu(c) \frac{\partial c}{\partial x} + D_T \frac{\partial T}{\partial x}, \quad (4)$$

$$c(x, 0) = \tilde{C}_0(x), \quad c(0, t) = \tilde{C}_1(t), \quad c(l, t) = \tilde{C}_2(t), \quad (5)$$

$$T(x, 0) = T_0(x), \quad T(0, t) = T_1(t), \quad T(l, t) = T_2(t), \quad (6)$$

$$h(0, t) = \tilde{H}_0(t), \quad k \frac{\partial h}{\partial x} \Big|_{x=0} = q(t), \quad h(l, t) = \tilde{H}(t), \quad (7)$$

де $c(x, t)$, $T(x, t)$ – концентрація та температура сольового розчину відповідно, v – швидкість волого перенесення, $\mu(h) = \frac{\partial \omega}{\partial h}$ – при неповному насиченні ґрунту, $\mu(h) = 0$ – при повному насиченні ґрунтового середовища, v – коефіцієнт осмосу.

Для крайової задачі (1)-(7) побудовано монотонну різницеву схему та знайдено її чисельний розв'язок.

Література

1. Власюк А.П., Цветкова Т.П. Математичне моделювання впливу масопереносу при сумісному волого переносі та фільтрації сольових розчинів за наявності осмосу//Тез. Міжн. конф. ім. Акад. М.Кравчука, Київ, 2008. – С. 75.

МАТЕМАТИЧНЕ МОДЕЛЮВАННЯ СОЛЕПЕРЕНЕСЕННЯ ПРИ СУМІСНІЙ ФІЛЬТРАЦІЇ ТА ВОЛОГОПЕРЕНЕСЕННІ В НАСИЧЕНО-НЕНАСИЧЕНИХ ШАРУВАТИХ ҐРУНТАХ В ЛІНІЙНІЙ ПОСТАНОВЦІ

Власюк А.П., Цветкова Т.П.

Національний університет водного господарства та природокористування, м. Рівне

A.P.Vlasyuk@rambler.ru, Tsvetkova@ukr.net

Досліджується масоперенесення сольових розчинів при фільтрації підземних вод та вологоперенесенні в насичено-ненасичених шаруватих ґрунтах в лінійній постановці.

Математичну модель даної задачі в шарах $i = \overline{1, S}$ області повного насичення у загальноприйнятих позначеннях можна описати наступною крайовою задачею [1, 2]:

$$D_1 \frac{\partial^2 c_1^i}{\partial x^2} - v_1 \frac{\partial c_1^i}{\partial x} - \gamma_1 (c_1^i - C_1^*) = \sigma_1 \frac{\partial c_1^i}{\partial t}, \quad (1)$$

$$\mu(h_1^i) \frac{\partial h_1^i}{\partial t} = k_1 \frac{\partial^2 h_1^i}{\partial x^2} - v_1 \frac{\partial c_1^i}{\partial x}, \quad (2)$$

$$v_1 = -k_1 \frac{\partial h_1^i}{\partial x} + v_1 \frac{\partial c_1^i}{\partial x}, \quad (3)$$

$$c_1^i(x, 0) = \tilde{C}_0^i(x), \quad c_1^i(0, t) = \tilde{C}_1^i(t), \quad (4)$$

$$h_1^i(x, 0) = \tilde{H}_0^i(x), \quad h_1^i(0, t) = \tilde{H}_1^i(t). \quad (5)$$

Математична модель даної задачі в шарах $i = \overline{S+1, N}$ області неповного насичення у загальноприйнятих позначеннях можна описати наступною крайовою задачею [1]:

$$D_2 \frac{\partial^2 c_2^i}{\partial x^2} - v_2 \frac{\partial c_2^i}{\partial x} - \gamma_2 (c_2^i - C_2^*) = \sigma_2 \frac{\partial c_2^i}{\partial t}, \quad (6)$$

$$k_2 \frac{\partial^2 h_2^i}{\partial x^2} - v_2 \frac{\partial c_2^i}{\partial x} = 0, \quad (7)$$

$$v_2 = -k_2 \frac{\partial h_1^i}{\partial x} + v_2 \frac{\partial c_2^i}{\partial x}, \quad (8)$$

$$c_2^i(x, 0) = \tilde{C}_0^i(x), \quad c_2^i(l_i, t) = \tilde{C}_2^i(t), \quad (9)$$

$$h_2^i(x, 0) = \tilde{H}_0^i(x), \quad h_2^i(0, t) = \tilde{H}_2^i(x), \quad h_2^i(l_i, t) = \tilde{H}_2^i(x). \quad (10)$$

Умови спряження для напору та концентрації задані на рівні ґрунтових вод ($i = S$) відповідно

$$[h]|_{x=l_i} = [c]|_{x=l_i} = \left[cv - D(c) \frac{\partial c}{\partial x} \right] \Big|_{x=l_i} = 0. \quad (11)$$

В математичних моделях (1)-(5), (6)-(10), (11) використані такі позначення: D_1 , D_2 – коефіцієнти конвективної дифузії в шарах областей повного і неповного насичення відповідно, γ_1 , γ_2 – коефіцієнти масообміну, C_1^* , C_2^* – концентрації граничного насичення сольового розчину, σ_1 , σ_2 – пористості ґрунту, k_1 , k_2 – коефіцієнти фільтрації, v_1 , v_2 – швидкості фільтрації, $h_1^i = P - x$ – напір води, $h_2^i = P - x$ – гідростатичний напір, $P = \frac{p}{\rho g}$ –

висота тиску, $\mu(h_1^i) = \frac{\partial \omega}{\partial h}$ – при $P < 0$, $\mu(h) \equiv 0$ – при $P > 0$, v_1 , v_2 – коефіцієнти осмосу, $[h]|_{l_i} = [c]|_{l_i}$ – стрибки функції відносно напорів та концентрації солей, задані на межі двох областей.

Для крайової задачі (1)-(11) побудовано монотонну різницеву схему, знайдено її числовий розв'язок та виконано програмну реалізацію. На основі проведених числових експериментів отримано розподіл поля води в шарах області неповного насичення, поле напорів в шарах області повного насичення, поля концентрації в шарах областей повного і неповного насичення.

Література

1. Власюк А.П., Цветкова Т.П. Математическое моделирование массопереноса при фильтрации и влагопереносе в насыщенно-ненасыщенных слоистых грунтах // Abstracts of XX International

Conference “Problems of decision making under uncertainties” – Brno, Czech Republic, 2012. – PP.152-153.

2. Развитие исследований по теории фильтрации в СССР (1917-1967). – Москва: Наука, 1969. – 542 с.

СИНТЕЗ СИСТЕМИ ІЗ ПІСЛЯДІЄЮ ТА ЗМІНОЮ ВИМІРНОСТІ ФАЗОВОГО ПРОСТОРУ НА ОСНОВІ МАТЕМАТИЧНОЇ МОДЕЛІ ХІМІЧНОГО РЕАКТОРА

Габуза Т.В., Сопронюк Ф.О.

Чернівецький національний університет імені Юрія Федьковича
gabuzat@gmail.com

Нехай математична модель лінійної стаціонарної системи з післядією та зміною вимірності фазового простору має вигляд

$$\frac{dx^{(j)}(t)}{dt} = A_{1j}x^{(j)}(t) + A_{2j}x^{(j)}(t - h_j) + B_j u^{(j)}(t), \quad t \in \tau_j, \quad (1)$$

$$x^{(j)}(t_{j-1} + \theta_j) = C_j x^{(j-1)}(t_{j-1} + \theta_j), \quad t_{j-1} - t_{j-2} \geq h_j, \quad \theta_j \in [-h_j, 0] \quad (2)$$

$$x^{(0)}(t_0 + \theta_1) = \varphi(t_0 + \theta_1), \quad x^{(0)}(t_0) = x_0, \quad C_1 = E_1, \quad j = \overline{1, N}, \quad (3)$$

де $\tau_0, \tau_1, \dots, \tau_N$ деяке розбиття відрізка $[T_0, T_1]$,
 $\tau_j = [t_{j-1}, t_j)$, $j = \overline{1, N-1}$, $\tau_N = [t_{N-1}, t_N]$, причому $\min_{1 \leq j \leq N} \tau_j \geq \max_{1 \leq j \leq N} h_j$.

Знайдено аналітичний вигляд розв'язку системи (1)-(3). Розглянуто модельний приклад [2] із введеною авторами зміною вимірності фазового простору, що ілюструє поведінку такої системи. Лінеаризована модель роботи хімічного реактора

описується так: $\frac{dx^{(j)}(t)}{dt} = A_{1j}x^{(j)}(t) + A_{2j}x^{(j)}(t-1) + B_j u^{(j)}(t)$, де
 $x^{(1)} \in \mathbb{R}^4$, $x^{(2)} \in \mathbb{R}^3$, $u^{(j)} \in \mathbb{R}^2$, $j = \overline{1, 2}$.

Вище описану систему модельовано засобами математичного пакета прикладних програм MatLab. Графічно зображено залежність фазових станів розглянутої системи від часу.

Література

1. Янушевский Р.Т. Управление объектами с запаздыванием [Текст] / Рафаил Товиевич Янушевский. – М. : Наука, 1978. – 416 с.
2. Ross D. W. Controller Design for Time Lag Systems via Quadratic Criterion [Текст] / D. W. Ross // IEEE Trans. Automat. Control. - 1971. - Vol. 16. № 1. - P. 664-672.

3. Беллман Р., Дифференциально-разностные уравнения [Текст] / Р. Беллман, К.Л. Кук. : Пер. с англ. – М. : Мир, 1967. – 548 с.
4. Сопронюк Ф.О. Моделювання та оптимізація систем управління з розгалуженням структур [Текст] / Федір Олексійович Сопронюк. – Чернівці : Рута, 1995 . – 155 с.

ПРО ПОБУДОВУ ОЦІНОК ЕКСПОНЕНЦІАЛЬНОЇ СТІЙКОСТІ В СИСТЕМАХ ІЗ ЗАПІЗНЕННЯМ

Гандзюк Н.М.

Тернопільський державний медичний університет
імені І.Я. Горбачевського
nadiagan84@gmail.com

Системи диференціальних рівнянь із запізненням у зв'язку з численними прикладними застосуваннями є важливим та актуальним об'єктом дослідження.

Системні медичні дослідження, зокрема у фармакокінетиці, математичній епідеміології потребують побудови моделей типу:

$$\frac{dx(t)}{dt} = Ax(t) + Bx(t - \tau), \quad (1)$$

де A - компартментна, B - невід'ємна матриця, $\tau > 0$ - стале запізнення.

Для таких систем перспективним є підхід побудови експоненціальних оцінок на основі нерівності Хейла – Лунелла [1], за допомогою якої отримано таке твердження.

Теорема Припустимо, що невід'ємна система:

$$\begin{aligned} \frac{dx}{dt} &= Ax(t) + \sum_{i=1}^{n_d} A_{di}x(t - \tau_i), \quad t > 0, \\ x(t) &= \phi(t), \quad t \in [-\tau_{\max}, 0] \end{aligned} \quad (2)$$

така, що існує вектор $p \gg 0$ - власний вектор матриці $\sum_{i=1}^{n_d} A_{di}^T$, для якого існує вектор $r \gg p$ - розв'язок рівняння:

$$(A^T + \sum_{i=1}^{n_d} A_{di}^T)p + r = 0. \quad (3)$$

Тоді для довільного розв'язку (2) $x(t)$ має місце нерівність:

$$p^T x(t) \leq K e^{([e^{\tau_{\max}} - 1] \lambda (\sum_{i=1}^{n_d} A_{di}^T) - 1)t}, \quad t \geq 0.$$

Література

1. Wang T. Exponential stability and inequalities of solutions of abstract functional differential equations//J. of Mathemat. Analysis and Appl. – 2006. Volume 324. Issue 2. –P. 982-991.

ПРО ЗАДАЧІ ОПТИМІЗАЦІЇ ДИНАМІКИ ЗАРЯДЖЕНИХ ПУЧКІВ

Гарашенко Ф.Г., Матвієнко В.Т., Харченко І.І.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
fedir47@gmail.com, matv@unicyb.kiev.ua

Аналіз задач оптимального проектування різних систем прискорення та фокусування [1] приводить до нових математичних постановок в теоріях стійкості та оптимізації. Оптимальність області розуміється як в заданій структурі (сфера, еліпсоїд, узагальнений еліпсоїд), так і в таких структурах, які є максимальними за об'ємом. Тоді, одна з важливих задач про максимізацію області захвату частинок в режим прискорення є задачею практичної стійкості в оптимізаційній постановці. Характерною їх особливістю є: з однієї сторони – математичні постановки задач, пов'язані з дослідженням практичної стійкості параметричних систем, з іншої – необхідність розробки конструктивних алгоритмів для їх розв'язання [1]. Це дає змогу проектувати технічні системи з обмеженою чутливістю, домагатись якості гарантованої чутливості на розрахункових значеннях параметрів. Для цього розв'язуються непрості задачі недиференційовної оптимізації.

Алгоритми для аналізу та оцінки розрахункових процесів в динамічних системах і оптимізації цих оцінок використовувалися в задачах оптимального проектування прискорюючо-фокусуєчих систем: лінійних прискорювачів, групувачів електронів, систем відбору потужності в багаторезонаторних клістродах тощо [1].

Задачі оптимізації пучка іонів являє собою дуже складну проблему. Тому дану задачу при її розв'язуванні можна розбити на декілька підзадач: розробка методів розрахунку оптимальних прискорюючих структур; радіальне фокусування за радіальними координатами; врахування власного електростатичного поля пучка;

розробка швидкодіючих чисельних алгоритмів розрахунку зовнішніх електромагнітних полів і т.д.

Література

1. Бублик Б.Н., Гаращенко Ф.Г., Кириченко Н.Ф. Структурно – параметрическая оптимизация и устойчивость динамики пучков. –К.: Наукова думка, 1985. –304с.

ДОСЛІДЖЕННЯ ДИНАМІКИ РОЗВИТКУ ПОПУЛЯЦІЙ ЗА ДОПОМОГОЮ КВАЗІЛІНІЙНОЇ СИСТЕМИ ЛЕСЛІ

Гаркуша Н.І.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

ngarkusha@gmail.com

В доповіді розглядаються питання розробки математичних моделей динамічних систем в екологічних системах. При їх побудові використовується математичний апарат звичайних диференціальних рівнянь, рівнянь в частинних похідних, різницевих рівнянь. Як правило, параметри моделей є результатами вимірювань і відомі з деякою ступінню неточностей. Вони належать деякому інтервалу. Математичні моделі, які зберігають свої основні властивості (зберігається фазовий портрет системи), називаються інтервально стійкими.

В доповіді розглянута нелінійна (квазілінійна) модель Леслі. Для обліку впливу щільності популяції на її плодючість вводиться

величина, що є зваженим розміром популяції $w(x) = \sum_{j=1}^n \alpha_j x_j$,

$\alpha_j > 0$, $j = \overline{1, n}$ - сталі, які відображають вплив віку на життєві темпи зростання популяції. Зроблене припущення, що щільність популяції надає вплив на плодючість лінійним чином і залежність від неї у всіх класів однакова. Тоді плодючість середнього індивіда f_i класу $i = \overline{1, n}$ є функцією вигляду $f_i = a \tilde{f}_i g[w(x)]$, $j = \overline{1, n}$, де $\tilde{f}_i$ - максимальний вихід відтворення середнього індивіда, що відноситься до вікового класу, $g[w]$ - залежність падіння народжуваності від щільності, a - ймовірність виживання індивідів першого вікового класу до моменту переходу до другого класу.

На функцію $g[w]$ зазвичай накладають наступні умови:

1) $g[w]$ є неперервно диференційованою, монотонно спадаючою при $0 \leq w < +\infty$ функцією;

2) $g[w]$ задовольняє наступним умовам

$$g : [0, +\infty) \rightarrow (0, 1], \quad g(0) = 1, \quad \lim_{w \rightarrow +\infty} g[w] = 0.$$

Тоді матриця L системи матиме вигляд

$$L[w(x)] = \begin{bmatrix} \tilde{a}f_1 g[w(x)] & \tilde{a}f_2 g[w(x)] & \dots & \tilde{a}f_{n-1} g[w(x)] & \tilde{a}f_n g[w(x)] \\ p_1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & p_2 & \dots & 0 & 0 \\ \cdot & \cdot & \dots & \cdot & \cdot \\ 0 & 0 & \dots & p_{n-1} & 0 \end{bmatrix}$$

і динаміка розвитку популяції може бути описана квазілінійною системою різницьових рівнянь

$$x(k+1) = L[w(x(k))], \quad k = 0, 1, 2, \dots$$

Знайдено особливі розв'язки, досліджена їх стійкість. При зроблених припущеннях відносно знаходження параметрів у заданих проміжках проведено дослідження на інтервальну стійкість.

Література

1. Базыкин А.Д. Математическая биофизика взаимодействующих популяций. – М.: Наука, 1985. – 181 с.
2. Смит Ж.М. Модели в экологии. – М.: Мир, 1976. – 184 с.
3. Гаркуша Н.І., Хусаїнов Д.Я. Динаміка лінійної системи моделі популяції Леслі//Вісник Київського університету. Серія: Кібернетика, в.11, 2011. – С.9-15.

ПОВЫШЕНИЕ КАЧЕСТВА ПРОГНОЗОВ НА БАЗЕ МЕТОДА КОМПЛЕКСИРОВАНИЯ ДЛЯ ПРИНЯТИЯ РЕШЕНИЯ

Гасанов А.С., Вавилов С.Е., Абдуллаев С.Г.

Международный научно-учебный центр ИТИС НАН и

МОН Украины

ayding44@rambler.ru

Несмотря на наличие множества методов прогнозирования задача увеличения качества прогнозов остается актуальной, поскольку качество зависит от многих факторов, таких как качество и объем экспериментальных данных, наличие неопределенностей различного характера и типа исследуемых процессов (стационарные и нестационарные, линейные и нелинейные). Поэтому в данной работе ставится задача исследования возможности повышения качества оценок прогнозов путем объединения (комбинирования) оценок, полученных различными методами. Известно, что во многих случаях использование такого подхода дает возможность улучшить оценки кратко- и среднесрочного прогнозов. Исходными данными служат месячные показатели о макроэкономических показателях Украины (процента изменения индекса потребительских цен (% ИПЦ)) и национального внутреннего валового продукта, а также данных о других макроэкономических показателях. Построены прогнозирующие модели экспоненциального (ЭС), двойного ЭС, моделей с использованием полиномиального метода группового учета аргумента на основе линейных и квадратичных описаний и фильтра Калмана. Приведены экспериментальные исследования вышеперечисленных моделей и вычислен коэффициент комбинированного прогноза (анализ их точности, т.е. качества) для разных соотношений обучающей (Нобуч) и проверочной выборок (Нпров). Погрешность комбинированного прогноза определяется как среднее погрешностей отдельных оценок. Приведено выражение для дисперсии погрешности комбинированного прогноза и статистические характеристики для построенных моделей, а также реальные значения ряда %ИПЦ при делении выборки: Нобуч = 65 и Нпров = 35 и веса для отдельных прогнозов:

Y эксп	Y эксп2	Y МГУА	Y НМГУА	Y Калман
0.0636182	0.249936	0.194041	0.390993	0.101413

В таблице приведен фрагмент вычисленных значений прогноза на один шаг, выполненных разными методами прогнозирования, и значения комбинированного прогноза СКП (RSME).

Y эксп	Y эксп2	Y МГУА	Y НМГУА	Y Калман	Y combo
0,0160133	0,00807901	0,00916907	0,00645933	0,0126831	0,00507773

В результате: с увеличением методов прогнозирования качество комбинированного прогноза улучшается и стремится к точному значению; по прогнозным характеристикам для всех соотношений $N_{обуч}$ и $N_{проб}$ выборки минимальные значения по показателям СКО и САПП полностью зависят от качества отдельных прогнозов, полученных индивидуальными методами.

Рассмотренный подход можно использовать для решения задачи повышения качества прогнозов в системах автоматизированного управления.

ЛИНЕАРИЗАЦИЯ НЕЛИНЕЙНЫХ МАТЕМАТИЧЕСКИХ МОДЕЛЕЙ ДЛЯ ПРИНЯТИЯ РЕШЕНИЯ ПРИ АНАЛИЗЕ СБ БМЛА

Гасанов А.С., Эфендиев Г.Д, Хашеминежад С.

Международный научно-учебный центр ИТИС НАН и

МОН Украины

ayding44@rambler.ru

Рассмотрен подход к линеаризации нелинейных математических моделей для принятия решения при анализе силового блока беспилотного малогабаритного летательного аппарата на основе полного мысленного эксперимента. Приведена классификация величин, которые входят в математическую модель (эндогенные или фазовые переменные, являющиеся функциями; экзогенные переменные, которые должны быть заданы; переменные, которые задает лицо принимающее решение) и сформулировано общее требование к самой модели, заключающееся в его замкнутости. Замкнутость модели процесса означает, что если известны начальное состояние операции и параметры модели управления, то совокупность связей между всеми вышеупомянутыми величинами позволяет определить на некотором интервале времени все фазовые переменные.

Классическая постановка задачи линейного программирования ориентирована на линейные модели. Основная задача линейного программирования формулируется следующим образом: задана математическая модель (целевая функция) СБ БМЛА в виде линейной функции $y = \sum_{i=1}^n c_i x_i$, (1) при ограничениях $\sum_{i=1}^n a_{ij} x_i \leq b_j$,

$$j = \overline{1, m_1} \quad y = \sum_{i=1}^n c_i x_i = b_j \quad j = \overline{1 + m_1, m}. \quad (2), \quad \text{где } x_i - \text{независимые}$$

переменные; n – их число; c_i, a_{ij}, b_j – некоторые заданные числа, а m_1, m – соответственно, число неравенств и равенств. Требуется найти минимум (максимум) функции (1) при выполнении условий (2), т.е. среди множества решений системы (2) необходимо найти такое, при котором функция (1) принимает наибольшее (наименьшее) значение. Эта задача служит моделью многих важных задач, связанных с исследованием операций. Решение ее не встречает принципиальных трудностей, поскольку для этой цели служат хорошо разработанные процедуры: симплекс-метод, итеративные и др., доведенные до стандартных программ. Положение осложняется, если математическая модель задана нелинейной функцией. В этом случае необходимо осуществить линеаризацию нелинейной целевой функции [1]. Приведен пример нелинейной математической модели, описывающий СБ БМЛА с заданными пределами изменения независимых переменных на базе полного факторного эксперимента с найденными оценками коэффициентов модели и ожидаемое значение целевой функции. Приведена ошибка линейной аппроксимации нелинейной функции, равной 0,25. Целевая функция при постановке задачи линейного программирования имеет вид $y = 2x_1 + 1,5x_2 + 6$.

Література

1. Гасанов А.С. Об одном подходе к линеаризации нелинейных математических моделей для принятия решения при управлении объектами / Кибернетика и вычислительная техника.–2001.–№ 132.–С. 33–38.

БАГАТОЕТАПНА КЛАСТЕРИЗАЦІЯ У ЗАДАЧІ РОЗПІЗНАВАННЯ ЗНАКІВ ДАКТИЛЬНОЇ МОВИ ЖЕСТИВ

А.О. Голік
analytical@ukr.net

Більшість існуючих підходів до розпізнавання знаків дактильної мови жестів включають в себе формування векторів ознак певної розмірності на базі інформації про контур долоні. Процес розпізнавання реалізований у вигляді кластеризації отриманого у реальному часі зображення жесту, а саме, пошуку «найближчого» у певному сенсі жесту з навчальної вибірки. Як показали практичні дослідження, для ефективності такого підходу необхідно використовувати вектори ознак великої розмірності: розмірність вектору ознак є прямо пропорційною кількості доступних для розпізнавання жестів. Крім того, у випадках, коли побудова векторів ознак необхідної розмірності можлива, ефективність розпізнавання системи не перевищує певного порогового рівня, а коли мова йде про робастність системи, то результати зазвичай не є задовільними.

В доповіді представлений варіант багатоетапної кластеризації, перевагами якого є робастність та стабільність. Його принцип полягає в тому, що на кожному етапі відкидаються лише ті знаки дактильної мови жестів, які точно (з дуже високою імовірністю) не є розв'язками. Багатоетапна кластеризація дозволяє прийняти до уваги всі важливі властивості жестів і проаналізувати їх не у комплексі, а послідовно. Головною ідеєю є застосування досить широких допустимих інтервалів для досліджуваних величин. Таким чином, можна бути впевненим, що вірний розв'язок не буде помилково відхилений. Багатоетапна кластеризація вимагає достатньої для однозначної ідентифікації жесту кількості етапів. В доповіді запропонований впорядкований набір таких етапів, який включає в себе використання матричних векторів ознак [1], аналіз контуру долоні, його опуклої оболонки, кількості, структури та інших показників дефектів контуру [2].

Література

1. Донченко В.С., Голік А.О. Застосування еліпсоїдальної та ортогональної відстаней відповідності у задачах розпізнавання мови та жестів. Вісник Київського національного університету імені Тараса Шевченка, серія фізико-математичні науки, випуск №1, 2013.
2. Голік А.О. Розпізнавання знаків дактильної мови жестів: формування векторів ознак на базі кількості та структури дефектів. XIX International

МЕТОД ЕМПІРИЧНИХ СЕРЕДНІХ ДЛЯ ОДНОРІДНИХ ВИПАДКОВИХ ПОЛІВ

Гололобов Д. О.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
dmitrygololobov9@gmail.com

У даній роботі розглядається емпірична оцінка невідомого параметра однорідного у вузькому сенсі випадкового поля з неперервним часом при спостереженнях на колі, досліджується конзистентність та асимптотичні властивості цієї оцінки.

Розглядається оптимізаційна задача:

$$\text{знайти} \quad \min_{u \in I} E \left\{ b(\vec{u}, \xi(\vec{0})) \right\} = \min_{u \in I} F(\vec{u}).$$

Ця задача апроксимується задачею:

$$\text{знайти мінімум функції:} \quad F_T(\vec{u}) = \frac{\int_{\|\vec{t}\| < T} b(\vec{u}, \xi(\vec{t})) d\vec{t}}{\int_{\|\vec{t}\| < T} d\vec{t}}, \vec{u} \in J$$

де

$$\xi(\vec{t}) = \xi(\vec{t}, \omega), \vec{t} \in \mathcal{R}^m$$

- однорідне у вузькому сенсі випадкове поле з неперервним часом, яке задовольняє умову сильного перемішування з параметром:

$$\alpha(d) = O(d^{-m-\varepsilon}), d \rightarrow \infty, \varepsilon > 0;$$

J — замкнена підмножина множини $\mathcal{R}^l, l \geq 1$, можливо, $J = \mathcal{R}^l$;

$b : J \times Y \rightarrow \mathcal{R}$ — невід’ємна неперервна функція.

В результаті роботи доводиться конзистентність даної емпіричної оцінки. При доведенні використовувались теорема 7 із [1] та теорема 2.1 із [2].

Література

1. Knopov P. S., Kasitskaya E. J. Empirical estimates in stochastic optimization and identification, Kluwer Academic Publishers: Boston\London\Dordrecht. — 250 p.
2. Юринский В. В. Об усиленном законе больших чисел для случайных полей // Математические заметки. — 1974. — 16, №1. — С. 141-149.

СИСТЕМА ПІДТРИМКИ ПРИЙНЯТТЯ РІШЕНЬ З МЕТОЮ РЕЙТИНГОВОГО ОЦІНЮВАННЯ ПРОФЕСІЙНОЇ ДІЯЛЬНОСТІ НАУКОВО-ПЕДАГОГІЧНИХ ПРАЦІВНИКІВ

¹Гураль С.Я., ²Марценюк В.П.

**^{1,2}Тернопільський державний медичний університет
ім. І.Я. Горбачевського**

¹gural_s@pochta.ru, ²marceniuk@yahoo.com

Навчальні заклади повинні мати у своєму розпорядженні певні процедури і критерії, які б засвідчували, що викладачі, які працюють із студентами, мають відповідну кваліфікацію і високий фаховий рівень для здійснення своїх службових обов'язків [1].

У ТДМУ ім. І.Я. Горбачевського запроваджено рейтинг діяльності викладачів. В якості центральної ідеї поетапного введення моніторингових оцінок „якості” навчальної та наукової роботи викладацького складу виступає прагнення вийти на рівень особистої зацікавленості працівників в підвищенні кваліфікаційного рівня, продуктивності роботи, підвищення рейтингового показника університету [2].

Систему реалізовано за допомогою технологій Java Servlet та Java Server Pages (JSP). Система розроблена для розгортання на Веб-сервері Apache. Для підтримки Java-технологій на Веб-сервері використовується рушій сервлетів Apache Tomcat. Для збереження структурованих даних використано систему управління реляційними базами даних MySQL. При розробці графічного інтерфейсу використовується бібліотека візуальних компонент AJAX.

Література

1. Стандарти і рекомендації щодо забезпечення якості в Європейському просторі вищої освіти. Частина 1, п.1.4.
2. Марценюк В.П., Швед М.І., Гураль С.Я. Концептуальні підходи до визначення рейтингу наукової діяльності викладачів ВМ(Ф)НЗ України // Медична інформатика та інженерія. - №1. – 2009 р. – с. 8-13.

КОНЦЕПЦІЇ СТАЛОГО РОЗВИТКУ ТУРИЗМУ В УКРАЇНІ

Данилов В. Я., Жирова А.О., Жиров О.Л.
Національний технічний університет України
«Київський політехнічний інститут»
anna.zhyrova@gmail.com

Сталий розвиток суспільства за визначенням є таким, що дозволяє задовольняти нинішні потреби суспільства, не наносячи шкоди для майбутніх поколінь. Концепції сталого розвитку були сформульовані у 87 році, а в середині 90-х туризм був визнаний однією із галузей, що є чинником збереження природної і культурної спадщини.

В Україні величезний потенціал розвитку туризму. У роботі сталий розвиток туризму розглядається як керований на основі системного аналізу процес. Розглянуті моделі розвитку туристичної галузі України дозволяють зробити висновки про перспективи сталого розвитку туристичної галузі України. Першочерговою задачею є розвинення фондостворюючого сектора галузі, яка потребує залучення великих (у тому числі іноземних) інвестицій. На наступному етапі почнеться динамічний розвиток інших секторів за рахунок вивільнення коштів із фондостворюючого сектору.

Література

1. Слепцова О. Я. Використання інформаційних технологій для підтримки прийняття рішень в туризмі/ О.Я. Слепцова, В. Я. Данилов// Наукові праці: Науково-методичний журнал. – Миколаїв: Вид-во ЧДУ ім. Петра Могили, 2011. – Випуск 173. – Т. 161. Комп'ютерні технології. – с. 47-53.
2. Шакурова Ю.Ю. Моделювання раціональних стратегій розвитку туристичної галузі/ Ю.Ю. Шакурова, О.Л.Жиров/ Матеріали VI Міжнародної науково-практичної конференції «Моделювання та прогнозування економічних процесів», секція №1 «Моделювання економічного розвитку та прийняття рішень в умовах невизначеності». –К.: НТУУ «КПІ», 2012, с. 31-32.

МАТЕМАТИЧНЕ МОДЕЛЮВАННЯ ДИНАМІКИ НЕПЕРЕРВНО СПОСТЕРЕЖУВАНОЇ ТОВСТОЇ ПРУЖНОЇ ПЛИТИ

Двірничук К.В., Стоян В.А.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

k_v_dvirnychuk@ukr.net

v_a_stoyan@ukr.net

Предметом даного наукового повідомлення є дослідження динаміки товстої пружної плити, яка в декартовій системі координат x, y, z обмежена торцевою поверхнею S_Γ та площинами $z = \pm h$, завантаженими нормальними ($k = 1$) та дотичними ($k = 2$) поверхнево розподіленими зовнішньо-динамічними збуреннями $q_k^\pm(\xi)$ ($k = \overline{1, 2}$, $\xi = (x, y, t)$).

Вважатимемо, що за станом плити мають місце початково-крайові спостереження вигляду

$$L_r^0(\partial_t)w(\sigma, t)\Big|_{t=0} = W_r^0(\sigma), \quad L_\rho^\Gamma(\partial_\sigma)w(\sigma, t)\Big|_{\substack{t_j \in [0, T] \\ \sigma = \sigma^\Gamma \in S_\Gamma}} = W_\rho^\Gamma(\sigma^\Gamma, t), \quad (1)$$

де S_0 – просторова область плити, $L_r^0(\partial_t)$ ($r = \overline{1, R_0}$), $L_\rho^\Gamma(\partial_\sigma)$ ($\rho = \overline{1, R_\Gamma}$) – лінійні диференціальні оператори, $\sigma = (x, y, z)$, $\partial_\sigma = (\partial_x, \partial_y, \partial_z)$ та ∂_t – похідні за просторовими координатами x, y, z та часом t . На кількість початкових R_0 та крайових R_Γ спостережень (1), як і на структуру лінійних диференціальних операторів $L_r^0(\partial_t)$ ($r = \overline{1, R_0}$), $L_\rho^\Gamma(\partial_\sigma)$ ($\rho = \overline{1, R_\Gamma}$), ніяких обмежень накладати не будемо.

Згідно [1] дію початково-крайових збурень $W_r^0(\sigma)$ ($r = \overline{1, R_0}$) та $W_\rho^\Gamma(\sigma^\Gamma, t)$ ($\rho = \overline{1, R_\Gamma}$) зімітуємо зовнішньо-динамічними збурюючими факторами $q_{0k}^{(l)}(\xi)$, $q_{\Gamma k}^{(l)}(\xi)$ ($k, l = \overline{1, 2}$) визначеними в областях

$S^0 = (S_0 \cap (z = \pm h)) \times (-\infty, 0]$, $S^\Gamma = ((R^3 \setminus S_0) \cap (z = \pm h)) \times [0, T]$ відповідно. При цьому функцію $w(\sigma, t)$ поперечних динамічних зміщень розглядуваної плити подамо сумою [1, 2]

$$w(\sigma, t) = \sum_{k, l=1}^2 w_k^{(l)}(\sigma, t) = \sum_{k, l=1}^2 \left(\int_{(\cdot)} G_k^{(l)}(\xi - \xi', z) q_k^{(l)}(\xi') d\xi' + \right. \\ \left. + \sum_{m=1}^{M_{0k}^{(l)}} G_k^{(l)}(\xi - \xi_{km}^{0(l)}, z) q_{0km}^{(l)} + \sum_{m=1}^{M_{\Gamma k}^{(l)}} G_k^{(l)}(\xi - \xi_{km}^{\Gamma(l)}, z) q_{\Gamma km}^{(l)} \right),$$

функції $G_k^{(l)}(\cdot)$ та $q_k^{(l)}(\cdot)$ ($k, l = \overline{1, 2}$) яких визначені в [2], $q_{0km}^{(l)} = q_{0k}^{(l)}(\xi_{km}^{0(l)})$ ($\xi_{km}^{0(l)} \in S^0$, $m = \overline{1, M_{0k}^{(l)}}$), $q_{\Gamma km}^{(l)} = q_{\Gamma k}^{(l)}(\xi_{km}^{\Gamma(l)})$ ($\xi_{km}^{\Gamma(l)} \in S^{\Gamma}$, $m = \overline{1, M_{\Gamma k}^{(l)}}$) ($k, l = \overline{1, 2}$), а знаком $(\cdot)$ позначене інтегрування в області зміни аргументу підінтегральної функції. Складові $w_k^{(l)}(\sigma, t)$ ($k, l = \overline{1, 2}$) функції $w(\sigma, t)$ точно задовольняючи [1] диференціальному рівнянню [2] динаміки плити, за середньоквадратичним критерієм узгоджуються зі спостереженнями (1) при

$$\bar{q} = (((q_{0km}^{(l)}, m = \overline{1, M_{0k}^{(l)}}), (q_{\Gamma km}^{(l)}, m = \overline{1, M_{\Gamma k}^{(l)}})), k = \overline{1, 2}), l = \overline{1, 2})^T, \quad (2)$$

яке визначається рівнянням

в якому матриця $A(\sigma, t)$ та вектор $\bar{W}(\sigma, t)$ будуються [1] з врахуванням спостережень (1).

Розв'язком (середньоквадратичним наближенням до нього) системи (2) буде [1]

$$\bar{q} \in \Omega_{\bar{q}} = \{\bar{q} : \bar{q} = QA_w + \bar{v} - QP\bar{v}\},$$

де $\bar{v}$ – довільний вектор відповідної розмірності, Q – матриця, псевдообернена до

$$P = \int_{(\cdot)} A^T(\sigma, t) A(\sigma, t) d\sigma dt,$$

$$A_w = \int_{(\cdot)} A^T(\sigma, t) \bar{W}(\sigma, t) d\sigma dt. \quad \text{Розв'язок задачі досліджується на}$$

точність та однозначність.

Література

1. Стоян В.А. Математичне моделювання лінійних, квазілінійних і нелінійних динамічних систем. – К.: ВПЦ “Київський університет”, 2011. – 310 с.
2. Стоян В.А., Двирничук К.В. Об интегральной модели поперечных динамических смещений толстого упругого слоя // Проблемы управления и информатики. – 2013. – №1. – С. 52-61.

ОСНОВНЫЕ АСПЕКТЫ ПРОЕКТИРОВАНИЯ КОГНИТИВНЫХ СТРУКТУР НА ОСНОВЕ СЕМИОТИЧЕСКОГО ПОДХОДА

Долгополов И.Н.

Международный научно-учебный центр информационных
технологий и систем МО и НАН Украины

dolgigo@ukr.net

Становление в теории искусственного интеллекта (ИИ) семиотической парадигмы декларирующей о том, что знания необходимо рассматривать как объекты знаковой природы, сформировало методологическую основу для построения структур способных содержать и раскрывать не только смысл, но и действие, в рамках единого технологического пространства. Это позволили перейти от традиционных исследований семиотики в области культуры: человеческого поведения, искусства, языка, к когнитивным основам моделирования семиотических сетей, семиотических баз знаний и др. Настоящая работа посвящена интеграции основных направлений прикладной семиотики таких как «понимание, многоагентные системы, сетевые модели и метазнания», в единое технологическое пространство. В качестве объектов изучения рассматриваются не знаки, а их применение в знаковых системах представления и обработки знаний для решения главной задачи клинической информатики – получение достоверного диагноза. Учитывая, что основным исходным элементом семиотической системы является знак, репрезентующий некий объект, рассмотрим основные его аспекты: синтаксический; семантический; прагматический. Если рассматривать имя, содержание и назначение знака в соответствии с этими аспектами, то для представления знаний в системах ИИ они лучше всего реализуются на основе использования технологий фреймов [1]. В соответствии с нотациями М. Минского, «*фрейм*» трактуется как минимальное описание некоторой сущности, в котором содержится всё необходимое для ее идентификации. В результате исследований выяснилось, что для семиотического моделирования предметных знаний «*фрейм*» оказался актуальным не только как технология, но и как потенциально когнитивная структура, тождественная структуре знака. Например, имени фрейма соответствует имя знака, значению слотов фрейма соответствуют значения знака и связанные с ними ограничения, условия, шкалы

определения и др. Содержание знака в виде его значений отражает понятие и сущность денотата, репрезентируемую данным знаком. Слоты, содержащие в качестве прагматических значений знака - присоединенные процедуры, соответствуют назначению знака. Сочетание имени, понятия и представления образуют некую структуру, которая в рамках треугольника Фреге называется знаком или семой, которая и формирует когнитивную основу *информационной единицы Про*. Система информационных единиц, обладающая свойствами именованности, структурированности, иерархичности, связности, активности и рефлексивности, называется системой знаний. В рамках настоящего исследования когнитивную основу, объединяющей семиотику и онтологию знака, как систему знаний, можно представить в следующем виде:

$$F = \langle A, B, C, D, E, T, G, H \rangle,$$

где $A = \langle A_1, A_2 \rangle$, где A_1 — уникальное имя знака – термин, как название нозологической единицы; A_2 — имя, соответствующее идентификатору фрейма; $B = \{B_1, B_2, B_3, \dots\}$ — множество дефиниций понятия. Как правило, в клинической медицине у одного понятия может быть несколько дефиниций. Если термин можно представить как узел в сложной структуре теоретической системы предметных знаний, то различные дефиниции можно рассматривать как «разные пути или способы вхождения мысли фактически в одну и ту же структуру» [2]. В отличие от систем, построенных на продукционной основе, в логико-трансформационных правилах в качестве объектов действий выступают фрагменты сети из знаков-фреймов. Это даёт возможность организации распространения волны возбуждения по сети путём генерации в ней возбуждающего фрагмента F , что делает такую модель способной к передаче активности в задекларированной системе отношений.

На основе описанной технологии фреймов была создана интеллектуальная система адаптивного интервьюирования «Кардиалгия», которая дифференцирует 176 заболеваний сопровождающихся болями в сердце [1]. В развитии данной идеологии создаётся интеллектуальная система управления диагностическим процессом СУПРАДИН, которая способна найти недостающую информацию для постановки диагноза в распределённой среде или инициализировать процессы её сбора до уровня принятия достоверного решений [2,4].

Литература

1. Долгополов И.Н. Технология фреймов в проектировании интеллектуальных автоматизированных систем клинической диагностики // Кибернетика и системный анализ. - 1998. - № 2. - С.149-161.
2. Долгополов И.Н. Объектные технологии проектирования корпоративных информационных систем массового медицинского обслуживания // Кибернетика и системный анализ. - 2001. - № 1. - С. 56-70.
3. Поспелов Д.А. Принципы ситуационного управления// Известия АН СССР. Техническая кибернетика. - 1971. - №2. - С.10-17.
4. Долгополов И.Н. Процесс коммуникации в клинической диагностике. Семиотический подход. //Кибернетика и системный анализ. - 2010 - №5 - С.60-70с.

ПРИЙНЯТТЯ РІШЕНЬ НА ОСНОВІ ПРОГНОЗОВАНИХ ІНТЕРВАЛІВ МІЖ ТЕРОРИСТИЧНИМИ ЗАГРОЗАМИ

Доленко Г.О. , Лобач С.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
galinadolenko2006@yandex.ru, s.w.a.t.oc.team@gmail.com

Ціллю дослідження є продовження роботи з створення математичної підтримки для підвищення рівня ефективності управління антитерористичною діяльністю в країні.

Розглядається постановка задачі системної оптимізації [1] антитерористичної діяльності [3] при прогнозованих інтервалах між терактами [2] та її математична модель.

Нехай, T — дерево критеріїв задачі. Головну ціль на верхньому рівні ієрархії T відображає критерій F_0 — підвищення ефективності управління антитерористичною діяльністю, який можна деком позувати на другому рівні T на 5 критеріїв:

F_1 — поліпшення координації антитерористичних об'єднань та регулярних військ в період прогнозованого часу теракту,

F_2 — зменшення людських жертв та поранених серед населення,

F_3 — зменшення економічних збитків при безпосередньому скоєнні теракту,

F_4 — зменшення витрат на ліквідацію та боротьбу з наслідками теракту,

F_5 — розширення співпраці з міжнародними антитерористичними організаціями.

На основі [3] можна формалізувати область допустимих розв'язків задачі системної оптимізації управління антитерористичною діяльністю.

В [2] висувалася гіпотеза про експоненційний розподіл випадкових величин, що являють собою інтервали між терористичними актами. Для її перевірки слугував критерій Колмогорова-Смирнова, який досить легко застосовувати для аналізу слабо підготованих даних. Але потужність цього критерію порівняно слабка, хоча й асимптотично наближається до одиниці. Тому для детального опрацювання даних біло вирішено використати ще один критерій згоди, χ^2 -Пірсона, для визначення, що, дійсно, функція розподілу інтервалів між терактами як випадкових величин для вибірок з різних геополітичних зон, є експоненційного типу.

В результаті вивчення такої предметної області, як світова терористична діяльність, було виявлено основні її характеристики теракту. Провівши пошук зафіксованих терактів на відповідних Інтернет ресурсах за визначеними характеристиками теракту така інформація була агрегована у базу даних терористичних актів, що відбулися у період з 1 січня 2000 року до 31 грудня 2010 року. На поточному етапі запланованої роботи докладно досліджено інтервали між терактами, як випадкові величини, на прикладі вибірок з «гарячих точок» планети – Афганістану, Алжиру, Індії, Іраку, а також США.

Прогнозовані інтервали між терактами розглянуто, як модель цільових установок для задачі системної оптимізації.

Література

1. Доленко Г.О. Процедури прийняття рішень при управлінні інноваціями. – К.: ВПЦ “Київський університет”.– 2003. – 60 с.
2. Korolyuk V., Dolenko G., Lobach S. Approach to evaluation of distribution of intervals between terroristic acts .- PDMU-2008. International Conference Problems of Decision Making under Uncertainties, September 17-21, 2012, Brno, Czech Republic.- P.61.
3. FBI report on terrorism – <http://www.fbi.gov/stats-services/publications/terrorism-2009>.

КОНСТРУКТИВНІ ЗАСОБИ ОПИСУ БАЗОВИХ ЛІНІЙНИХ СТРУКТУР В ЕВКЛІДОВИХ ПРОСТОРАХ

В.С.Донченко

voldon@unicyb.kiev.ua

Евклідові простори (ЕП) є фундаментальною математичною структурою, яка чи найчастіше використовується в прикладних математичних дослідженнях. Таке поширене використання визначається наявністю широкого спектру засобів математичного структурування: від операцій до топології. Саме наявність в евклідових просторах цього різноманіття засобів передачі зв'язків між елементами структури є принциповим для прикладних математичних дослідженнях, оскільки математичне моделювання є, власне, представлення структури об'єкту засобами математичного структурування з метою отримання верифікованих висновків про поведінку об'єкту. До базових лінійних та нелінійних структур в рамках ЕП відносяться ті, що найчастіше використовуються в прикладних дослідженнях. Ними є: лінійні підпростори та гіперплощини, лінійні оператори, невід'ємно визначені квадратичні форми та відповідні їм еліпси групування. Класичним варіантом ЕП є простори числових векторів фіксованої розмірності: ті, що позначаються як R^n . Технічно, оперування с базовими структурами R^n реалізується засобами матричної алгебри: від скалярного добутку до матричного задання лінійних операторів. Саме в рамках матричної алгебри оформлюються важливі для техніки використання базових структур результати, що стосуються сингулярного розкладу (SVD-подання матриці) та визначення на його основі псевдо обернення за Муром – Пенроузом (М-П ПдО). Згадані засоби є основою потужного математичного апарату опису та конструктивного використання цих базових структур в R^n (див., наприклад [1-2]). Слід відзначати особливий внесок М.Ф.Кириченка та його учнів в розвиток сучасної теорії М-П ПдО та, зокрема, його основоположну роботу [3]. Ефективність застосування М-П ПдО в конструктивному описі та використанні ЕП-базових лінійних структур, визначається тим, що воно дає прямий формульний засіб опису ортогональних проекторів основних підпросторів лінійного оператора, а на цій основі і - лінійних підпросторів, породжених тим чи іншим набором векторів. Такими наборами векторів в задачах

кластеризації, класифікації та розпізнавання є вектори слушних навчальних вибірок. Наявність явних та конструктивних формул для ортогональних проекторів уможливорює явний аналітичний опис відстаней відповідності кластеру на основі вкладення векторів навчальної вибірки у слушний лінійний підпростір чи гіперплощину.

Сказане вище прямо стосується і так званих групуючих операторів, проявом яких, певним чином спотвореним, в іншій математичній області: теорії ймовірностей та математичній статистиці, - є відстань Махолонобіса.

Розвиток рівня прикладних проблем пред'являє нові вимоги до математичних засобів представлення структур модельованих об'єктів в математиці. Це стосується і розвитку концепції «представництва» об'єкту аналізу в математиці. Зокрема, у багатьох важливих задачах групування інформації таким представником природним чином виступає не числовий вектор, а матриця. Отже, важливим для прикладних досліджень є розвиток засобів опису базових структур, якими є SVD та М-П ПдО для евклідових просторів, відмінних від R^n і, зокрема, для ЕП матриць фіксованої розмірності: для $R^{m \times n}$.

В роботі представлені розвиток засобів SVD та М-П ПдО для ЕП матриць фіксованої розмірності. Реалізація відповідних конструкцій базується на узагальненні операцій матричної алгебри та, відповідно, на введенні у обіг та дослідженні властивостей так званих [4] «кортежних операторів». Саме такий підхід уможливорює узагальнення принципів елементів апарату.

Література

1. Кириченко Н.Ф., Донченко В.,Кривонос Ю., Омардибиров В. Базовые структуры евклидовых пространств: конструктивные методы описания и использования/ New Trends in Classification and Data Mining. – ITHEA, Sofia, Bulgaria. -2010.- ISBN 978-954-16-0042-9.- P. 155-170.
2. Донченко В.С. Неопределённость и математические структуры в прикладных исследованиях/ Human aspects of Artificial Intelligence International Book Series Information science & Computing.– Number 12. – Supplement to International Journal “Information technologies and Knowledge”. –Volume 3.–2009. – P. 9-18.
3. Кириченко Н.Ф. Аналитическое представление псевдообратных матриц //Киб. и СА.- №2. –1997.– С.98-122.
4. Donchenko V., Zinko T., Skotarenko F. 'Feature vectors' in grouping information problem in applied mathematics: vectors and matrixes /Problems

ЗАДАЧА ЕКСТРАПОЛЯЦІЇ ФУНКЦІОНАЛІВ ВІД ПЕРІОДИЧНО КОРЕЛЬОВАНИХ ПРОЦЕСІВ

Дубовецька І.І., Моклячук М.П.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
idubovetska@gmail.com, mmp@univ.kiev.ua

Розглядається задача середньоквадратичного оптимального лінійного оцінювання функціонала $A\zeta = \int_0^\infty a(t)\zeta(t)dt$ від невідомих значень середньоквадратично неперервного періодично корельованого стохастичного процесу $\zeta(t), t \in \mathbb{R}$, [1] за результатами спостережень процесу $\zeta(t) + \theta(t)$ при $t < 0$. Шум $\theta(t)$ – некорельований із $\zeta(t)$ періодично корельований процес.

Задача вивчається для двох випадків: спектральної визначеності та спектральної невизначеності. У першому випадку матриці спектральних щільностей $f(\lambda)$ та $g(\lambda)$ векторних стаціонарних послідовностей $\{\zeta_j = \zeta(u + jT), u \in [0, T), j \in \mathbb{Z}\}$ та $\{\theta_j = \theta(u + jT), u \in [0, T), j \in \mathbb{Z}\}$, які побудовані за процесами $\zeta(t)$ та $\theta(t)$, відповідно, відомі. За допомогою класичного методу проєкцій А.М. Колмогорова [2] виведено формули для обчислення середньоквадратичної похибки та спектральної характеристики оптимальної оцінки функціонала $A\zeta$. Якщо $f(\lambda)$ та $g(\lambda)$ не відомі, але вказана множина $D = D_f \times D_g$ їх допустимих значень, застосовано мінімаксний (робастний) підхід до розв’язування задачі оцінювання. Тобто шукають оцінку, яка мінімізує величину середньоквадратичної похибки одночасно для всіх спектральних щільностей із заданого класу.

Література

1. Гладышев Е.Г. Периодически и почти-периодически коррелированные случайные процессы с непрерывным временем / Е.Г. Гладышев // Теор. вер. и прим. – 1963. – Т. 8, №2. – С. 184–189.
2. Колмогоров А.Н. Теория вероятностей и математическая статистика. Сборник статей / А.Н. Колмогоров. – М.: “Наука”, 1986. – 354 с.

3. Моклячук М.П. Робастні оцінки функціоналів від стохастичних процесів: монографія / М.П. Моклячук. – К.: “Київський університет”, 2008. – 320 с.

ДЕЯКІ ХАРАКТЕРИСТИКИ РІВНЯ МАТЕМАТИЧНОЇ ПІДГОТОВКИ ФАХІВЦІВ ІНЖЕНЕРНО-ЕКОНОМІЧНИХ НАПРЯМКІВ

¹Єлейко Я.І., ²Дутка А.Я.

¹Львівський національний університет імені Івана Франка
yikts@yahoo.com

²Львівський інститут банківської справи університету банківської
справи НБУ

Сучасний етап еволюції науково-технічного прогресу характеризується широким впровадженням ІТ-технологій, які розвиваються надзвичайно бурхливими темпами. Саме це необхідно враховувати при підготовці майбутніх фахівців інженерно-економічних напрямків. До майбутніх фахівців роботодавці вимагають ґрунтовних знань із спеціальності, крім цього мати хороші навички застосування математичного апарату з метою розрахунку та моделювання назрілих процесів за допомогою сучасних комп'ютерних пакетів програм.

На сучасному етапі розвитку суспільства, де відбувається шалене зростання обсягів потрібної фахівцеві інформації необхідною умовою є фундаменталізація знань з врахуванням вибору конкретної спеціалізації.

З метою оцінювання співвідношення інженерно-економічних та математичних знань введемо наступні показники:

1. *Показник засвоєння математичних знань*

$$M_z = \frac{\sum_i (D_i - D_{\min})}{i[D_{\max} - D_{\min}]}, (i = 1 \dots n),$$

де D_i - оцінки за відповідні теми математичного циклу;

$D_{\max}$ - максимальна оцінка за відповідні теми математичного циклу;

$D_{\min}$ - мінімальна оцінка за відповідні теми математичного циклу.

2. *Показник засвоєння спеціальних знань*

$$E_z = \frac{\sum (F_i - F_{\min})}{i[F_{\max} - F_{\min}]}, (i = 1 \dots n),$$

де F_i - оцінки за відповідні теми спеціального циклу;

$F_{\max}$ - максимальна оцінка за відповідні теми спеціального циклу;

$F_{\min}$ - мінімальна оцінка за відповідні теми спеціального циклу.

3. *Показник застосування математичних знань майбутніми фахівцями*

$$G_z = \frac{\sum_i ([J_i - J_{\min}] + [H_i - H_{\min}])}{i([J_{\max} - J_{\min}] + [H_{\max} - H_{\min}])}, (i = 1 \dots n),$$

де J_i - оцінки за вміння ефективно дібрати відповідний математичний апарат для розв'язання економічної задачі;

H_i - оцінка за вміння ефективно застосувати математичний апарат для розв'язання економічної задачі;

$J_{\max}$ та $H_{\max}$ - мінімальні оцінки за відповідні знання та вміння;

$J_{\min}$ та $H_{\min}$ - мінімальні оцінки за відповідні знання та вміння.

Можна також ввести інтегральний показник фундаментальних знань.

$$H_z = p_1 M_z + p_2 E_z + p_3 G_z,$$

де p_1 - доля математичних знань; p_2 - доля спеціальних знань;

p_3 - доля застосувань математичних знань.

$$p_1 + p_2 + p_3 = 1.$$

Використання цих показників дає змогу визначати ефективність та рівень умінь студентів.

ДОСЛІДЖЕННЯ СИСТЕМИ $M^0/G/1/m$ З ДВОПОРОГОВОЮ ГІСТЕРЕЗИСНОЮ СТРАТЕГІЄЮ ПЕРЕМИКАННЯ ІНТЕНСИВНОСТІ ОБСЛУГОВУВАННЯ

Жерновий К.Ю.

Львівський національний університет імені Івана Франка

k.zhernovyi@yahoo.com

Розглянемо систему $M^0/G/1/m$ з груповим надходженням замовлень і двома режимами обслуговування (основним і післяпороговим), яким відповідають функції розподілу тривалості обслуговування $F(x)$ і $\tilde{F}(x)$. Нехай $\xi(t)$ – кількість замовлень у системі в момент часу t , а $h_1 \leq h_2$ – задані порогові значення, де $h_1 \geq 0$, $1 \leq h_2 \leq m-1$. Післяпороговий режим починає функціонувати, якщо в момент t початку обслуговування чергового замовлення виконується умова $\xi(t) > h_2$. Повернення до основного режиму здійснюється в момент початку обслуговування того замовлення, для якого $\xi(t) \leq h_1$, а для випадку $h_1 = 0$ – в момент початку обслуговування першого замовлення після періоду простоювання системи (якщо для цього замовлення виконується умова $\xi(t) \leq h_2$). Якщо $h_1 = 0$, то післяпороговий режим триває до моменту звільнення системи.

За допомогою підходу, який ґрунтується на застосуванні методу потенціалу [1], знайдено перетворення Лапласа для розподілу кількості замовлень у системі під час періоду зайнятості і для функції розподілу періоду зайнятості, визначена середня тривалість періоду зайнятості, отримано формули для стаціонарного розподілу кількості замовлень у системі та стаціонарних характеристик. Розглянуто приклад розв'язання задачі оптимального синтезу системи з заданими стаціонарними характеристиками.

Отримані результати перевірено за допомогою імітаційної моделі, побудованої з використанням інструментальних засобів GPSS World.

Література

1. Корольок В.С. Граничные задачи для сложных пуассоновских процессов / В.С. Корольок. – Киев: Наукова думка, 1975. – 139 с.

СИСТЕМИ ОБСЛУГОВУВАННЯ З ВІДМОВАМИ І РІВНОЙМОВІРНИМ РОЗПОДІЛОМ ЗАМОВЛЕНЬ

Жерновий Ю.В.

Львівський національний університет імені Івана Франка
yu_zhernovyi@yahoo.com

Для двох типів систем обслуговування з відмовами, найпростішим потоком замовлень, довільним розподілом тривалості обслуговування і різними способами розподілу замовлень по неоднорідних каналах (рівноймовірним розподілом замовлень по всіх каналах (вільних і зайнятих) і рівноймовірним розподілом замовлень по вільних каналах) знайдено стаціонарні розподіли кількості замовлень і доведено їхню інваріантність відносно функцій розподілу тривалості обслуговування.

Для системи $M^X/M/n/0$ з однорідними каналами і рівноймовірним розподілом замовлень по всіх каналах запропоновано алгоритм відшукування стаціонарного розподілу кількості замовлень у випадку, коли кількість замовлень у групі менша шести. Вивчено системи $M^X/M/2/0$ і $M^X/M/3/0$ з рівноймовірним розподілом замовлень по всіх каналах і довільним розподілом кількості замовлень, які прибувають у групі.

Отримані результати перевірено за допомогою імітаційних моделей, побудованих з використанням інструментальних засобів GPSS World.

ПРИЙНЯТТЯ УПРАВЛІНСЬКИХ РІШЕНЬ ПРО СТРАТЕГІЮ ПІДПРИЄМСТВА В УМОВАХ ІНТЕРВАЛЬНОЇ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ

Жуковська О.А.

Національний технічний університет України "КПІ"
zhukovskaya71@gmail.com

Ефективність управлінських рішень та визначення стратегії підприємства в значній мірі залежить від детального вивчення ринку та розробки конкурентоспроможної маркетингової концепції, зокрема, визначення ємності ринку [1]

$$C_{ij} = S_i I_{ij} L_j, \quad i = \overline{1, n}, \quad j = \overline{1, m},$$

де $S_i = [s^-, s^+]$ – інтервал коливання вартості S_i товару i ; L_j – кількість потенційних покупців товару i сегменті j ; $I_{ij} = [i^-, i^+]$ – довірчий інтервал, який з ймовірністю β накріє невідоме значення ймовірності P_{ij} збуту товару i в сегменті j .

Формування майбутніх об'ємів випуску та продаж пов'язано фактично з аналізом і порівнянням або величин ємностей декількох сегментів ринку для однієї групи товарів, або ємностей ринку для декількох груп товарів в одному сегменті. Наприклад, при прийнятті рішення про більш вигідний з точки зору продажу товар в сегменті j необхідно порівняти їх ємності ринків.

Зрозуміло, що будь-яке точкове значення $C_{1j} \in C_{1j}$ буде менше (більше) будь-якого точкового значення $C_{2j} \in C_{2j}$, якщо інтервали $C_{1j} = [C_{1j}^-, C_{1j}^+]$, $C_{2j} = [C_{2j}^-, C_{2j}^+]$ не перетинаються, тобто виконується одна з умов

$$C_{1j}^- > C_{2j}^+, \quad (1)$$

$$C_{1j}^+ < C_{2j}^-. \quad (2)$$

Прийняти рішення щодо стратегії підприємства неможливо, якщо інтервали C_{1j} , C_{2j} перетинаються. Ґрунтуючись на властивостях довірчих інтервалів доведено, що за рахунок збільшення кількості досліджуваних споживачів в сегменті j , завжди можна досягнути умову $C_{1j} \cap C_{2j} = \emptyset$, тобто забезпечити однозначну оцінку управлінських рішень про стратегію підприємства.

Література

1. Жуковська О.А. Основи інтервального аналізу: Навч.посіб. – К.: Освіта України, 2009. – 136 с.

РОБАСТНА СИСТЕМА УПРАВЛІННЯ ПРОЦЕСОМ БАГАТОПРОДУКТОВОЇ ІННОВАЦІЇ

Загородній Ю.В., Любенко А.В.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
yuzagor@ukr.net, anna_lyubenko@mail.ru

Нехай функції $M(t)$ - кількість капіталу економічної організації в час $t \in [0, T]$ та $P_i(t)$ - кількість продукту виду $i = \overline{1, n}$, $n \in \mathbb{N}$ на інтервалах $t \in [t_m, T]$, $m = \overline{1, n}$, $t_0 = 0 < t_1 \leq \dots \leq t_n < T$ задовольняють наступній системі рівнянь:

$$\begin{cases} \frac{dM(t)}{dt} = \sum_{i=1}^m (p_i w_i(t) - v_i M(t) - s_i P_i(t)) - R_m M(t) - v_{ex} M_{ex} - K, \\ \frac{dP_i(t)}{dt} = k_i v_i M(t) - w_i(t), i = \overline{1, m}, \end{cases}$$

$$M(0) = M_0 + M_{ex}, P_i(t_i) = P_i^0,$$

де $M_0 \geq 0$ - власний капітал в початковий час $t = 0$, $M_{ex} > 0$ - кошти вкладені інвестором в дану організацію для проведення інновації [1], $v_{ex} M_{ex}$ - витрати на обслуговування інвестиції в одиницю часу, v_i - доля капіталу, яка використовується на виготовлення нового продукту виду $i = \overline{1, n}$ в одиницю часу, k_i - кількість одиниць виробленого продукту на одиницю вкладеного капіталу, K - постійні витрати фірми на невиробничі цілі, s_i - витрати на зберігання одиниці i -того продукту, $w_i(t)$ - швидкість продаж продукту, R_m - доля капіталу, що витрачається в одиницю часу на розробку продуктів, які ще не поступили на продаж.

Для випадків $n = 1$ та $n = 2$ знайдено стаціонарні стани та умови стійкості системи. Розроблено робастну систему управління процесом інновації, де за цільову величину взято максимальне значення капіталу у стійкій стаціонарній точці.

Література

1. Гезь-Косовська О.І., Загородній Ю.В. Аналіз критеріїв сталого розвитку в умовах інноваційних змін//Abstracts of XV International Conference "PDMU".-Kyiv-Rivne, 2008.-P. 85-86.

ВИЗНАЧЕННЯ КОМПЛЕКСУ МЕТОДІВ НЕРУЙНІВНОГО КОНТРОЛЮ ДОРОЖНЬОГО ПОКРИТТЯ

¹Заславський В.А., ²Качура О. А., ³Сідляренко А.І.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

¹zas@unicyb.kiev.ua, ²aleshka.kach@gmail.com, ³ideolog@ua.fm

Дорожня інфраструктура в розвинених країнах Європи та світу відноситься до так званої «критичної інфраструктури держави», а безпека дорожнього руху та якість дороги стали однією з найактуальніших соціально-економічних проблем нашого часу. На сьогоднішній день в Україні понад 58,8% мостів та шляхопроводів не відповідають за технічними параметрами вимогам сучасних норм і фактичному навантаженню, а 702 - взагалі потребують термінового ремонту [1].

Підвищення рівня безпеки за рахунок подолання проблеми якості дорожнього покриття можливе за умов системного впровадження засобів та методів моніторингу та контролю його стану, своєчасного ремонту автодорожнього покриття, інформаційного супроводження процесів підтримки та прийняття раціональних управлінських рішень.

Застосування різних методів неруйнівного контролю при дослідженні складних систем, як показує практика, дає можливість значно прискорити пошук дефектів, не виводячи їх з експлуатації [2]. Ліквідація виявлених пошкоджень здійснюється на основі досвіду спеціалістів і статистичних даних, що виявляються при повторному проведенні контролю.

В доповіді розглядається задача багатокритеріальної дискретної оптимізації, в результаті розв'язку якої буде сформувано комплекс різнотипних методів неруйнівного контролю, що забезпечують ефективний моніторинг стану дорожнього покриття, що є одним з найважливіших чинників безпеки.

Література

1. Розпорядження Кабінету Міністрів України від 03.09.12 р. № 719-р “Про схвалення Концепції Державної цільової економічної програми розвитку автомобільних доріг загального користування на 2013-2018 роки” – Режим доступу <http://zakon2.rada.gov.ua/laws/show/719-2012-p> (27.03.2013)
2. Неразрушающий контроль и диагностика. Справочник. / Под.ред. В.В. Клюева. М.: Машиностроение, 1995.- 488 с.

СИСТЕМНИЙ АНАЛІЗ ПРОЦЕСІВ РИЗИКУ ЗА УМОВ УЗАГАЛЬНЕНИХ ПОТОКІВ

Звізло М.Р.

Львівський національний університет імені Івана Франка
zvmax@i.ua

З розвитком страхового ринку виникає потреба в покращенні систем оцінювання ризиків страхових компаній. Тому видозмінюється процес ризику, який описує роботу страхової компанії, причому процес щоразу ускладнюється та суттєво відрізняється від класичних моделей. В роботі розглядається наступна модель фінансового ризику страхової компанії: нехай процес ризику задається наступним чином

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

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

U_t, A_t – узагальнені Пуассонівські процеси [1,2], з параметрами $\mu_1(t), \mu_2(t)$ – в.в з розподілом пуасона. У цьому дослідженні особлива увага надається залежності між процесами.

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

Використовуючи теорію відновлення та властивості узагальненого Пуасонівського процесу — знаходиться оцінка моменту банкрутства та розміру збитків страхової компанії.

Література

1. Феллер В. Введение в теорию вероятностей и ее приложения/ В. Феллер – Москва: Мир, 1967.

ПРО ПАРАМЕТРИЧНУ МОДЕЛЬ СИТУАЦІЇ ПРИЙНЯТТЯ РІШЕНЬ

Іваненко В.І., Пасічніченко І.О.

Національний технічний університет України

«Київський політехнічний інститут»

viktorivanenko@gmail.com

io.pasich@gmail.com

Залежно від наявності в ситуації прийняття рішень об'єктивного параметра, що визначає наслідки рішень, розрізняють ситуації параметричного та непараметричного типу. Хоча на практиці непараметричні ситуації зустрічаються частіше, після впливової роботи [1] в теоретичних дослідженнях переважно використовуються моделі з параметром (так звані матричні моделі [2]). У зв'язку з цим у доповіді розглядається проблема параметричного опису ситуації прийняття рішень непараметричного типу. Для випадку повної невизначеності, коли модель ситуації зводиться до її схеми [2], описується розбиття множини матричних схем на класи, при якому до одного класу потрапляють ті і тільки ті матричні схеми, які можуть бути використані для моделювання певної непараметричної ситуації. Пропонується формула для потужності довільного класу матричних схем. Показується, в яких випадках, у залежності від критерію оцінювання рішень, є підстави для вибору матричної схеми з найменшою в своєму класі потужністю множини значень параметра.

Література

1. Savage L.J. The foundations of statistics / L.J. Savage. – New York: Wiley & Sons, 1954. – 294 p.
2. Ivanenko V.I. Decision systems and nonstochastic randomness / V.I. Ivanenko. – Springer, 2010. – 272 p.

КРИТЕРІЙ СТІЙКОСТІ ЛІНІЙНИХ НЕСТАЦІОНАРНИХ СИСТЕМ

Івасюк О. В., Стецько Ю.П.

Чернівецький національний університет імені Юрія Федьковича
Eleo59@meta.ua

Розглянемо лінійну нестационарну систему:

$$\frac{dx(t)}{dt} = A(t)x(t), \quad (1)$$

де, $x(t)$ - n -вимірний вектор, $A(t)$ - матриця розмірності $n \times n$.

Справедлива наступна теорема.

Теорема. Якщо для додатньо визначеної матриці G і довільного $t \geq t_0$, існує $\Delta > 0, r > 1$, при яких має місце нерівність:

$$\min_y \frac{x^T R(t, t_0 + \Delta) x}{x^T G x} \geq r,$$

то система (1) буде асимптотично стійкою.

Як наслідок теореми можна сформулювати наступне твердження.

Наслідок. Якщо найменше характеристичне число пучка квадратичних форм:

$$x^T R(t, t_0 + \Delta) x + \lambda x^T G x$$

більше одиниці, то система (1) буде асимптотично стійкою.

Тут матриця R є розв'язком задачі Коші:

$$\begin{aligned} \frac{dx(t)}{dt} &= -A^T R(t, \tau) - R(\tau, t) A(t), \\ R(\tau, \tau) &= G. \end{aligned}$$

Розглянуті умови, в ряді випадків, дають можливості для формулювання зручних для алгоритмічної реалізації критеріїв стійкості.

Література

1. Бублик Б.Н., Гаращенко Ф.Г., Кириченко Н.Ф. Структурно-параметрическая оптимизация и устойчивость динамики пучков.– К.: Наукова думка, 1985.– 305 с.

ПРО ВИПАДКОВІ ПРОЦЕСИ З ІМІГРАЦІЄЮ

Олександр Іксанов

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

iksan@univ.kiev.ua

Позначимо через $D := D[0, \infty)$ простір Скорохода неперервних справа функцій, що визначені на $[0, \infty)$, набувають дійсних значень та мають у кожній точці скінченні границі зліва. Нехай пари (X, ξ) , $(X_k, \xi_k)_{k \in N} := ((X_k(t))_{t \geq 0}, \xi_k)_{k \in N}$ є незалежними та однаково розподіленими. При цьому X , X_1 , X_2 , ... є випадковими процесами з траєкторіями у просторі D , а ξ , ξ_1 , ξ_2 , ... є додатними випадковими величинами. Зазначимо, що X_k може як завгодно залежати від ξ_k . Визначимо випадкове блукання $(S_n)_{n \in N_0}$ так

$$S_0 := 0, S_n := \xi_1 + \dots + \xi_n, n \in N.$$

Процес $(Y(t))_{t \geq 0}$, що задається так

$$Y(t) := \sum_{k \geq 0} X_{k+1}(t - S_k) 1_{\{S_k \leq t\}}, t \geq 0$$

назвемо випадковим процесом з імміграцією у моменти відновлень.

У доповіді, що базується на роботах [1-3], буде обговорено слабку збіжність скінченновимірних розподілів так визначених випадкових процесів з імміграцією.

Література

1. Iksanov A. Functional limit theorems for renewal shot noise processes with increasing response functions/ A.Iksanov// Stoch. Proc. Appl.-2013.-V. 123.-P. 1987-2010.
2. Iksanov A. Limit theorems for renewal shot noise processes with decreasing response functions/ A. Iksanov, A. Marynych, M. Meiners// подана для публікації, 2013
3. Иксанов А. Предельные теоремы для случайных процессов с иммиграцией в моменты восстановления/ А. Иксанов, А. Ильенко// подана для публікації, 2013

ОПТИМАЛЬНЕ ОЦІНЮВАННЯ ЗА ПАРАМЕТРАМИ В СИСТЕМАХ ЗІ ЗМІННОЮ ВИМІРНІСТЮ ФАЗОВОГО ПРОСТОРУ

Глашук М.С., Сопронюк Є.Ф.

Чернівецький національний університет імені Юрія Федьковича
naluvajko@mail.ru

Розглянемо систему:

$$\frac{dx^{(j)}(t)}{dt} = A_j(t)x^{(j)}(t) + B_j(t)\alpha, \quad t \in \tau_j, \quad (1)$$

за умов зміни вимірності фазового простору

$$x^{(j)}(t_{j-1}) = C_j x^{(j-1)}(t_{j-1}) + D_j \alpha, \quad j = \overline{1, N}, \quad x^{(1)}(t_0) = x_0^{(1)}, \quad (2)$$

на проміжку $[T_0, T_1]$ з розбиттям $\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_N$ ($\tau_j = [t_{j-1}, t_j]$),
 $t \in [t_{j-1}, t_j]$, $j = \overline{1, N-1}$, $\tau_N = [t_{N-1}, t_N]$, $t \in [t_{N-1}, t_N]$) [1].

Розглянемо задачу: Знайти мінімум функціонала від кінцевого стану системи (1), (2) за параметрами α :

$$\min_{\alpha} \Phi(x^{(N)}(T_1)). \quad (3)$$

Практично розв'язок цієї задачі можна знайти, застосовуючи ітераційні методи. Однак тоді потрібно обчислювати частинні похідні функціонала (3) за компонентами вектора α , формули яких мають вигляд:

$$\frac{\partial \Phi}{\partial \alpha_l} = - \sum_{j=2}^N \psi^T(t_{j-1}) d_l^{(j)} - \int_{t_0}^T \frac{\partial H(\bar{x}(\tau), \psi(\tau), \tau, \bar{\alpha})}{\partial \alpha_l} d\tau, \quad l = \overline{1, r},$$

де $\psi^{(j)}(t)$ – вектор спряжених змінних, $\frac{d\psi_i^{(j)}}{dt} = - \sum_{l=1}^{n_j} a_{li}^{(j)}(t) \psi_l^{(j)}(t)$,

$H^{(j)}(x^{(j)}, \psi, t, \alpha) = \psi^{(j)T}(t)(A_j(t)x^{(j)}(t) + B_j(t)\alpha)$ – функція Гамільтона,

$d_l^{(j)}$ – l -ий стовпець матриці D_j , $t \in \tau_j$, $j = \overline{1, N}$.

Література

1. Сопронюк Ф.О. Моделирование та оптимізація систем управління з розгалуженням структур.– Чернівці: Рута, 1995.–155 с.
2. Бублик Б.Н., Гаращенко Ф.Г., Кириченко Н.Ф. Структурно-параметрическая оптимизация и устойчивость динамики пучков.– К.: Наукова думка, 1985.– 305 с.

НАБЛИЖЕНИЙ РОЗВ'ЯЗОК ОДНІЄЇ ЗАДАЧІ ОПТИМАЛЬНОЇ СТАБІЛІЗАЦІЇ З НЕАВТОНОМНИМИ ЗБУРЕННЯМИ В КОЕФІЦІЄНТАХ

Капустян О.А.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

olena.kap@gmail.com

У прикладних задачах природно виникають такі задачі, коли характеристики середовища змінюються з часом, а функції взаємодії є розривними по фазовій змінній. Тож в роботі розглядається задача оптимальної стабілізації на розв'язках параболічного включення, в якому коефіцієнти головної частини диференціального оператора та багатовална функція взаємодії зазнають неавтономних збурень:

$$\begin{cases} \frac{dy}{dt} + A_{\varepsilon}(t)y \in F_{\varepsilon}(t, y) + g \cdot v(t), & t > 0, \\ y(0) = y_0 \in H, \end{cases} \quad (1)$$

$$v(\cdot) \in U = L^2(0, +\infty), \quad (2)$$

$$J(y, v) = \int_0^{+\infty} (\|y(t)\|^2 + \gamma v^2(t)) dt \rightarrow \inf \quad (3)$$

$g \in H$, $\gamma > 0$ - фіксовані параметри, і відповідна незбурена задача

$$\begin{cases} \frac{dy}{dt} + Ay = g \cdot v(t), \\ y(0) = y_0 \in H, \end{cases} \quad (4)$$

$$v(\cdot) \in U = L^2(0, +\infty), \quad (5)$$

$$J(y, v) = \int_0^{+\infty} (\|y(t)\|^2 + \gamma v^2(t)) dt \rightarrow \inf. \quad (6)$$

У роботі при загальних умовах на неавтономні збурення $A_{\varepsilon}(t)$ та $F_{\varepsilon}(t, y)$ доводиться розв'язність задачі (1)–(3) і обґрунтовується, що регулятор $u[y]$ задачі (4)–(6) реалізує наближену стабілізацію на розв'язках (1)–(3).

Література

1. Капустян О.А., Ясінський В.В. Про наближений розв'язок однієї нескінченновимірної задачі оптимальної стабілізації з неавтономними збуреннями в коефіцієнтах // Наукові вісті НТУУ «КПІ», 2012. – № 3.

ПРО ПАРЕТО-ОПТИМАЛЬНИЙ ПІДХІД ДО ЗАДАЧІ ІНТЕРПРЕТАЦІЇ ДАНИХ ВИМІРЮВАНЬ ПРИ ДОДАТКОВИХ ОБМЕЖЕННЯХ

Касьянюк В.С.

Київський Національний університет імені Тараса Шевченка
veda.sia@mail.ru

Різноманітні задачі інтерпретації даних, обробки результатів спостережень і вимірювань зводяться до оцінки заданого лінійного функціоналу $\Pi u = \int_D \pi(x)u(x)dx$, $\pi(x), u(x) \in L_2[D]$ за значеннями

n інших лінійних функціоналів, відомих з випадковими похибками

$$y = \int_D g(x)u(x)dx + v,$$

$$y = (y_1, \dots, y_n)^T \in C^n, g(x) = (g_1(x), \dots, g_n(x))^T \in L_2[D], v = (v_1, \dots, v_n)^T,$$

$M(v) = 0$, $M(vv^*) = R$. В [1] було розглянуто парето-оптимальний підхід до побудови таких оцінок, згідно якого Πu інтерпретувалося як вихід з приладу (можливо, гіпотетичного) з заданими характеристиками; при цьому такі оцінки мали одночасно незменшуваний рівень шумового фону (дисперсію) та величину операторної нев'язки, що характеризує зсув.

В даній роботі пропонується розглянути задачу синтезу такого гіпотетичного вимірювального приладу, який, крім покращення його роздільної здатності, задовольняє певним додатковим вимогам, наприклад, обмеженням типу $\pi^{(p)}(x_k) = 0$, $x_k \in D$, $k = 1, \dots, m$, $p = 1, \dots, q$, що накладаються на апаратну функцію $\pi(x)$. Зокрема, в астрофізиці такі обмеження забезпечують запобігання «засліпленню яскравими джерелами» з деяких напрямків, в радіолокації – усунення активних завад з заданих напрямків.

Для побудови шуканих оцінок в цьому випадку вирішується двокритеріальна задача парето-оптимізації при додаткових обмеженнях – задача зв'язного парето-оптимуму.

Література

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

ПОБУДОВА СТРАТЕГІЇ ВІДСОТКОВИХ СТАВОК БАНКУ

Квасній М.М.

Львівський інститут банківської справи УБС НБУ (м. Київ)

mkvasniym@lbi.wubn.net

Для моделювання політики відсоткових ставок банку, пропонуємо динамічну модель із використанням критерію Гурвіца:

$$\left\{ \begin{aligned} G_i &= \frac{1}{t_2 - t_1} \int_{t_1}^{t_2} \frac{\left(\sum_{k=1}^n K_{ki}(t) p_{ki}(t) + M_i(t) p_i(t) - \sum_{d=1}^m D_{di}(t) p_{di}(t) - Y_i(K(t), D(t)) r \right) N_i(t)}{\sum_{k=1}^n K_{ki}(t) p_{ki}(t) + M_i(t) p_i(t) - \sum_{d=1}^m D_{di}(t) p_{di}(t) - Y_i(K(t), D(t))} dt \rightarrow \max \\ L_i &= \frac{1}{t_2 - t_1} \int_{t_1}^{t_2} \frac{\sum_{k=1}^n K_{ki}(t) (1 + p_{ki}(t)) + M_i(t) (1 + p_i(t))}{\sum_{d=1}^m D_{di}(t) (1 + p_{di}(t))} dt \\ \dot{D}_i &= A_i G_i^{\mu_i}(t) L_i^{1-\mu_i}(t); M_i(t) = (1 - \alpha) D_i(t) - K_i(t) \\ \sum D_i &\geq \sum M_i + \sum K_i; K_i(t) = v(t) D_i(t) \\ L_i &\geq 1; D_i \geq D_{i-1} \end{aligned} \right.$$

$$\max_k \left\{ \eta \min_i p_{ki} + (1 - \eta) \max_i p_{ki} \right\}; \max_d \left\{ \eta \min_i p_{di} + (1 - \eta) \max_i p_{di} \right\},$$

де G_i – гудвіл; L_i – ліквідності; $\dot{D}_i$ – динаміка депозитів; A_i – коефіцієнт технології діяльності по залученню ресурсів; $K_{ki}(t)$ – обсяг кредитів k програми, виданих i банком в момент часу t ; $p_{ki}(t)$ – відсоткова ставка k кредитної програми; $D_{di}(t)$ – обсяг депозитів d програми, залучених i банком в момент часу t ; $p_{di}(t)$ – відсоткова ставка d депозитної програми; $M_i(t)$ – кошти i банку на міжбанківському ринку; $p_i(t)$ – міжбанківська відсоткова ставка; $Y_i(K(t), D(t))$ – виробнича функція по здійсненню кредитно-депозитної діяльності банку; r – середній відсоток рентабельності; $N_i(t)$ – нематеріальні активи; α – ставка резервування; $v(t)$ – частка кредитів в депозитах. На основі отриманих співвідношень менеджмент банку має можливість прораховувати стратегії із врахуванням зовнішніх умов.

ЗБІЖНІСТЬ ПРОЦЕДУРИ СТОХАСТИЧНОЇ АПРОКСИМАЦІЇ З ІМПУЛЬСНИМ ЗБУРЕННЯМ В УМОВАХ ЛОКАЛЬНОГО БАЛАНСУ

Кійковська О.І., Чабанюк Я.М., Будз І.С.

Національний університет "Львівська політехніка"

yaroslav_chab@yahoo.com

Неперервна процедура стохастичної апроксимації з імпульсним збуренням в ергодичному марковському середовищі в схемі дифузійної апроксимації [1] визначається стохастичним диференціальним рівнянням:

$$du^\varepsilon(t) = a(t)[C(u^\varepsilon(t); x(t/\varepsilon^2))dt + d\eta^\varepsilon(t)], \quad u^\varepsilon(0) = u_0 \quad (1)$$

де $C(u, x), u \in R^d$, - функція регресії, що залежить від рівномірно ергодичного марковського процесу $x(t), t \geq 0$ у фазовому просторі станів (X, X) , $u^\varepsilon(t), t \geq 0$ - випадкова еволюція, ε - малий параметр серій [2]. Для генератора Q марковського процесу $x(t), t \geq 0$, зі стаціонарним розподілом $\pi(B), B \in X$, визначений потенціал R_0 [3].

Імпульсний процес збурень $\eta^\varepsilon(t), t \geq 0$ в схемі дифузійної апроксимації задається співвідношенням $\eta^\varepsilon(t) := \varepsilon\eta(t/\varepsilon^2)$, де

$$\eta(t) = \int_0^t \eta(ds; x(s)),$$

$\eta(t; x), t \geq 0, x \in X$ - сімейство процесів з локально незалежними приростами. Процес $\eta^\varepsilon(t), t \geq 0$ визначається генератором [2]

$$\Gamma^\varepsilon(x)\phi(u) = \varepsilon^{-2} \int_{R^d} [\phi(u + \varepsilon v) - \phi(u)] \Gamma(u; dv; x).$$

Усереднена функція регресії визначається співвідношенням [3]:

$$C(u) = \int_X \pi(dx) C(u, x).$$

Теорема . Нехай існує функція Ляпунова $V(u) \in C^3(R^d)$, для усередненої динамічної системи $du(t) = C(u(t))dt$, що забезпечує умову експоненційної стійкості

$$C1: C(u)V'(u) < -cV(u), c > 0,$$

та задовольняє додатковим умовам:

$$C2: |\mathbf{B}(x)V(u)| \leq c_1(1+V(u)), c_1 > 0,$$

$$C3: |\delta_{\Gamma}^{\varepsilon}(u; x)V(u)| \leq c_2(1+V(u)), c_2 > 0,$$

$$C4: |\mathbf{C}(x)R_0\tilde{\mathbf{C}}(x)V(u)| \leq c_3(1+V(u)), c_3 > 0,$$

$$C5: |\mathbf{B}(x)R_0\tilde{\mathbf{C}}(x)V(u)| \leq c_4(1+V(u)), c_4 > 0,$$

$$C6: |\delta_{\Gamma}^{\varepsilon}(u; x)R_0\tilde{\mathbf{C}}(x)V(u)| \leq c_5(1+V(u)), c_5 > 0,$$

$$\text{де } \tilde{\mathbf{C}}(x)V(u) = [\mathbf{C}(x) - \mathbf{C}]V(u), \mathbf{C}(x)V(u) = C(u; x)V'(u), \mathbf{C}V(u) = C(u)V'(u), \mathbf{B}(x)V(u) = B(u; x)V''(u), \text{ а } \|\delta_{\Gamma}^{\varepsilon}(u; x)V(u)\| \rightarrow 0, \varepsilon \rightarrow 0.$$

Нехай виконується умова локального балансу

$$b(u; x) := \int_{R^d} v \Gamma(u; dv; x) \equiv 0$$

а нормуюча функція $a(t) > 0$ задовольняє умовам:

$$\int_0^{\infty} a(t) dt = \infty, \int_0^{\infty} a^2(t) dt < \infty.$$

Тоді, для кожного початкового значення $u^{\varepsilon}(0) = u_0 \in R^d$, розв'язок рівняння (1) при будь-якому $\varepsilon \leq \varepsilon_0$, ε_0 - достатньо мале, збігається з ймовірністю 1 до точки рівноваги u^* , що однозначно визначається рівнянням $C(u^*) = 0$:

$$P\{\lim_{t \rightarrow \infty} u^{\varepsilon}(t) = u^*\} = 1.$$

Література

1. Korolyuk V. Stochastic Systems in Merging Phase Space / Korolyuk V., Limnios N. - World Scientific Publishing, 2005. – 330 P.
2. Korolyuk V.S. Random evolutions with locally independent increments on increasing time intervals / Korolyuk V.S. // Journal of Mathematical Sciences, Vol. 179, No. 2, November, 2011. – P. 273 – 289.
3. Кийковская О.И. Случайная эволюция в схеме асимптотически малой диффузии с марковскими переключениями / Кийковская О.И., Чабанюк Я.М. // Кібернетика і системний аналіз. – 2013. № 2. – С. 119 – 125.

ОБ'ЄДНАННЯ ЗОБРАЖЕНЬ ПАНОРАМИ ЗА СПІЛЬНОЮ ТОЧКОЮ ТА НАПРЯМКОМ ГРАВІТАЦІЇ

Кобзар А.Ю.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
taras55@gmail.com

Побудова панорамний знімків на базі ключових точок складається з декількох етапів [1]. На ряду з іншими в них входять: фільтрація хибних пар знайдених ключових точок та пошук взаємної орієнтації зображень. Часто ці етапи розглядають як один та розв'язують в комплексі. Автор пропонує метод, який при відомому напрямку вектора гравітації одночасно фільтрує пари та, лише за однією з них, може відновити взаємну орієнтацію зображень.

Положення першого зображення візьмемо за основу та відносно нього будемо шукати розташування другого зображення. Для цього треба знайти три ейлерові кути, що мають три степені свободи. Дві з них можемо закріпити співставляючи точки пари, що обробляється. Повністю ж положення визначається якщо накласти вектори напрямків гравітації кожного із зображень. Описана процедура здійснюється за допомогою нескладних геометричних розрахунків.

Отримавши взаємне розташування, зображення порівнюються на основі їх перекриття. На одному із зображень рівномірно вибирається деяка кількість точок з перетину (на практиці – 100). Ці точки проєктуються на друге зображення. Так формуються пари кольорів відповідних точок. Однак при їх порівнянні треба врахувати зміну експозиції та балансу білого фотоапаратом. Для цього методом найменших квадратів знаходиться квадратичне перетворення, яке перші елементи пар переводить в другі. Компенсувавши зазначені ефекти знайденим перетворенням отримуємо множину пар кольорів, які, при коректно знайдений парі точок, повинні бути дуже близькими. Таким чином похибкою між зображеннями будемо вважати середню похибку 80% знайдених пар кольорів.

Для компенсації похибки при проєктуванні точок першого зображення на друге, замість точки будемо розглядати її окіл, а замість її кольору – інтервал кольорів всіх точок околу. Також цей вибір дозволяє збільшити стійкість до похибки при визначенні ключових точок на зображеннях та до похибки визначення вектора гравітації.

Описана процедура застосовується окремо для всіх кольорових компонент. А остаточне значення похибки записується як зважена сума знайдених похибок, залежно від значимості відповідної компоненти.

Використання методу в програмному комплексі для побудови панорамних знімків [1], дозволило додавати зображення до бази знімків, маючи 10-20% перекриття. Однак додаткова перевірка збільшує час роботи алгоритму і тому її рекомендується здійснювати лише коли більш швидкі методи терплять невдачу.

Література

1. *Верченко А.П., Кобзар А.Ю.* Про один алгоритм побудови панорамних знімків // Вісник КНУ ТШ: серія фізико-математичних наук, 2011, №3, с. 109-114.

ВПЛИВ ПРИХОВАНИХ ФАКТОРІВ НА РОЗВИТОК СОЦІАЛЬНО-ЕКОНОМІЧНИХ СИСТЕМ

Коляда¹ Ю.Є., Клебанова² Т.С., Буланчук³ Г.Г.

¹Маріупольський державний університет, yukol@ukr.net

²Харківський національний економічний університет

³Приазовський державний технічний університет.

Теорія розвитку соціально-економічних систем, в основі якої закладена зміна політико-економічних формацій і революційних перетворень, довела свою неспроможність. З'ясувалося, що економічний рівень системи держав зовсім не визначається їх політичним устроєм (монархія, республіканське правління і т.д.).

В зв'язку з цим виникає питання: «А чи існують глибші причини та фактори, ніж згадані вище, які обумовлюють закономірності державного становлення і розвитку?». Слушним є припущення про їх існування. Вони можуть бути прихованими, недоступними для аналізу і вимірювань і, цілком можливо такими, що впливають на економічні, політичні та соціальні процеси в суспільстві. Постановка даного питання не нова. На можливість їх існування в свій час вказував Кант [1].

Цілком можливо, що саме завдяки існуванню прихованих факторів може бути знайдено причинно-наслідковий зв'язок між, здавалося б на перший погляд, хаотичними кількісними ознаками, що характеризують державу.

Тому метою даної роботи є встановлення зв'язків між вказаними характеристиками, в припущенні існування прихованих, недоступних для прямих вимірювань, факторів.

В якості спостережуваних кількісних ознак використовувалися наступні геополітичні характеристики: вік держави, її площа, кількість населення, середньорічна температура і валовий внутрішній продукт (ВВП) на душу населення. Останній показник, власне, і визначає економічний рівень розвитку держави. Для аналізу було обрано 50 країн з усіх континентів. Алгоритм обробки змінних здійснювався відповідно до методики факторного аналізу[2].

При цьому було проаналізовано кореляційну матрицю змінних, відтворену матрицю, двовимірну факторну структуру, застосовано обертання факторів. Виконані розрахунки дозволили отримати важливу і цікаву інформацію. Зокрема, із аналізу представленої двовимірної факторної структури випливає, що такий показник як ВВП має максимальну проекцію на перший фактор зі значенням 0,78 і її знак додатний. А проекція на цей самий фактор середньорічної температури є від'ємною і дорівнює - 0,84. Проекції цих показників на другий чинник є малими і ними можна знехтувати, що дозволяє в деякій мірі прояснити сутність першого фактору. У цьому випадку ним є середньорічна температура. Тобто, країни з більш низькою середньорічною температурою мають більш високий рівень економічного розвитку. Цей результат підтверджується реальними фактами. Зокрема, до країн з найбільш високим ВВП та високим життєвим рівнем відносяться Канада, скандинавські країни. Ще приклад - при освоєнні Північної Америки в XVI-XVII століттях, країни Мексика, США і Канада, що утворилися на її території, мають різний рівень економічного розвитку, який також корелює (з негативним коефіцієнтом) із середньорічною температурою. Розвинені в свій час Стародавній Єгипет, Стародавній Рим і Давня Греція розвивалися в сприятливих кліматичних умовах, але через тисячоліття поступилися своїми лідируючими позиціями.

Для даного випадку роль прихованого чинника (першого) можна інтерпретувати наступним чином. Більш жорсткі кліматичні умови формують певні якості членів суспільства, особливий менталітет, більш раціональне ставлення до відтворюваного

матеріального продукту і способам його отримання, що врешті призводить до більш високої якості життя.

Запропонований метод дослідження соціально-економічних систем, що базується на багатовимірному статистичному аналізі і факторному аналізі зокрема, може отримати подальший розвиток для прийняття рішень в галузі державного розвитку та управління.

Література

1. Идея всеобщей Истории с космополитической точки зрения.- В издании: Kant I. On history. Indianapolis.- 1963. – P. 11-13.
2. Иберла К. Факторский анализ / Перевод с немецкого В.М. Ивановой. – М.: Статистика.- 1980.-398 с.

ЭВРИСТИЧЕСКИЕ ПРИНЦИПЫ ФАЗОВОГО УКРУПНЕНИЯ В НАДЁЖНОСТНОМ АНАЛИЗЕ

Владимир С. Королюк

Институт Математики НАНУ, Киев

vskorol@yahoo.com

Б.В.Гнеденко был создателем надёжностного анализа для стохастических систем. Метод фазового укрупнения был стимулирован работами Б.В.Гнеденко по анализу надёжности дублированных восстанавливаемых систем.

Рассматриваются эвристические принципы фазового укрупнения, основанные на теории восстановления, обеспечивающие эффективные алгоритмы надёжностного анализа стохастических систем.

СТАТИСТИЧЕСКИЕ ЭКСПЕРИМЕНТЫ С НАСТОЙЧИВОЙ ЛИНЕЙНОЙ РЕГРЕССИЕЙ

Д.В. Королюк

Институт телекомунікації та глобального
інформаційного простору НАНУ

dimitri.koroliouk@libero.it

Изучается асимптотическое поведение статистических экспериментов

$$S_N(k) = \frac{1}{N} \sum_{r=1}^N \delta_r(k), k \geq 0,$$

обладающих свойством настойчивой линейной регрессии

$$E[S_N(k+1)|S_N(k)=s]=C(s), \quad k \geq 0, C(s) := p + as.$$

Для статистических экспериментов $S_N(k), k \geq 0$ в схеме серий (при $N \rightarrow \infty$) установлен равновесный режим, а также построена аппроксимация нормальным процессом авторегрессии:

$$\tilde{S}_N(k+1) = C(\tilde{S}_N(k)) + \frac{\sigma}{\sqrt{N}} W(k+1), \quad \sigma = \sqrt{1 - p^2 / (1 - a)^2}, \quad k \geq 0,$$

используемого для простого и эффективного анализа статистических данных.

В частности определено гауссовское стационарное распределение нормального процесса авторегрессии.

ПРИМЕНЕНИЕ СЕТЕЙ БАЙЕСА ДЛЯ УПРАВЛЕНИЯ РИСКАМИ В СЛАБОСТРУКТУРОВАННЫХ ЗАДАЧАХ

Коршевнюк Л.О.

УНК «Институт прикладного системного анализа» Национального
технического университета Украины «КПИ»

lev@cabinet.kiev.ua

В слабоструктурированных задачах, как правило, качественные и малоизвестные характеристики превалируют над количественными. Таким задачам свойственны условия риска и для их корректного решения необходимо решать проблему управления рисками. На практике часто степени риска выражают с помощью вероятностей. Значения вероятностей может быть оценено объективно, на основе анализа статистических данных, или с помощью субъективных суждений. Применение байесовских методов анализа рисков, в частности, современного вероятностного инструмента математического моделирования – сетей Байеса (СБ), полезно и рекомендуется в ситуациях недостаточности данных для анализа задачи и принятия решений. СБ - это модель исследуемого процесса в виде направленного графа, дополненная таблицами условных вероятностей или распределениями вероятностей соответствующих переменных, представленных узлами сети.

Сети Байеса в отличие от других подходов дают возможность определить общую вероятность принятия тех или иных значений параметрами задачи, оценить степень риска для значений этих параметров, а также обеспечивают формирование алгоритма вероятностного вывода, который может дать ответ на вопрос о

характеристиках и поведении исследуемого процесса.

Кроме того, применение СБ для управления рисками позволяет использовать модели большой размерности, улучшать характеристики модели и оценки рисков на основе новой информации, поступающей в процессе решения задачи, одновременно формулировать несколько гипотез относительно оценок рисков и нивелировать влияние априорной информации по мере поступления новых информативных данных о процессе.

Литература

1. Бідюк П.І. Методика побудови ймовірнісних мережних моделей / П.І. Бідюк, Л.О. Коршевнюк // Наукові праці: Комп. технології – № 148 – Миколаїв: Вид-во ЧДУ, 2011. – С. 6-14.

ПРО ОДНУ МОДЕЛЬ КІЛЬКІСНОЇ КОНКУРЕНЦІЇ НА РИНКУ БЕЗ ПРИПУЩЕННЯ ПРО НЕЗАЛЕЖНІСТЬ ВИПАДКОВИХ ВИПУСКІВ ГРАВЦІВ

Косареви́ч К.

Львівський національний університет імені Івана Франка

Нехай обсяги випуску q_1 першої фірми та q_2 другої фірми є абсолютно неперервними випадковими величинами з розподілом на $[\alpha_1, \alpha_2]$ та $[\beta_1, \beta_2]$ відповідно, причому q_1 та q_2 не є незалежними, $f(x, y)$ – їх сумісний розподіл.

Сподіваний прибуток першої фірми при умові, що друга фірма обирає випуск q_2 , описується випадковою величиною

$$H_1(q_2) = E(\Pi_1 / q_2) = E[q_1((a - b \sum_{i \in I} q_i) - c_i) / q_2] =$$

$$(a - c_1)E(q_1 / q_2) - bE(q_1^2 / q_2) - bE(q_1 q_2 / q_2)$$

($E(\cdot)$ – оператор математичного сподівання), яка при фіксованому значенні випуску другої фірми $q_2 = y$, $y \in [\beta_1, \beta_2]$, та лінійній функції оберненого попиту на продукт [1] приймає значення

$$H_1(y) = E(\Pi_1 / q_2 = y) = (a - c_1)E(q_1 / q_2 = y) - bE(q_1^2 / q_2 = y) - bE(q_1 q_2 / q_2 = y) = (a - c_1)\phi_1(y) - b\phi_2(y) - by\phi_1(y),$$

$$\text{де } \phi_1(y) = \int_{\alpha_1}^{\alpha_2} xg(x|y)dx, \quad \phi_2(y) = \int_{\alpha_1}^{\alpha_2} x^2g(x|y)dx, \quad g(x|y) = \frac{f(x,y)}{p(y)},$$

$$p(y) = \int_{\alpha_1}^{\alpha_2} f(x, y) dx.$$

Аналогічно можна визначити сподіваний прибуток другої фірми при умові, що перша обирає випуск q_1 .

Кожна фірма прагне максимізувати свій сподіваний прибуток. Описану конкурентну взаємодію можна представити як гру в нормальній формі

$$G = \langle I = \{1, 2\}, [\alpha_1, \alpha_2], [\beta_1, \beta_2], f(x, y), H_1(y), H_2(x) \rangle,$$

де $H_1(y) = E(\Pi_1 / q_2 = y)$ та $H_2(x) = E(\Pi_2 / q_1 = x)$ - функції виграшу першої та другої фірм, відповідно. Для даної гри пропонується методика відшукування множин ситуацій гри, "кращих" за інші в сенсі максимізації сподіваних прибутків гравців.

Література

1. К. Косаревич. Деякі аспекти аналізу кількісної конкуренції з випадковою стратегією однієї фірми // Вісник Львівського університету. Серія механіко-математична. - Вип. 74. - 2011. - С.122-128.

ОПТИМАЛЬНЕ КЕРУВАННЯ НЕСТАЦІОНАРНИМ ПРОЦЕСОМ ТЕРМОЕЛЕКТРИЧНОГО ОХОЛОДЖЕННЯ

Коцур М.П.

Чернівецький національний університет імені Ю.Федьковича

mpcc@chnu.cv.ua

Оптимізація нестационарного процесу термоелектричного охолодження відноситься до задач оптимального керування об'єктами з розподіленими параметрами. Систему рівнянь, що описує нестационарний розподіл температури T і теплового потоку q в n - і p -вітках охолоджувального термоелементу можна представити у вигляді

$$\begin{cases} \frac{\partial T_{n,p}}{\partial t} + a_{n,p} \frac{\partial q_{n,p}}{\partial x} = f_{1n,p}(T_{n,p}, q_{n,p}, I) \\ \frac{\partial T_{n,p}}{\partial x} = f_{2n,p}(T_{n,p}, q_{n,p}, I) \end{cases}, \quad (1)$$

де $x=x/L$ - безрозмірна координата, L - висота віток, $a_{n,p}=1/(c_{n,p}L^2)$,

$$f_{1n,p} = a_{n,p} \left(\frac{\alpha_{n,p}^2}{\phi_{n,p}^2 \kappa_{n,p}} I^2 T_{n,p} - \frac{\alpha_{n,p}}{\phi_{n,p} \kappa_{n,p}} I q_{n,p} + \frac{\rho_{n,p}}{\phi_{n,p}^2} I^2 \right),$$

$$f_{2n,p} = \frac{\alpha_{n,p}}{\phi_{n,p} \kappa_{n,p}} I T_{n,p} - \frac{1}{\kappa_{n,p}} q_{n,p}.$$

Початкові і крайові умови задачі нестационарного термоелектричного охолодження наступні:

$$T_n(x, 0) = T_p(x, 0) = T_0, \quad (2)$$

$$\frac{\partial T_n(0, t)}{\partial t} = F_0(T_n(0, t), q_n(0, t), q_p(0, t), I), \quad (3)$$

$$T_p(0, t) = T_n(0, t), \quad T_n(1, t) = T_p(1, t) = T_0$$

де

$$F_0 = \frac{1}{g} \left[q_0 - K(s_n + s_p)(T_n(0, t) - T_0) - \phi_n q_n(0, t) - \phi_p q_p(0, t) + I^2 r_0 \left(\frac{1}{s_n} + \frac{1}{s_p} \right) \right].$$

У цих рівняннях характеристики напівпровідникових матеріалів віток, а саме термоЕРС $\alpha_{n,p}(T)$, питомий опір $\rho_{n,p}(T)$, теплопровідність $\kappa_{n,p}(T)$ є функціями температури, а питома теплоємність $c_{n,p}$, фактор форми $\phi_{n,p} = s_{n,p}/L$ ($s_{n,p}$ – площі перерізу віток), електричний контактний опір r_0 віток, коефіцієнт теплообміну холодного спаю термоелементу K , теплоємність g та тепловиділення q_0 під'єднаного до спаю теплового навантаження, температура навколишнього середовища T_0 – константи.

Струмом I , що протікає в вітках термоелементу і забезпечує охолодження, можна керувати, змінюючи його величину з часом в межах $0 < I < I_{\max}$. Оптимізаційна задача полягає у визначенні оптимальної функції струму $I(t)$ такої, що мінімізує температуру охолодження в точці $x=0$ в певний момент часу $t=\theta$, тобто функціонал, що мінімізується, $\Phi = T_{n,p}(0, \theta)$. Аналіз наукової інформації дозволяє стверджувати, що до сьогодення часу для загального випадку температурно-залежних параметрів матеріалів термоелементу $\alpha_{n,p}(T)$, $\rho_{n,p}(T)$, $\kappa_{n,p}(T)$ способів розв'язання такої задачі не запропоновано.

На основі узагальнення теорії оптимального керування для об'єктів з розподіленими параметрами можна показати, що оптимальна функція струму $I(t)$ повинна задовольняти умові

максимуму функції H в кожний момент часу $t \in \{0, \theta\}$, яка має вигляд

$$H = \int_0^1 \sum_{n,p} (\psi_1(x,t,I) f_1(x,t,I) + \psi_2(x,t,I) f_2(x,t,I)) dx + \frac{a_n g}{\phi_n} \psi_{1n}(0,t,I) F_0(t,I)$$

де функції ψ є розв'язками нестационарної крайової задачі, спряженої до задачі (1)-(3).

Приклад результатів розрахунку оптимальних функцій струму живлення термоелементу наведено на рис.1. Тут показані розраховані оптимальні залежності струму від безрозмірного параметру часу $I(t/\theta)$, що мінімізують температуру холодного спаю термоелементу $T_c = T_{n,p}(0, \theta)$ в різні кінцеві моменти часу $\theta = 1$ с, 2с, 5с. На цьому ж рисунку показано, як знижується температура охолодження T_c в залежності від часу при використанні цих оптимальних залежностей струму.

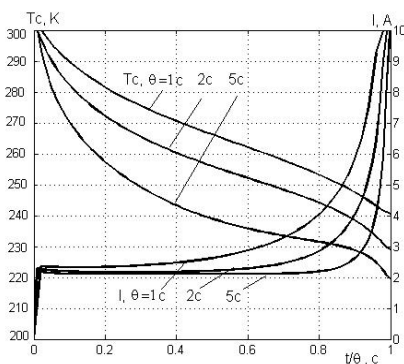


Рис.1.

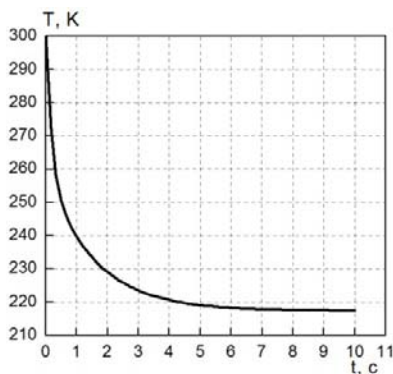


Рис.2.

На рис.2 показано, якої мінімальної температури охолодження можна досягти за різні проміжки часу за умови використання оптимальних функцій струму живлення термоелемента. Ці ж дані демонструють, за який мінімальний проміжок часу досягається задана температура охолодження. Результати отримані чисельними методами з використанням комп'ютерних програм.

ГЕНЕРАТОР НОРМОВАНОЇ ПРОЦЕДУРИ СТОХАСТИЧНОЇ ОПТИМІЗАЦІЇ В СХЕМІ ДИФУЗІЙНОЇ АПРКСИМАЦІЇ

Кукурба В.Р., Чабанюк Я.М., Ракоча І.І.

Національний університет "Львівська політехніка"

vkuku@i.ua

Неперервна процедура стохастичної оптимізації в напівмарковському середовищі[1] в схемі дифузійної апроксимації задається еволюційним рівнянням:

$$\frac{du^\varepsilon(t)}{dt} = a(t)C^\varepsilon(u^\varepsilon(t); x(t/\varepsilon^4)), (1)$$

де $C^\varepsilon(u; x) = \nabla_{b(t)} C(u; x) + \varepsilon^{-1} C_0(u; x)$,

$$\nabla_{b(t)} C(u; x) = \frac{(C(u + b(t); x) - C(u - b(t); x))}{2b(t)}, \quad u \in R. \text{ Функція регресії}$$

$C^\varepsilon(u; x)$, $u \in R$, $x \in X$ задовольняє умовам існування глобального розв'язку супроводжуваних систем $du_x^\varepsilon(t)/dt = C^\varepsilon(u_x^\varepsilon(t); x)$, $x \in X$.

Функція регресії $C(u; x)$ така, що $C(u; \cdot) \in C^3(R)$, тобто допускає наступний розклад псевдо градієнта

$$\nabla_{b(t)} C(u; x) = C^{(1)}(x) + uC^{(2)}(x) + u^2 C_{(3)}(u; x),$$

де $C^{(1)}(x) = C'(0; x)$, $C^{(2)}(x) = C''_u(0; x)$, $C^{(3)}(x) = C'''_u(\theta u, x)$, $0 \leq \theta \leq 1$.

де $C(u, x)$, $u \in R$, - функція регресії, що залежить від рівномірно ергодичного напівмарковського процесу $x(t)$, $t \geq 0$ у фазовому просторі станів (X, X) , $u^\varepsilon(t)$, $t \geq 0$ - випадкова еволюція, ε - малий параметр серій [2]. Для генератора Q супроводжувачого марковського процесу $x_0(t)$, $t \geq 0$, зі стаціонарним розподілом $\pi(B)$, $B \in X$, визначений потенціал R_0 [2]. В процедурі (1) $a(t) = a/t$, $b(t) = b/t^{1/4}$, $0 < t_0 < t$, $a, b > 0$. Для нормованої процедури $v^\varepsilon(t) = \varepsilon^{-1} \sqrt{t} [u^\varepsilon(t) - \varepsilon C_0^\varepsilon(t)]$, справджується наступна лема.

Лема. Компенсуючий оператор на тест-функціях $\varphi(v, w, \cdot) \in C^{3,3}(R \times R)$ допускає асимптотичне представлення

$$L_t^\varepsilon \varphi(v, w, x) = [\varepsilon^{-4} Q + \varepsilon^{-2} \frac{a}{t} Q_1(x)] P +$$

$$+\varepsilon^{-1} \frac{a}{\sqrt{t}} Q_2(x)P + \frac{a}{t} Q_3(x)P + \theta_L^\varepsilon(x)]\phi(v, w, x),$$

де

$$Q_1(x)\phi(v, w) = C_0(x)\phi'_w(v, w), Q_2(x)\phi(v, w) = (1 + \frac{z}{\sqrt{t}})C^{(1)}(x)\phi'_v(v, w),$$

$$Q_3(x)\phi(v, w) = [C^{(2)}(v, w, x)\phi'_v(v, w) + \frac{a}{t}\mu_2(x)C_0^2(x)\phi''_w(v, w) + \\ + \frac{z^2}{2}C_0^{(2)}(x)\phi''_w(v, w)], \mu_2(x) = \frac{g_2(x)}{2g(x)},$$

$$g(x) := \int_0^\infty \overline{G}_x(t)dt, z = \frac{v_x^\varepsilon(t)}{\sqrt{t}} + w, w = C_0^\varepsilon(t),$$

де дифузійне збурення $C_0^\varepsilon(t)$ визначається через $C_0(u; x)$ з (2):

$$C_0^\varepsilon(t) = \varepsilon^{-2} a \int_{t_0}^t C_0(u^\varepsilon(s); x(\frac{s}{\varepsilon^4})) \frac{1}{s} ds. \text{ а залишковий член } \theta_L^\varepsilon(x)$$

такий, що $\|\theta_L^\varepsilon(x)\phi(v, w, x)\| \rightarrow 0, \varepsilon \rightarrow 0$.

Література

1. Kukurba V.R., Yarka Y.B. Convergence of stochastic optimization procedure in semi-Markov media // Applied Statistics. Actuarial and Financial Mathematics. №1, 2012, P. 64-69.
2. Korolyuk V. Stochastic Systems in Merging Phase Space / Korolyuk V., Limnios N. - World Scientific Publishing, 2005. – 330 P.

АЛГОРИТМ ПОБУДОВИ ДОПУСТИМОЇ МНОЖИНИ ПАРАМЕТРІВ МАТЕМАТИЧНОЇ МОДЕЛІ

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

¹Київський національний університет імені Тараса Шевченка

²Київський національний економічний університет ім. В. Гетьмана

v.kulyan@gmail.com

Вектор параметрів моделі [1] розглянемо у вигляді $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2)$ за умови $x(t_0) = x_0$ при $t \in [t_0, t_1]$. Нехай точка $\alpha_0 = (\alpha_{0_1}, \alpha_{0_2})$ із простору параметрів є розв'язком задачі параметричної ідентифікації моделі. Навколо α_0 опишемо коло

одиничного радіуса і розглянемо довільну точку $\alpha_k = (\alpha_{k_1}, \alpha_{k_2})$ на ньому. Проведемо дотичну до кола у цій точці і рівнянням її буде $F'_{\alpha_1}(\alpha_{k_1}, \alpha_{k_2})(\alpha_1 - \alpha_{k_1}) = F'_{\alpha_2}(\alpha_{k_1}, \alpha_{k_2})(\alpha_2 - \alpha_{k_2})$. Рівняння нормалі до дотичної у цій точці матиме вигляд

$F'_{\alpha_1}(\alpha_{k_1}, \alpha_{k_2})(\alpha_2 - \alpha_{k_2}) = F'_{\alpha_2}(\alpha_{k_1}, \alpha_{k_2})(\alpha_1 - \alpha_{k_1})$. Нові значення параметрів α , які задовольняють умовам програмного функціонування системи, будемо шукати на нормалі. Із рівняння нормалі визначимо α_2 , а нове положення координати α_{N_2} визначимо, змінивши положення координати α_1

$$\alpha_{N_1} = \alpha_1 + \delta\alpha_1, \quad \delta > 0.$$

$$\alpha_{N_2} = \frac{F'_{\alpha_2}(\alpha_{k_1}, \alpha_{k_2})(\alpha_1 + \delta\alpha_1 - \alpha_{k_1})}{F'_{\alpha_1}(\alpha_{k_1}, \alpha_{k_2})} + \alpha_{k_2}.$$

Таким чином, отримано нове положення значення параметра $\alpha_N \in A$. Критерії якості для перевірки належності параметра допустимій множині можна задати у вигляді

$$\sum_i (x^0(x_0, t_i, \alpha_\delta) - x_{\text{exp}}(t_i))^2 < \varepsilon, \quad \max_t (x^0(x_0, t, \alpha_\delta) - x_{\text{exp}}(t)) < \varepsilon, \\ t \in [t_0, t_1].$$

Література

1. Гарашенко Ф.Г., Кулян В.Р., Рутицкая В.В. Моделирование и анализ динамики инвестиций // Проблемы управления и информатики. – 2011. – №6. – С. 109-119.

ОПТИМІЗАЦІЯ ПРОЦЕСУ ДІАГНОСТИКИ ЗАХВОРЮВАНЬ МЕТОДАМИ БАГАТОВИМІРНОГО СТАТИСТИЧНОГО АНАЛІЗУ

Лебєдєв Є.О., Лукович О.В.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

leb@unicyb.kiev.ua

Дослідження із застосуванням методів статистичної класифікації як правило включають спеціальний етап - відбір найбільш інформативних для класифікації факторів ([1]). Актуальність цієї проблеми ще більш зростає при організації процесу діагностики захворювань. З одного боку збір статистичної інформації в цьому випадку пов'язаний із збором аналізів у

хворого і, зрозуміло, що оптимізація такої процедури вкрай важлива. З іншого боку ті фактори, які не мають відношення до хвороби, зменшують імовірність правильного діагнозу.

Для розв'язання поставленої проблеми автори пропонують алгоритм побудови нормованої відстані між дослідною і контрольною вибірками, що спирається на відстань Махаланобіса і розподіл Снедекора-Фішера. На основі цього алгоритму створене програмне забезпечення, яке було апробоване при аналізі біоелектричної активності мозку і оптимізації діагностики його патологій при лабораторних дослідженнях в Інституті нейрохірургії імені академіка А.П. Ромаданова АМН України.

Крім оптимізації процесу діагностики захворювань запропоновану методику можна використовувати при кількісному оцінюванні фармакологічного впливу на хворобу, при побудові регресійних моделей типу “доза-ефект”.

Література

1 Айвазян С.А., Бухштабер В.М., Енюков И.С., Мешалкин Л.Д. Прикладная статистика: Классификация и снижение размерности. – М.: Финансы и статистика, 1989. – 607 с.

МОДЕЛЮВАННЯ ПРОЦЕСУ САМООРГАНІЗАЦІЇ ПОВЕРХНІ МОДИФІКОВАНОГО НАНОТИТАНУ З ВИКОРИСТАННЯМ МАТЕМАТИЧНОГО АПАРАТУ ОБРОБКИ ЦИКЛІЧНИХ ФУНКЦІЙ

Литвиненко Я.В., Марущак П.О.

Тернопільський національний технічний університет
імені Івана Пулюя

Лазерна ударно-хвильова обробка є одним з найперспективніших методів модифікування властивостей матеріалів. Надшвидка зміна високої температури та тиску в зоні опромінення зумовлює формування впорядкованих морфоструктур та самоорганізацію модифікованого матеріалу.

Досліджували застосування математичного апарату обробки та моделювання циклічних функцій в задачах аналізу процесів самоорганізації нанотитану ВТ 1-0 після обробки високоенергетичним лазерним імпульсом. Структуру рельєфу розглядали у якості інформативної ознаки стану поверхні модифікованого матеріалу. У даній роботі розвинуто концепцію самоорганізації рельєфу при високоенергетичних ударно-

хвильових процесах яка передбачає можливість збереження, відтворення та вдосконалення власної структури [1]. Оскільки експериментальне спостереження процесів формоутворення є важким для реалізації внаслідок просторово-часових обмежень, перспективним є використання процедур математичного моделювання самоорганізації поверхні модифікованого нанотитану. Запропоновано алгоритм та його програмна реалізацію, які ґрунтуються на математичній моделі циклічного випадкового процесу, і дозволяють моделювати зонно-просторову двовимірну структуру циклічного рельєфу модифікованої поверхні. Створена програма для моделювання може бути використана у складі спеціалізованого програмного забезпечення автоматизованих профілометричних систем для діагностування та прогнозування поверхневих морфоутворень.

Література

1. Литвиненко Я.В., Лупенко С.А., Марущак П.О. Анализ множественного растрескивания нанопокрyтия как циклического случайного процесса // Автометрия. – 2013. – Т. 49. - №2. – С. 68-75.

ФІЛЬТРАЦІЯ СТОХАСТИЧНИХ ПОСЛІДОВНОСТЕЙ ЗІ СТАЦІОНАРНИМИ ПРИРОСТАМИ

¹Луз М.М., ²Моклячук М.П.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

¹maksim_luz@ukr.net, ²mmp@univ.kiev.ua

Досліджується задача оптимального в середньоквадратичному сенсі оцінювання лінійного функціонала $A\xi = \sum_{k=0}^{\infty} a(k)\xi(-k)$ від невідомих значень послідовності $\xi(m)$ за спостереженнями послідовності $\xi(k) + \eta(k)$ в точках $k = 0, -1, -2, \dots$, де $\xi(m)$ та $\eta(m)$, $m \in Z$ – некорельовані стохастичні послідовності зі стаціонарними n -ми приростами [1].

Якщо спектральні щільності $f(\lambda)$ та $g(\lambda)$ послідовностей відомі, то спектральна характеристика та середньоквадратична похибка оцінки обчислюються за формулами

$$h_{\mu}^{(a)}(\lambda) = \frac{(i\lambda)^{-n} f(\lambda) \sum_{k=0}^{\infty} (D^{\mu} a)_k e^{-i\lambda k}}{(1 - e^{-i\lambda\mu})^{-n} (f(\lambda) + g(\lambda))} - \frac{(-i\lambda)^n \sum_{k=1}^{\infty} (P_{\mu}^{-1} R D^{\mu} a)_k e^{i\lambda k}}{(1 - e^{i\lambda\mu})^n (f(\lambda) + g(\lambda))},$$

$$\Delta(f, g; A) = \langle R D^{\mu} a, P_{\mu}^{-1} D^{\mu} a \rangle + \langle Q_{\mu} D^{\mu} a, D^{\mu} a \rangle.$$

Оператори R , P_{μ} , Q_{μ} визначаються коефіцієнтами Фур'є спеціальних функцій від спектральних щільностей $f(\lambda)$ та $g(\lambda)$, оператор D^{μ} визначається порядком приросту n та кроком приросту μ .

У тому випадку, коли спектральні щільності $f(\lambda)$ та $g(\lambda)$ невідомі, але задані множини допустимих щільностей, знайдені співвідношення, що визначають найменш сприятливі спектральні щільності та мінімаксні спектральні характеристики [2].

Література

1. Яглом А. М. Корреляционная теория процессов со случайными стационарными n -ми приращениями/ Математический сборник. – 1955. – Вып. 37(79), №1. – С. 141-196.
2. Моклячук М. П. Робастні оцінки функціоналів від стохастичних процесів. – Київ: Видавничо-поліграфічний центр "Київський університет", 2008. – 319 с.

ПРИЙНЯТТЯ РІШЕНЬ НА РИНКУ НЕРУХОМОСТІ З УРАХУВАННЯМ ФАЗИ КОГЕРЕНТНОГО РИНКУ

Максишко Н.К., Шаповалова В.О.

ДВНЗ «Запорізький національний університет»

maxishko@ukr.net, victoria2909@mail.ru

Нерухоме майно є привабливим інструментом короткострокового та довгострокового інвестування. Прийняття рішень щодо термінів та умов укладання договорів купівлі-продажу нерухомості потребує кількісного обґрунтування, однією з важливих складових якого є прогнозування динаміки ціни на нерухомість та її доходності.

У даній роботі для розробки стратегій прийняття рішень побудовано комплекс прогнозних моделей для ціни на нерухомість та її похідних характеристик, в основу якого покладено концепцію теорії фінансових ринків - гіпотезу когерентного ринку (СМН). Проведений авторами ретроспективний аналіз дозволив зробити

висновок, що ринок нерухомості України демонструє властивість перебування в одній з фаз: випадкового блукання, нестійкого переходу, хаотичного ринку, когерентності (рис.1) .

Комплекс прогнозних моделей містить статистичні моделі (для фаз випадкового блукання та нестійкого переходу), моделі дискретної нелінійної динаміки (для фаз хаотичного ринку та когерентності). Також розроблено систему показників для прийняття рішення щодо ідентифікації та кількісного обґрунтування виду фази для поточного стану ринку нерухомості.

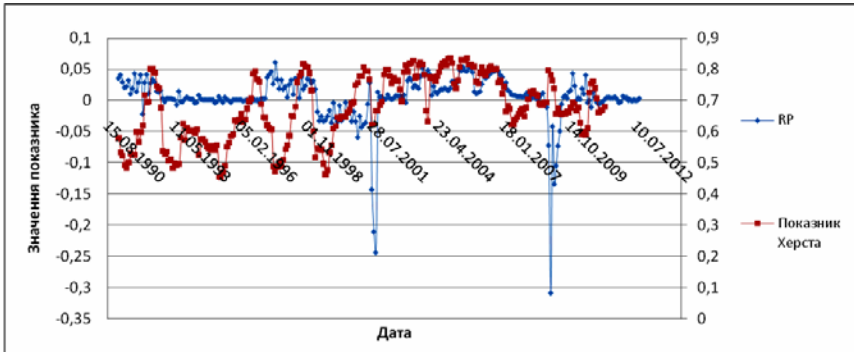


Рис. 1 – Виявлення фаз на ринку нерухомості м. Київ на базі аналізу динаміки рівня доходності та динаміки показника Херста

МАКСИМІЗАЦІЯ ПРИБУТКУ ПРИ КРИТИЧНОМУ НАВАНТАЖЕННІ В МЕРЕЖІ

Макушенко І.А., Обруч Т.П.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

iamak@ukr.net

Розглянуто процес обробки інформації $X'(t) = (X_1(t), \dots, X_r(t))$ разом з процесом накопичення прибутку $S'(t) = (S_1(t), \dots, S_r(t))$ в $[G | GI | \infty]^r$ – мережі при критичному навантаженні.

Перевантажений режим для $[G | GI | \infty]^r$ – мережі означає, що її параметри залежать від “ n ” (номера серії) так, що виконуються наступні умови.

1) Для багатовимірного вхідного потоку $\nu^{n'}(t) = (\nu_1^n(t), \nu_2^n(t), \dots, \nu_r^n(t))$ існують константи $\lambda_i \geq 0$, $i = 1, 2, \dots, r$, $\lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_r \neq 0$ такі, що

$$n^{-\frac{1}{2}} \left(\nu_1^{(n)}(t) - \lambda_1 nt, \dots, \nu_r^{(n)}(t) - \lambda_r nt \right) \xRightarrow[n \rightarrow \infty]{U} W'(t) = (W_1(t), \dots, W_r(t)),$$

де $\nu^{(n)}(t) = \nu^n(nt)$, $W(t)$ – r -вимірний процес броунівського руху з нульовим вектором математичних сподівань $MW(1) = 0$, і кореляційною матрицею $MW(1)W'(1) = \sigma^2 = \|\sigma_{ij}\|_r$, символ “ $\xRightarrow{U}$ ” означає слабку збіжність у рівномірній топології.

2) Послідовність (за параметром n) функцій розподілу часу обробки у вузлах мережі $G_i^n(nt) = G_i^{(n)}(t)$ слабо збігається до граничної

$$G_i^{(n)}(t) \xRightarrow[n \rightarrow \infty]{d} G_i(t), \quad i = 1, 2, \dots, r.$$

Будемо вважати, що ми можемо керувати інтенсивностями вхідних потоків на окремі вузли $\lambda_i, i = 1, 2, \dots, r$, залишаючи при цьому сталу інтенсивність сумарного потоку в мережу $\Lambda = \lambda_1 + \dots + \lambda_r > 0$. Тоді процес керування зводиться до вибору

вектора $h' = (h_1, \dots, h_r)$, $h_i \geq 0$, $\sum_{i=1}^r h_i = 1$, де $h_i = \lambda_i / \Lambda$, $i = 1, \dots, r$.

Нехай, $C_i, i = 1, \dots, r$ – прибуток від обробки одного інформаційного потоку в i -ому вузлі, $m_i^{(n)}(h, t) = MS_i^n(nt)$, $i = 1, \dots, r$ – математичне сподівання числа пакетів, що завершили обробку в i -ому вузлі на проміжку часу $[0, nt]$ при фіксованому керуванні $h' = (h_1, \dots, h_r)$,

$M^{(n)}(h, t) = \sum_{i=1}^r C_i m_i^{(n)}(h, t)$ – середній прибуток від роботи всієї

мережі типу $[G^{(n)} | GI^{(n)} | \infty]^r$ за час nt . Тоді в перехідному режимі задача максимізації прибутку буде мати вигляд:

$$M(h, t) = \lim_{n \rightarrow \infty} n^{-1} M^{(n)}(h, t) \rightarrow \max, \quad (1)$$

при умові

$$h_1 + h_2 + \dots + h_r = 1, h_i \geq 0, i = 1, \dots, r. \quad (2)$$

Співвідношенням (1), (2) можна дати наступну інтерпретацію: при фіксованій сумарній інтенсивності вхідного потоку треба так розподілити її між вузлами мережі, щоб середній прибуток був максимальним. Очевидно, розв'язок задачі максимізації прибутку h^+ в перехідному режимі буде залежати від t , $h^+ = h^+(t)$.

Для того щоб розв'язати задачу (1), (2) необхідно виписати цільову функцію через параметри мережі у перевантаженому режимі.

Література

1. Анисимов В.В., Лебедев Е.А. Стохастические сети обслуживания. Марковские модели: Учеб. пособие. – К.: Либідь, 1992. – 206 с.
2. Вишневский М.В. Теоретические основы проектирования компьютер-ных сетей. – М.: Техносфера, 2003. – 512 с.

НОВИЙ ЕКСТРАГРАДІЄНТНИЙ МЕТОД ДЛЯ ВАРІАЦІЙНИХ НЕРІВНОСТЕЙ

Маліцький Ю.В., Семенов В.В.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

y.malitsky@gmail.com

semenov.volodya@gmail.com

Ми пропонуємо новий екстраградієнтний метод для варіаційної нерівності в гільбертовому просторі. Він ґрунтується на схемі, яку запропонував Попов [2] для пошуку сідлових точок і є альтернативою екстраградієнтному методу Корпелевич [1]. Як і метод Корпелевич він складається із двох кроків, але на відміну від попереднього, значення оператора нам потрібно обчислювати лише один раз. У випадку, коли обчислювати оператор дорого, це може значно зекономити ресурси. Ми, дещо вдосконаливши доведення Попова, змогли довести слабку збіжність його алгоритму. Потім розглянули певну модифікацію алгоритму, в якій ми замінили першу проекцію на множину проекцією на деякий підходящий напівпростір. В результаті в обчислювальному плані алгоритм став не набагато складнішим, ніж звичайний метод простої ітерації. Однак наш алгоритм не вимагає таких сильних припущень, як останній.

Література

1. Корпелевич Г.М. Экстраградиентный метод для отыскания

седловых точек и других задач // Экономика и матем. методы. 1976. т.12. №4. С. 747-756.

2. Попов Л.Д. Модификация метода Эрроу-Гурвица поиска седловых точек // Математические заметки. 1980. т.28. №5. С. 777-784.

ОПТИМІЗАЦІЙНА МОДЕЛЬ ПРОТИВІРУСНОЇ ВАКЦИНАЦІЇ З УРАХУВАННЯМ СПІВІСНУВАННЯ ДВОХ ШТАМІВ ГРИПУ

Марценюк В.П. , Кучвара О.М.

ТДМУ ім. І. Я. Горбачевського

koleksandra@i.ua

Розглянуто модель співіснування двох штамів вірусу. Модель призначена для опису розповсюдження різних штамів вірусу (наприклад, пандемічного та сезонного грипу). В моделі робляться припущення.

1. Не розглядаються компартменти латентних осіб.

2. Вважається, що перебіг грипу обов'язково супроводжується наявністю симптомів. Тобто відсутній компартмент асимптоматично інфікованих.

3. Загальний розмір популяції N вважається сталим.

$$S' = \mu(N - S) - (\beta_1 I_1 + \beta_2 I_2)S - uS,$$

$$I_i' = \beta_i S I_i - (\mu + \alpha_i) I_i, \quad (1)$$

$$R_i' = \alpha_i I_i - (\mu + \sigma_j \beta_j I_j) R_i,$$

$$Y_i' = \theta_i \beta_i R_i I_i - (\mu + \alpha_i) Y_i.$$

$$i, j = 1, 2, i \neq j.$$

Тут ми маємо компартменти, що відповідають підпопуляціям S – вразливих, I_1 – інфікованих 1-м штамом вірусу, I_2 – інфікованих 2-м штамом вірусу, R_1 – одужавших після 1-го штаму вірусу, R_2 – одужавших після 2-го штаму вірусу, Y_1 – повторно інфікованих (але вже першим штамом), Y_2 – повторно інфікованих (але вже другим штамом вірусу), u – частка осіб, які підлягають вакцинації.

Метою є отримати оптимальну схему вакцинації шляхом розв'язку задачі оптимального керування з критерієм якості:

$$J = \int_0^T \left(I_1 + I_2 + \frac{u^2}{2} \right) dt \rightarrow \inf_{S, I_1, I_2, Y_1, Y_2, u} \quad (2)$$

Для отримання наближеного розв'язку задачі оптимального керування використано бібліотеку Java-класів dyn.Opt.

ПРО ЗАДАЧУ ОПТИМАЛЬНОГО КЕРУВАННЯ В МОДЕЛЯХ РОСТУ ПАТОЛОГІЧНИХ УТВОРЕНЬ НА ОСНОВІ ДИНАМІКИ РІХАРДА

Марценюк В.П., Багрій-Заяць О.А.
marceniuk@yahoo.com , bagrijzayats@gmail.com

При проведенні системних медичних досліджень виникають питання прогнозування кількісної та якісної поведінки захворювання. Це, в першу чергу, форма патологічного процесу, на яку впливає цілий ряд невизначеностей – час формування каскаду специфічних плазматичних клітин, вплив ушкодженого органа на імунну відповідь, схема проведеного лікування та ін. Розв'язування проблем такого роду вимагає розробки відповідних алгоритмів системного аналізу [1]. В роботі [2] досліджено розвиток патологічного утворення на основі динаміки Ріхарда.

Розглянуто задачу оптимального керування:

$$J(u) = \int_{t_0}^T u^2(t) dt \rightarrow \min_{u, x},$$
$$\frac{dx_i(t)}{dt} = nx_i(t) \left[\sum_{j=1}^m b_{ij}(t) u_j(t) + \sum_{j=1}^N a_{ij}(t) (1 - x_j(t)) \right], \quad x_i(t) \in R^n,$$
$$x(0) = x_0, \quad x(T) = x_1, \quad u(t) \in V, \quad t_0 \leq t \leq T,$$

де $u = u(t)$ – вважаються кусково-неперервними функціями на $[t_0, T]$, і точки x_0, x_1 – задані, $V \in E^n$ – не залежить від часу і фазові обмеження при $t_0 \leq t \leq T$ відсутні. Застосовано принцип максимуму Понтрягіна та отримано необхідну умову оптимальності [3].

Література

1. Марценюк В.П. О задаче выбора схемы химиотерапии с точки зрения теории управления / В.П. Марценюк // Проблемы управления и информатики. – 2003. – № 2. – С. 134-145.
2. Марценюк В.П. Про умови асимптотичної стійкості в моделях росту патологічних утворень на основі динаміки Ріхарда / В.П. Марценюк, І.Є. Андрущак, О.А. Багрій-Заяць // Математичне та комп'ютерне моделювання. Серія: Технічні науки : зб. наук. пр. – Кам'янець-

Подільський : Кам'янець-Подільський нац. ун-т, 2012. – Вип. № 6. – С. 131-142.

3. Андрушак І.Є. Про модель Ріхарда в задачах росту патологічних утворень з урахуванням імунної відповіді / І.Є. Андрушак, О.А. Багрій-Заяць // Штучний інтелект. – 2013. – № 1. – С. 247-251.

МОДЕЛІ ТА МЕТОДИ НЕЛІНІЙНОГО АНАЛІЗУ ДЛЯ ПРОЦЕСІВ ПОПУЛЯЦІЙНОЇ ДИНАМІКИ

Марценюк В.П., Майхрук З.В.

Тернопільський Державний Медичний Університет ім.

І.Я.Горбачевського

zorana_mauhruk2010@mail.ru

У 60-70 рр. XX століття було розроблено теорії у різних галузях науки, пов'язані з динамікою та формуванням структури, прийняттям складніших форм шляхом диференціації систем ієрархічних структур. Ключові поняття у цій новій еволюційній інтерпретації фізичного світу - це самоорганізація, диссипативні структури, нелінійність, зворотній зв'язок, нестійкість, біфуркація та ін. Насправді ж ці нові погляди призвели до нових фундаментальних наукових понять, навіть до нових галузей науки - таких як синергетика.

Моделі в системних медичних дослідженнях не завжди прагнуть наблизитися до стаціонарних станів, іноді вони можуть знаходитися в коливальному стані. Такі переходи, які можуть відбуватися між різними типами динамічної поведінки при зміні параметрів медико-біологічної системи, призводять, наприклад, до виникнення біфуркацій. Можливість їх дослідження – важлива задача системних медичних досліджень. В даній роботі введено поняття стаціонарних станів, коливань, граничних циклів та хаосу у застосуванні до медико-біологічних процесів та вивчається їх біологічне трактування.

Представлено експериментальний метод аналізу моделі патологічного процесу за допомогою чисельних характеристик, що використовуються для дослідження нерегулярних хаотичних рухів: автокореляція та спектр потужностей, експоненти Ляпунова, розмірності атракторів. Перспективою даного дослідження є аналітичне обґрунтування отриманих експериментальних зображень в термінах коренів відповідних характеристичних квазіполіномів.

АСИМПТОТИЧНА СТІЙКІСТЬ МОДЕЛІ ФОВЛЕРА-МАКГЮЙНЕСА СЕРЦЕВО-СУДИННОЇ СИСТЕМИ ІЗ ЗАПІЗНЕННЯМ В ЧАСІ

В.П. Марценюк, Р.О. Сарабун

Тернопільський державний медичний університет
ім. І.Я. Горбачевського
romasar86@gmail.com

В даній роботі розглянуто модель Фовлера-МакГюйнеса серцево-судинної системи, яка запропонована в роботах [1,2].

Модель ґрунтується на системі нелінійних диференціальних рівнянь із запізненням. В моделі описується система кровообігу, включаючи велике коло кровообігу і нехтуючи малим. Таке спрощення дозволяє уникнути додаткового диференціального рівняння для опису тиску в легеневій вені. Припускається, що кровonosна система є замкнутою і обсяг крові в ній є незмінний, артерії і вени діють як сполучені судини так, що зміна об'єму крові пропорційна зміні тиску, а капілярна система залежить від перепаду тиску в системі. До цієї механічної системи додано барорефлексну систему керування. Барорецептори визначають артеріальний тиск і посилають сигнали мозку, який у відповідь посилає швидкі (парасимпатичні) і повільні (симпатичні) сигнали назад в серце, змінюючи частоту серцевих скорочень, та до артеріол і капілярів, що призводить до зміни периферичного опору.

В роботі [3] для даної моделі розроблено програмне забезпечення, яке реалізує її, у вигляді Інтернет проекту.

В даній роботі досліджено умови локальної асимптотичної стійкості стаціонарного стану. Отримано достатні умови асимптотичної стійкості рівноважного стану моделі Фовлера-МакГюйнеса серцево-судинної системи в термінах коефіцієнтів характеристичного квазіполінома.

Література

1. Fowler A.C. McGuinness M.J. A Delay Recruitment Model of the Cardiovascular Control System. The Journal of Mathematical Biology, 5 (2005).
2. Ottesen, J.T.: Modelling of the baroreflex-feedback mechanism with time-delay. J. Math. Biol. 36 (1997).
3. Марценюк В. П., Сарабун Р.О. Програмне середовище моделювання рівня артеріального тиску. «Искусственный интеллект», 2012, (4).

КЕРУВАННЯ ПУЧКОМ ТРАЄКТОРІЙ ЛІНІЙНИМИ ДИСКРЕТНИМИ СИСТЕМАМИ

Матвієнко В.Т.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
matvienko.vt@gmail.com

Задача керування по переводу системи керування з початкової точки фазового стану системи у фінальний стан є основною задачею теорії керування (задача термінального керування). Більш цікавішим з практичної точки зору є задача по переводу множини початкових станів динамічної системи у фінальний стан.

Розглянемо для цілком керованої дискретної системи керування

$$x(i+1) = A(i)x(i) + b(i)u(i), \quad i = 0, 1, 2, \dots, N \quad (1)$$

задачу по переводу початкового стану цієї системи $x(0) = x_{(1)}$ у фінальний стан $x(N+1) = x_{(1)}$ за кінцевий час.

Тут вектор стану $x(i)$ і вектор $b(i)$ розмірності n , матриця системи керування $A(i)$ розмірності $n \times n$, вектор керування $u(i)$ – скалярна функція.

Розглянемо більш складнішу задачу, необхідно знайти функцію керування системою (1), за допомогою якої систему (1) можна перевести з заданої множини початкових станів

$$\Omega_0 = \{x_1(0), x_2(0), \dots, x_s(0)\} \quad (2)$$

у множину кінцевих станів

$$\Omega_1 = \{x_1(N+1), x_2(N+1), \dots, x_s(N+1)\} \quad (3)$$

відповідно. Одержано повну множину розв'язків задачі керування пучком траєкторій для систем з дискретним аргументом. Отримані необхідні і достатні умови керування пучком траєкторій для лінійних дискретних систем.

Література

1. Кириченко Н.Ф., Лепеха Н.П. Применение псевдообратных и проекционных матриц к исследованию задач управления, наблюдения и идентификации // Кибернетика и системный анализ. 2002. – №4. – С. 107 – 124.
2. Кириченко Н.Ф., Матвиенко В.Т. Общее решение задач терминального управления и наблюдения // Кибернетика и системный анализ. – 2002. – №2. – С. 80 – 89.

МНОГОКРИТЕРИАЛЬНЫЕ МОДЕЛИ ПРИНЯТИЯ РЕШЕНИЙ В УСЛОВИЯХ НЕЧЕТКОЙ ИНФОРМАЦИИ

Мащенко С.О., Саад М.

Киевский национальный университет им. Тараса Шевченко

msomail@yandex.ru, blackhawk_is@yahoo.com

В докладе проводится обзор [1] многокритериальных моделей принятия решений в условиях нечеткой информации: многокритериального нечеткого линейного программирования, математического программирования с нечеткими множествами критериев и альтернатив, целевого программирования, программирования De Novo, анализа среды функционирования.

Задача многокритериального нечеткого линейного программирования рассматривается в различных постановках: с нечеткими коэффициентами матрицы ограничений, с нечеткими коэффициентами векторов ограничений и целевой функции. Кроме методов, которые основаны на непосредственной дефаззификации задачи, рассматривается также двухэтапный подход, предложенный в работах Н. Zimmerman.

В докладе также проводится обзор постановок и методов дефаззификации многокритериальных задач с нечетким множеством альтернатив, с целью лица, принимающего решение (ЛПР), заданной нечетким отображением, с нечеткими множествами индексов критериев и ограничений.

Рассматривается задача нечеткого целевого программирования, суть которой состоит в минимизации степени недостижимости цели ЛПР, рассматривается так же концепция программирования De Novo. Она предназначена для проектирования оптимальной системы путем изменения допустимого множества и целевых функций. Учитывая нечеткий характер данных в реальном мире, рассматривается нечеткая модель анализа среды функционирования на основе модели CCR, предложенной А. Charnes, W. Cooper и Е. Rhodes.

Литература

1. Мащенко С.О. Обзор развития многокритериальных моделей принятия решений / С.О. Мащенко, М. Саад // Вісник Київського університету. Серія: фіз.-мат. науки. – 2013. – № 2. – С. 199 – 207.

ПОБУДОВА АДЕКВАТНИХ МАТЕМАТИЧНИХ ОПИСАНЬ З МЕТОЮ ОТРИМАННЯ СТІЙКИХ ПРОГНОЗІВ

Меньшиков Ю.Л.

Дніпропетровський національний університет ім.О.Гончара

Відомо, що одним з можливих шляхів побудови адекватних математичних описань реальних процесів є алгоритм ідентифікації зовнішніх впливів [1],[2]. Дослідження у цьому напрямку показали, що таких адекватних математичних описань існує нескінченна кількість. При цьому якість описань реальних процесів є однаково добра. Але не всяке математичне описання є стійким до малих змін початкових даних та умов експерименту. У роботі запропоновано алгоритм побудови стійких адекватних математичних описань, які більш придатні до умов невизначеності.

Нехай задача побудови адекватного математичного описання зведена до розв'язання операторного рівняння першого роду

$$\tilde{A}z = \tilde{u}, \quad (1)$$

де $\tilde{A}$ є наближений оператор системи, $\tilde{u} \in U$ є наближені початкові дані, $z \in Z$ є розв'язок рівняння.

Нехай простори Z, U є банахові. Будемо вважати, що можливе відхілення правої частини допускається на величину, яка визначається наступним чином:

$$\|\tilde{u} - u\|_U \leq \delta_1, \quad (2)$$

де $u \in U$ є точні початкові дані, δ_1 є величина необхідної точності математичного описання.

Величина δ_1 визначається, як правило, похибкою вимірювальних пристроїв, але не обов'язково.

Розв'язок рівняння (1) задовольняє тільки умову, що він належить множині можливих розв'язків:

$$Q_{\delta_1} = \{z : z \in Z, \|\tilde{A}z - u\|_U \leq \delta_1\}. \quad (3)$$

Для отримання стійкого адекватного математичного описання пропонується застосовувати алгоритм схожий на регуляризуочий але з іншими припущеннями та іншими кінцевими цілями [3].

При цьому використовуються фільтруючі властивості регуляризуочого алгоритму [4], [5].

Доведено, що запропонований алгоритм є максимально стійким до малих змін початкових умов. Результат використання

такого математичного описання можливо не дає найточніший прогноз, але це математичне описання дає найстійкіший прогноз.

Література

- 1.Меньшиков Ю.Л. Идентификация внешних влияний при минимуме априорной информации: постановка, классификация та інтерпретація / Меньшиков Ю.Л. // Вісник КНУ. Математика. вип.2. Київ. – 2004. – С. 310-315.
- 2.Menshikov Yu.L. Identification of External Load Models to Systems with Inexact Description / Menshikov Yu.L. // Proc. 6th EUROSIM Congress on Modeling and Simulation, September 9-13, 2007. Ljubljana. Slovenia. – 2007. – 6p.
- 3.Тихонов А.Н., Арсенин В.Я. Методы решения некорректных задач / М.– Наука, 1979. – 288с.
- 4.Виленкин С.Я. Применение регуляризатора для оценки входного сигнала по реализации выходного сигнала при известной импульсно–переходной функції. / Виленкин С.Я. // – Автоматика и телемеханика, 1968.– №2. – С.52-55.
- 5.Меньшиков Ю.Л. Принцип максимальной устойчивости в обратных задачах при минимуме априорной информации. / Меньшиков Ю.Л., Наконечный А.Г. // – Problems of Decision making under Uncertainties (PDMU–2003). Inter. Conference, September 8-12, 2003, Abstracts. – Kiev-Alushta, Ukraine. – 2003, —С.80-82.

ПОШУК ІНФОРМАЦІЇ В НЕСТРУКТУРОВАНОМУ СЕРЕДОВИЩІ

Морозевич Ю., Руснак М.

Чернівецький національний університет імені Юрія Федьковича
mrcc-dpt@chnu.edu.ua

На сучасному етапі розвитку суспільства усе більшу роль відіграють цифрові носії інформації. У електронному вигляді зберігають кінофільми і фотографії, книги і газети, музичні твори і т.д. Як правило, ця інформація організовується у файли певного типу, файли групуються в каталоги та підкаталоги, набір каталогів утворює бібліотеку. Зростання кількості файлів у бібліотеці породжує цілий ряд задач.

Однією із таких задач є задача розробки і впровадження єдиного стандарту для іменування файлів у бібліотеці. Нажаль, на даний час єдиного стандарту немає. Аналіз способів іменування файлів у популярних електронних бібліотеках (Librusec, Genesis,

TRAUM Library) показує, що назва файлу повинна містити три основних характеристики книги – ПІБ автора (авторів), назву книги та рік видання.

Для прикладу розглянемо формат TXT. Файл із розширенням TXT містить неформатовану інформацію (за домовленістю) і тому дані про автора, назву книги та інші потрібні можуть знаходитися у будь-якому місці та у будь-якій послідовності. Пошук даних ускладнюється також якою мовою написана книга. Якщо вона написана англійською мовою то в автора буде тільки Прізвище І. на від міну від слов'янських письменників в яких ще зазначають По-батькові. Також можливі різні варіації представлення прізвище та імен. За допомогою регулярних виразів вдається в неформатованому тексті знайти потрібні нам дані. Формування нової назви відбувається за наступним принципом: Прізвище І.П. – Назва – Рік.тип. Якщо неможливо виділити із файлу необхідні характеристики, файл буде помічено спеціальною позначкою і користувач зможе перейменувати файл вручну.

Література

1 Описание формата TXT [Електронний ресурс] / - Режим доступу : [www. URL: http://reced.ru/info_txt.php/](http://reced.ru/info_txt.php/) - 14.03.2013 р.

2 Портал для компаній розробників // Інтернет ресурс / Режим доступу: <http://www.microsoft.com/ru/ru/isv/development/russian.aspx> - 14.03.2013 р.

ОДИН ПІДХІД ДО ЗАДАЧ ІДЕНТИФІКАЦІЇ ПАРАМЕТРІВ В ДИНАМІЧНИХ СИСТЕМАХ

Наконечний О.Г., Зінько П.М.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
a.nakonechniy@gmail.com

Вважаємо, що спостерігаються скалярні функції $y_k(t), k = \overline{1, N}, t \in (0, T)$, що мають вигляд

$$y_k(t) = \int_G h(\theta) g_k(t, x(t)) d\theta + v_k(t),$$

де θ – вектор параметрів із множини $G \subset R^m$; $h(\theta)$ – невідома скалярна функція, що належить множині H із простору $L_2(G)$, або із простору Соболева; $g_k(t, x(t))$ – відомі функції; $x(t)$ – вектор-функція, що є розв'язком диференціального рівняння

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

$v_k(t)$ – невідомі функції, що є реалізацією випадкового процесу із нульовим середнім та невідомими кореляційними функціями, що належать обмеженій множині Q .

Вводяться лінійні оцінки функції $h(\theta)$ вигляду [1]

$$\hat{h}(\theta) = \sum_{k=1}^N \int_0^T u_k(t) y_k(t) dt + c.$$

Для оцінок $\hat{h}(\theta)$, що знаходяться із умови

$$\min_{\hat{h}(\theta)} \max_{H, Q} \int_G E \left[h(\theta) - \hat{h}(\theta) \right]^2 d\theta = \max_{H, G} \int_G E \left[h(\theta) - \hat{h}(\theta) \right]^2 d\theta,$$

при деяких припущеннях відносно множин H та Q показано, що такі оцінки можуть бути знайдені як розв'язок лінійного інтегрального рівняння.

Даний підхід може бути застосований, наприклад, в задачах ідентифікації параметрів в математичних моделях інформаційного протиборства [2]:

$$\frac{dL_1^{(1)}(t, s)}{dt} = \left(a_1^{(1)} + a_2^{(1)} L_1^{(1)}(t, s) \right) \left(L_0 - L_1^{(1)}(t, s) - L_2^{(1)}(t, s) \right), \quad L_1^{(1)}(0, s) = L_{10}^{(1)},$$

$$\frac{dL_2^{(1)}(t, s)}{dt} = \left(b_1^{(1)} + b_2^{(1)} L_2^{(1)}(t, s) \right) \left(L_0 - L_1^{(1)}(t, s) - L_2^{(1)}(t, s) \right), \quad L_2^{(1)}(0, s) = L_{20}^{(1)},$$

при $0 < t < s$ та $L_i^{(1)}(s, s) = L_i^{(1)}(s, s) + \theta_i$, $i = 1, 2$,

$$\frac{dL_1^{(2)}(t, s)}{dt} = \left(a_1^{(2)} + a_2^{(2)} L_1^{(2)}(t, s) \right) \left(L_0 - L_1^{(2)}(t, s) - L_2^{(2)}(t, s) \right),$$

$$\frac{dL_2^{(2)}(t, s)}{dt} = \left(b_1^{(2)} + b_2^{(2)} L_2^{(2)}(t, s) \right) \left(L_0 - L_1^{(2)}(t, s) - L_2^{(2)}(t, s) \right),$$

при $s < t < T$, де θ_i , $i = 1, 2$ – деякі дійсні числа, які можуть бути невідомими.

Література

1. Наконечний О.Г. Оцінювання параметрів в умовах невизначеності / О.Г.Наконечний // Наукові записки КНУ імені Тараса Шевченка, серія: «Кібернетика». – 2004. – С.102–111.
2. Nakonechny O.G. Guaranteed estimation of the observations matrix for systems with variable structure // O.G. Nakonechny, V.S. Donchenko, P.M.

ПРО НАБЛИЖЕНИЙ РОЗВ’ЯЗОК ЗАДАЧІ ПОШУКУ МІНІМАЛЬНОЇ ДОМІНУЮЧОЇ МНОЖИНИ

Негадайлов Павло, Ревякина Ольга

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

npasha@ukr.net , revolya@gmail.com

Нехай заданий не орієнтовний граф $G = (V, E)$ з множиною вершин V та множиною ребер E . Підмножину $D \subseteq V$ будемо називати домінуючою в графі G , якщо для кожної вершини $v \in V$ виконується одна з дох умов:

1. $v \in D$,
2. $\exists w \in D : (v, w) \in E$ або $(w, v) \in E$.

Іншими словами кожна вершина графа або належить домінуючій множині, або зв’язана з нею ребром графа. Серед усіх домінуючих множин множин D будемо шукати ту, що містить найменшу кількість вершин. Ця множина і назива-ється найменшою домінуючою множиною графа.

Відомо, що задача пошуку мінімальної домінуючої множини відноситься до класу NP-повних задач, а тому слід очікувати, що отримати точний розв’язок за прийнятний (поліноміальний) час навряд чи вдасться (принаймні доти, доки не доведена еквівалентність класів P та NP). В зв’язку з цим ми пропонуємо евристичний алгоритм пошуку наближеного розв’язку описаної задачі, який є варіацією генетичного алгоритму.

В якості вектора (генотипу) алгоритму візьмемо n -вимірний ($n = |V|$) вектор, кожен елемент якого може приймати значення 0 або 1. Кожному такому вектору можна поставити у відповідність підмножину вершин $\tilde{D} \subseteq V$ (вважаємо, що всі вершини графа пронумеровані порядку від 1 до n). На множині таких векторів $a = (a_1, a_2, \dots, a_n)$ визначимо функцію пристосовності

$$f(a) = \sum_{i=1}^n a_i + g(a), \text{ де } g(a) = \#\{v \in V : v \notin \tilde{D} \text{ та } v \text{ не зв'язано ребром}$$

з жодною з вершин $\tilde{D}\}$.

Фактично, $g(a)$ є кількістю вершин, які необхідно додати до множини $\tilde{D}$, щоб вона була домінуючою. Таким чином мінімізуючи функцію пристосовності $f(a)$ знайдемо мінімальну домінуючу множину вершин графа $G = (V, E)$.

В експериментальних результатах кількість елементів початкової популяції становила 20 особин. У якості генетичних операторів використовувалися стандартні оператори двоточкового схрещування та одноточкової мутації. Для невеликих графів є можливість порівняти відповідь та час роботи генетичного алгоритму з алгоритмом повного перебору. Зокрема, для графа на 30 вершин та 200 ребер повний перебір дає відповідь 7 (кількість елементів мінімальної домінуючої множини) за 0,5 секунд. На цьому ж графі генетичний алгоритм знаходить домінуючу множину з 8ми вершин за той же час. Для графу з 40 вершин та 400 ребер повний перебір дає відповідь 9 за 6хв 32 секунди, а генетичний алгоритм – 9 за 1 секунду.

В наступній таблиці наведені експериментальні результати роботи генетичного алгоритму для декількох графів (час повного перебору для них перевищує 1 годину):

Кількість вершин у графі	Кількість ребер у графі	Кількість вершин в домінуючій множині	Час роботи генетичного алгоритму	К-ть ітерацій генетичного алгоритму
500	6000	232	3с	121
1000	10000	489	9с	211
10000	100000	4941	10хв	2016

АСИМПТОТИЧНА СТОХАСТИЧНА СТІЙКІСТЬ ДИФЕРЕНЦІАЛЬНО-ФУНКЦІОНАЛЬНИХ РІВНЯНЬ З МАРКОВСЬКИМИ ПАРАМЕТРАМИ У ГІЛЬБЕРТОВИХ ПРОСТОРАХ

Нікітін А.В.

Буковинський університет

Нехай H – сепарабельний гільбертів простір. Розглянемо на ймовірнісному просторі $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ з потоком σ -алгебр $\{\mathcal{F}_t, t \geq t_0\}$, $\mathcal{F}_t \subset \mathcal{F}$ випадковий процес $x(t) \equiv x(t, \omega) \in H$, заданий диференціально-функціональним рівнянням з марковськими параметрами

$$dx(t) = f(t, x_t, y(t))dt, \quad t \geq t_0, \quad (1)$$

за початковими умовами

$$x(t_0 + \theta) = \phi(\theta), \quad \theta \in [-h, 0], \quad h > 0, \quad (2)$$

де $x_t = \{x(t + \theta), \theta \in [-h, 0]\}$; $\{y(t) \equiv y(t, \omega), t \geq t_0\} \subset R^m$ – стохастично-неперервний однорідний марковський процес з неперервними справа реалізаціями, заданий на компактному фазовому просторі Y ; $f: [t_0, \infty) \times C_n([-h, 0], H) \times Y \rightarrow H$ – неперервне відображення за аргументами.

Припустимо, що виконується локальна умова Ліпшиця на праву частину рівняння (1):

$$|f(t, \phi, y) - f(t, \psi, y)| \leq L_r \|\phi - \psi\| \quad (3)$$

за умови $\forall t \geq 0, y \in Y, \quad r > 0$ та $\phi, \psi \in S_r(0) \equiv \{\phi \in C_n([-h, 0], H) \mid \|\phi\| < r\}$.

Означення. Якщо функціонал $v: R_+ \times C_n([-h, 0], H) \times Y \rightarrow H$ неперервний за всіма аргументами,

$$c_1 \|\phi(0)\|^{p_1} \leq v(s, \phi, y) \leq c_2 \|\phi\|^{p_2} \quad (4)$$

для деяких $c_1, c_2 > 0$, $p_2 \geq p_1 > 0$ та всіх $s \in R_+$, $y \in Y$ та $\phi \in C_n([-h, 0], H)$, а також $v \in D(\mathcal{L})$ (або $v \in D(\tilde{\mathcal{L}})$), то такий функціонал назовемо функціоналом Ляпунова-Красовського.

Теорема. Якщо виконана локальна умова Ліпшиця (3), $f(t, 0, y) \equiv 0$ та існує функціонал $v(s, \phi, y)$, для якого справедлива оцінка (4) для $c_1, c_2 > 0$, $p_2 \geq p_1 > 0$, $s \in R_+$, $y \in Y$, $\phi \in C_n([-h, 0], H)$ та для деяких $c_3 > 0$ і $p \in (0, p_1]$ виконується нерівність

$$(\tilde{L}v)(s, \phi, y) \leq -c_3 |\phi(0)|^p, \quad (5)$$

$$\forall s \geq 0, y \in Y \text{ та } \forall \phi \in C_n([-h, 0], H).$$

Тоді тривіальний розв'язок задачі (1), (2) є асимптотично стохастично стійкий.

Література

1. Колмановский В.Б. Устойчивость и периодические решения регулируемых систем с последействием / В.Б. Колмановский, В.Р. Носов – Москва: Наука, 1981. – 448 с.

РОЗШИРЕННЯ ЛОГІК ЧАСТКОВИХ ПРЕДИКАТИВ РЕНОМІНАЦІЯМИ З НЕВИЗНАЧЕНИМ ЗНАЧЕННЯМ ІМЕН

Нікітченко М.С., Шкільняк О.С., Шкільняк С.С.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

ttp@unicyb.kiev.ua

Часткові відображення над даними з неповною інформацією широко розповсюджені в програмуванні й моделюванні. Це робить актуальною проблему побудови й дослідження програмно-орієнтованих логічних формалізмів, базованих на таких відображеннях. В доповіді пропонуються нові класи логік часткових предикатів, характерною особливістю яких є використання композицій розширеної реномінації (перейменування). В таких реномінаціях можна явно вказувати відсутність значення для предметних імен (змінних) у вхідних даних, тобто можна вилучати компоненти з певними іменами.

Операцію розширеної реномінації $r_{x_1, \dots, x_n, \perp, \dots, \perp}^{v_1, \dots, v_n, u_1, \dots, u_m} : {}^V A \rightarrow {}^V A$ задамо так: $r_{x_1, \dots, x_n, \perp, \dots, \perp}^{v_1, \dots, v_n, u_1, \dots, u_m}(d) = d \parallel_{-\{x_1, \dots, x_n, u_1, \dots, u_m\}} + [v_1 \mapsto d(x_1), \dots, v_n \mapsto d(x_n)]$.

За допомогою операції $r_{\bar{x}, \perp}^{\bar{v}, \bar{u}}$ задамо композицію $R_{\bar{x}, \perp}^{\bar{v}, \bar{u}} : Pr^A \rightarrow Pr^A$ розширеної реномінації: $R_{\bar{x}, \perp}^{\bar{v}, \bar{u}}(P)(d) = P(r_{\bar{x}, \perp}^{\bar{v}, \bar{u}}(d))$.

Властивості композиції $R_{\bar{x}, \perp}^{\bar{v}, \bar{u}}$ аналогічні відповідним властивостям традиційної [1] реномінації $R_{\bar{x}}^{\bar{v}}$.

На основі композицій $R_{\bar{x}, \perp}^{\bar{v}, \bar{u}}$ можна визначити похідні композиції розширеної квантифікації $\exists_{\perp} x$ та $\forall_{\perp} x$. Для кожного $P \in Pr^A$ задаємо:

$$\exists_{\perp} x P = \exists x P \vee R_{\perp}^x(P); \quad \forall_{\perp} x P = \forall x P \& R_{\perp}^x(P).$$

Композиції $R_{\bar{x}, \perp}^{\bar{v}, \bar{u}}$, $\exists_{\perp} x$ та $\forall_{\perp} x$ зберігають еквітонність предикатів.

Чисті першопорядкові композиційно-номінативні логіки з розширеними реномінаціями (ЧКНЛРР) утворюють підрівень чистих першопорядкових КНЛ (ЧКНЛ). Визначення формули та відображення інтерпретації задаються аналогічно випадку ЧКНЛ. Семантичні властивості ЧКНЛРР в цілому подібні відповідним властивостям ЧКНЛ.

Література

1. Нікітченко М.С., Шкільняк С.С. Математична логіка та теорія алгоритмів. – К.: ВПЦ «Київський університет», 2008. – 528 с.

ГАРАНТОВАНЕ ОЦІНЮВАННЯ В СИСТЕМАХ ЗІ ЗМІННОЮ ВИМІРНОСТЮ ФАЗОВОГО ПРОСТОРУ

Паращук К.Ф.

Чернівецький торговельно-економічний інститут КНТЕУ
kr-paraschuk@mail.ru

Розглянемо систему

$$\frac{dx^{(j)}(t)}{dt} = A_j(t)x^{(j)}(t) + B_j(t)f^{(j)}(t), \quad t \in \tau_j, \quad (1)$$

за умов зміни вимірності фазового простору

$$x^{(j)}(t_{j-1}) = C_j x^{(j-1)}(t_{j-1}) + D_j \eta^{(j)}, \quad j = \overline{1, N}, \quad (2)$$

на відріzk $[T_0, T_1]$ з розбиттям $\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_N$ ($[t_{j-1}, t_j]$, $j = \overline{1, N-1}$,

$\tau_N = [t_{N-1}, t_N]$), де $A_j(t)$, $B_j(t)$ – матриці розмірностей $n_j \times n_j$,

$n_j \times r_j$ відповідно з неперервними елементами на відрізках $[t_{j-1}, t_j]$,

$x^{(j)}(t) \in R^{n_j}$, $f^{(j)}(t)$ – деякі невідомі вектори розмірності r_j з

простору $L_{p_j}(\tau_j)$, $p_j \geq 1$, $t \in \tau_j$, C_j , D_j – відомі сталі матриці

розмірностей $n_j \times n_{j-1}$, $n_j \times k_j$ відповідно, причому $C_1 = E_1$ –

одинична матриця порядку n_1 , а D_1 – нульова матриця порядку k_1 ,

$\eta^{(j)}$ – деякі невідомі вектори розмірності k_j з простору L_{p_j} , $p_j \geq 1$.

Вважатимемо, що $\eta^{(1)} = 0$, $x^{(1)}(t_0) = x^{(0)}(t_0) = x_0^{(1)}$.

Нехай на проміжку τ_j спостерігається вектор-функція

$$y^{(j)}(t) = H_j(t)x^{(j)}(t) + v^{(j)}(t), \quad (3)$$

де $H_j(t)$ – матриця розміру $m_j \times n_j$ з неперервними елементами на відрізку $[t_{j-1}, t_j]$, $x^{(j)}(t)$ – розв’язок (1) за деякої функції $f^{(j)}(t)$, $v^{(j)}(t) \in R^{m_j}$ – деяка невідома функція з простору $L_{p_j}(\tau_j)$, $j = \overline{1, N}$.

Припустивши, що $x_0^{(1)}$, $f^{(j)}(t)$, $\eta^{(j)}$, $v^{(j)}(t)$ належать певній множині G , знайдено мінімаксу оцінку кінцевого стану $x^{(N)}(t_N)$ системи (1) за умов (2) за результатами спостережень (3). Показано, що для відшукування мінімаксної оцінки потрібно розв’язати задачу про оптимальний регулятор. Розроблено комп’ютерну процедуру числового розрахунку оптимального регулятора.

О НЕОПРЕДЕЛЕННОСТЯХ ПРИ УПОРЯДОЧЕНИИ СТРУКТУРЫ НЕСВЯЗНЫХ ГРУНТОВ

Поляков В.Л., Желизко В.В.

Polyakov_igm@list.ru

Решены численными методами в гидродинамической постановке две задачи плоской нестационарной фильтрации между совершенными каналами (дренами) в несвязном грунте при разных начальных условиях, что существенно отразилось на переориентации несферических частиц скелета. Непосредственной причиной имевшего места локального упорядочения структуры грунта стал перепад уровней воды в каналах, который формировался двумя разными способами, но в конце концов оказывался в задачах одинаковым. В первой задаче первоначально высокий горизонтальный уровень грунтовых вод совпадал с уровнями в каналах, а последующая динамика фильтрационного и деформационного процессов была обусловлена скачкообразным снижением уровня в одном из каналов. При этом образовалась примыкающая к нему область деформаций, которая охватила практически половину области движения. Во второй задаче все уровни изначально были низкими, а инфильтрация и деформации проходили при замедленном подъеме уровня в одном из каналов. Здесь удалось использовать стационарную математическую модель в гидравлическом приближении для описания окончательного

фізического стану ґрунту після завершення деформацій і стабілізації фільтраційного процесу. Паралельно проведені розрахунки чисельними і аналітичними методами дали при неограниченно великому часі по суті однакові результати. При цьому наслідки від деформування ґрунту навколо каналу з фіксованим низьким рівнем були мінімальними, але тим не менше значимими. Проблемним в інженерних розрахунках фільтраційного режиму деформуваних ґрунтів є врахування неопределенності початкових умов. В відсутності достовірної і повної інформації об рівнях, напорах в періоди з напруженими метеорологічними, гідрологічними умовами логічно приймати значення деформаційних характеристик, відповідаючі найгіршим за весь термін експлуатації каналів умовам. І тоді слід очікувати значущого посилення осушувального і зволожувального дії каналів-дрен.

ПРОГРАМНИЙ КОМПЛЕКС ДЛЯ МОДЕЛЮВАННЯ ДИНАМІКИ РІДИНИ У ВОДОЙМАХ

Л.І. Потапенко, О.Б. Стеля, Л.К. Рак

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

lpotapenko@ukr.net, oleg.stelya@gmail.com

Розроблено компоненти комп'ютерно-моделюючого комплексу для передбачення поведінки внутрішніх водойм в залежності від впливу різноманітних факторів. Комплекс складається з трьох функціональних блоків:

- блоку для моделювання руху рідини з урахуванням турбулентної в'язкості в тривимірних середовищах;
- блоку для введення необхідних для моделювання вихідних даних;
- блоку для відображення результатів моделювання на цифровій карті.

На цей час розроблено алгоритми та програмне забезпечення для розв'язання системи гідродинамічних рівнянь.

Тривимірна математична модель мілководних водойм включає в себе рівняння Нав'є-Стокса

$$\begin{aligned}\frac{\partial u}{\partial t} + u \frac{\partial u}{\partial x} + v \frac{\partial u}{\partial y} + w \frac{\partial u}{\partial z} &= -\frac{1}{\rho} \frac{\partial P}{\partial x} + \mu \left(\frac{\partial^2 u}{\partial x^2} + \frac{\partial^2 u}{\partial y^2} \right) + \frac{\partial}{\partial z} \left(\nu \frac{\partial u}{\partial z} \right) + \Omega v, \\ \frac{\partial v}{\partial t} + u \frac{\partial v}{\partial x} + v \frac{\partial v}{\partial y} + w \frac{\partial v}{\partial z} &= -\frac{1}{\rho} \frac{\partial P}{\partial y} + \mu \left(\frac{\partial^2 v}{\partial x^2} + \frac{\partial^2 v}{\partial y^2} \right) + \frac{\partial}{\partial z} \left(\nu \frac{\partial v}{\partial z} \right) - \Omega u, \\ \frac{\partial w}{\partial t} + u \frac{\partial w}{\partial x} + v \frac{\partial w}{\partial y} + w \frac{\partial w}{\partial z} &= -\frac{1}{\rho} \frac{\partial P}{\partial z} + \mu \left(\frac{\partial^2 w}{\partial x^2} + \frac{\partial^2 w}{\partial y^2} \right) + \frac{\partial}{\partial z} \left(\nu \frac{\partial w}{\partial z} \right) - g,\end{aligned}$$

рівняння нерозривності

$$\frac{\partial u}{\partial x} + \frac{\partial v}{\partial y} + \frac{\partial w}{\partial z} = 0,$$

співвідношення, що зв'язує повний гідродинамічний тиск з глибиною:

$$p = \rho g(\eta - z) + q,$$

а також граничні та початкові умови.

Для чисельної реалізації моделі здійснюється перехід від координати z до координати σ

$$\sigma = (z - \eta) / (H + \eta).$$

Для розв'язання задачі гідродинаміки використовується метод поправки до тиску. Згідно з методом вихідна модель розбивається на три підзадачі. Перша підзадача обчислює проміжні значення вектора швидкості. Для цього побудовано неявну різницеву схему. Для її розв'язання використовується ітераційний процес, який базується на методах Ньютона та послідовної верхньої релаксації. Друга підзадача полягає в розрахунку розподілу тиску на основі рівняння Пуассона. Тиск обчислюється таким чином, щоб виконувалось рівняння нерозривності. Третя підзадача коригує значення компонент вектора швидкості на поточному часовому шарі по явним формулами з урахуванням градієнту тиску.

Архітектура комплексу дозволяє налаштовувати його на різні об'єкти, зокрема водосховища та внутрішні моря. Зараз здійснюється налаштування програмного забезпечення для умов Азовського моря.

Створено шари цифрової карти з береговою лінією, різницевою сіткою та інше. Також створено цифрову модель рельєфу дна моря. Цифрова модель дозволяє визначати висоту поверхні дна моря в будь-якій точці розрахункової сітки.

ДИНАМИЧЕСКИЕ СИСТЕМЫ С АКТИВНОЙ ПАМЯТЬЮ ИЕРАРХИЧЕСКОГО ТИПА

Россада Т.В.

Киевский национальный университет имени Тараса Шевченко
trossada@gmail.com

В докладе демонстрируется и анализируется поведение динамической системы, разработанной на основе результатов моделирования нейронных сетей, полученных в работах школы У. Мак-Каллоха [2, 4] а) с использованием активной памяти (АП), имеющей иерархическое [6] представление и б) без её использования.

Для построения и работы с АП используются иерархическая структура представления номинативных [1] данных, возможности и гибкость которой исследовались ранее [5-6]. В частности, такая структура позволяет использовать при представлении информации свойства естественного языка [5], такие как: многозначность и сложность имени, синонимию, не прямое именование и др. По принципу работы система схожа с моделями семантических М-сетей, перспективность использования которых для построения моделей мышления и систем типа «искусственный разум» алгоритмического типа показана в [3].

Система демонстрирует эффективность работы с АП.

Литература

1. Nikitchenko N.S. A Composition Nominative Approach to Program Semantics / Nikitchenko N.S. // Technical Report IT-TR: 1998-020. — 1998. — 103 p.
2. Автоматы: сборник статей / [ред. К.Э. Шеннон, Дж. Маккарти]. / Москва: Издательство иностранной литературы, 1956. — 400 с.
3. Амосов Н.М. Искусственный разум / Амосов Н.М. — Киев: Наукова думка, 1969. — 156 с.
4. Мак-Каллох У. Надежность биологических систем / Мак-Каллох У. // Самоорганизующиеся системы. — Москва, 1964. — С. 358-378.
5. Россада Т.В. Аспекты неклассической теории номинации и их использование в формальных языках / Россада Т.В. // Problems of Computer Intellectualization. — 2012. — С. 182-189.
6. Россада Т.В. Формалізація багатозначного іменування у мовах програм над номінативними даними / Россада Т.В. // Вісник Київського національного університету імені Тараса Шевченка. Серія: фізико-математичні науки. — 2012. — №1. — С. 218-227.

СИСТЕМА ЗАХИСТУ ЦИФРОВОЇ ІНФОРМАЦІЇ ВІД КОПІЮВАННЯ

Руснак М., Юрійчук О.

Чернівецький національний університет імені Юрія Федьковича
mrcc-dpt@chnu.edu.ua

На даний час, у зв'язку із поширенням мережі Інтернет, задача захисту авторського права на різноманітні об'єкти є надзвичайно актуальна. Широкого розповсюдження набувають системи захисту інформації від несанкціонованого копіювання та використання. На жаль, створення абсолютної системи захисту неможливе, тому більшість таких систем просто ускладнюють копіювання або використання інформації до тієї межі, за якою офіційне її придбання стає економічно обґрунтованим.

Ми пропонуємо розрізати файл із зображенням на велику кількість маленьких за розміром із невпорядкованими назвами та деградацією кольорів цих картинок, які передаються клієнту разом із сценарієм їх складання та корегування у вихідне зображення.

За допомогою технології ASP.NET нами розроблено сервіс, який дозволяє розрізати зображення на маленькі частинки, кількість і розмір частинок вибираються автоматично. Кожній із частинок надається деградація кольорів та записується в окремий файл. Файли іменуються за допомогою спеціального алгоритму. Порядок складання дрібних частинок у початкове зображення фіксується сценарієм на скриптовій мові JavaScript. Сценарій вбудовано у HTML-сторінку, посилання на яку надсилається користувачу. Для розміщення сервісу в онлайн-доступ планується використовувати технологію Windows Azure.

Отже, сервіс, представлений в нашому дослідженні, забезпечує надійний, багаторівневий захист авторських прав на цифрову інформацію. Цей сервіс планується до впровадження для обслуговування замовників.

Література

1. ASP.NET // Інтернет ресурс / Режим доступу: <http://uk.wikipedia.org/wiki/ASP.NET> .
2. Windows_Azure // Інтернет ресурс / Режим доступу: http://uk.wikipedia.org/wiki/Windows_Azure .
3. Портал для компаній розробників // Інтернет ресурс / Режим доступу: <http://www.microsoft.com/ru/ru/isv/development/russian.aspx>

АНАЛІЗ ЧУТЛИВОСТІ В МОДЕЛЯХ ДИНАМІКИ ПОПУЛЯЦІЙ

Савула Я., Щербата Г., Щербатий М.

Львівський національний університет імені Івана Франка

savula@lnu.edu.ua, shcherbatyy@gmail.com,

shhelenka@gmail.com

Нехай динаміка популяції в часовій області моделюється задачею Коші для системи звичайних диференціальних рівнянь:

$$y'(t) = f(t, y, u), \quad t \in (t_0, t_e],$$

$$y(t_0) = y_0.$$

Розглянемо наступну характеристику системи:

$$\psi(y, u) = g_1(t_e, y(t_e), u(t_e)) + \int_{t_0}^{t_e} g_2(t, y, u) dt.$$

Аналіз чутливості (АЧ) полягає в обчисленні повної похідної від розглядуваної характеристики системи (яка отримана на основі розв'язків математичної моделі системи) за параметрами системи, тобто:

$$\frac{d\psi}{du} = \frac{\partial \psi}{\partial u} + \frac{\partial \psi}{\partial y} \frac{dy}{du}.$$

Отримані в результаті АЧ коефіцієнти чутливості (повні похідні характеристики системи за певним параметром) дають важливу інформацію про вплив параметрів системи на її поведінку. Коефіцієнти чутливості є необхідною складовою методів оптимізації першого порядку у випадку їх використання для розв'язування задач ідентифікації параметрів та задач оптимального керування.

Для знаходження співвідношень аналізу чутливості використано підходи, які базуються на використанні прямого методу диференціювання, методу спряжених змінних та методу скінченних різниць.

На прикладі моделей росту та взаємодії популяцій, моделей “ресурс-споживач” проаналізовано ефективність різних підходів для обчислення коефіцієнтів чутливості, розв'язання задач ідентифікації параметрів та оптимізації.

АСИМПТОТИЧНИЙ АНАЛІЗ ВИПАДКОВИХ ЕВОЛЮЦІЙ В СХЕМІ ПУАССОНОВОЇ АПРОКСИМАЦІЇ

Самойленко І.В.

Інститут математики НАН України

isamoil@imath.kiev.ua

Схема пуассонової апроксимації [1] полягає в тому, що параметр серії ε нормує імовірності (або інтенсивність) стрибків процесу. Значення стрибків випадкової еволюції розщеплюються на дві складові: малі стрибки, що відбуваються з імовірністю близькою до 1 та великі стрибки, що відбуваються з імовірністю яка прямує до 0 разом з малим параметром серії $\varepsilon \rightarrow 0$. Основним питанням, яке досліджується в схемі пуассонової апроксимації є питання слабкої збіжності процесу випадкової еволюції до граничного процесу, який містить стрибкову пуассонову складову, дифузійну частину та детермінований зсув. Отримані в [1] результати стосуються лише класу процесів з обмеженою мірою стрибків. В даній роботі суттєво розширено схему пуассонової апроксимації для довільних процесів з незалежними та локально незалежними приростами.

Дослідження великих відхилень для випадкових еволюцій в схемі пуассонової апроксимації реалізовано за допомогою асимптотичного аналізу експоненційного генератора випадкової еволюції із застосуванням нормування малим параметром $\varepsilon \rightarrow 0, (\varepsilon > 0)$, з подальшим розв'язанням проблеми сингулярного збурення та з використанням мартингальної характеристики для відповідного експоненційного мартингала (див. [2]). Вказані задачі досліджено як за умови ергодичності перемикаючого процесу так і в схемі фазового укрупнення. Застосування великих відхилень в статистиці пов'язано з проблемами аналізу стохастичних даних [3], оптимізації [4] і т. п.

Література

- 1 Koroliuk V. S., Limnios N. Stochastic Systems in Merging Phase Space. – Singapore: World Scientific Publishers, 2005. – 335p.
- 2 Feng J., Kurtz T.G. Large Deviation for Stochastic Processes. – 131, AMS, RI, 2006. – 410 p.
- 3 Боровков А.А., Могульский А.А. Большие уклонения и проверка статистических гипотез. - Новосибирск: Наука, 1992. - 222 с.
- 4 Fleming W. H, Soner H.M. Controlled Markov Processes and Viscosity Solutions. – New York: Springer Inc., 2006. – 429 p.

Просіяний крохмаль і вода поступають в збірник 1 та ретельно перемішуються. Отримана суміш поступає в загальноцеховий збірник 2, де до неї додають гарячу воду. Отриманий крохмальний клейстер подають у змішувач 3 та додають діючу речовину, тальк, стеаринову кислоту і перемішують для отримання маси для таблетування. Далі маса послідовно поступає на універсальний гранулятор 4 для вологого гранулювання, на сушарку 5 та на універсальний гранулятор 6 для сухого гранулювання, після чого суміш подають на роторну машину для таблетування.

Паралельно відбувається приготування окремо незабарвленої та забарвленої суспензій у реакторах 8 та 9. Далі ядра пігулок з роторної машини 7 поступають у барабан 10, де послідовно покриваються незабарвленою та забарвленою суспензією, а також поліруються масою для глянцею. Готові пігулки потрапляють на автоматичну фасувальну машину 12, після чого їх забирають на склад готової продукції.

Результати розрахунку представлено у таблиці:

<i>Вхідні потоки</i>		<i>Вихідні потоки</i>	
Крохмаль	0,77		
Вода	17,51		
Діюча речовина	37,48		
Стеаринова кислота	0,52		
Тальк	0,97		
Барвник	0,08		
Полівінілпіролідон	0,33		
Аеросил	2,88	Втрати	4,59
Магній	3,7		
Титан	0,29	Розфасовані	
Патока	4,26	пігулки	72,5
Желатин	0,04		
Цукор	8,26		
<i>Сума</i>	<i>77,09</i>	<i>Сума</i>	<i>77,09</i>

Результати розрахунку матеріального балансу були використані для моделювання та визначення оптимального режиму процесу активації конденсованого вугілля.

ВИКОРИСТАННЯ ВЕКТОРА ЦИКЛІЧНИХ РИТМІЧНО ПОВ'ЯЗАНИХ ВИПАДКОВИХ ПРОЦЕСІВ ДЛЯ НЕІНВАЗИВНОЇ ЕЛЕКТРОКАРДІОГРАФІЇ ПЛОДУ

Сверстюк А.С.

Тернопільський державний медичний університет

sverstyuk@ukr.net

Отримання діагностичної інформації про стан серцево-судинної системи дитини, яка знаходиться в утробі матері, обґрунтовує необхідність використання методів неінвазивної електрокардіографії плоду. Здійснення такого високоінформативного моніторингу являє собою комплексну проблему, теоретично і практично взаємопов'язану на рівні адаптаційно-приспосувальних реакцій в рамках єдиної системи «мати-плацента-плід». Для дослідження пропонується використовувати електрокардіосигнали плоду і матері, які синхронно зареєстровані сучасним портативним електрокардіографом БЕБІ-Кард (виробництва ХАІ МЕДІКА).

Більшість існуючих методів обробки електрокардіосигналів плоду і матері ґрунтуються на математичних моделях у вигляді вектора випадкових величин, стохастичного періодичного процесу, вектора періодичних, із різними періодами, випадкових процесів. Однак, в даних математичних моделях не враховується важливі властивості досліджуваних біосигналів – мінливість та спільність їх ритму. У роботах [1, 2] показано ефективність застосування методів сумісної обробки синхронно зареєстрованих кардіосигналів на основі моделі вектора циклічних ритмічно пов'язаних випадкових процесів.

Аналізуючи електрокардіосигнали плоду і матері, що реєструються сучасними кардіодіагностичними системами, враховуючи факт подібності їх просторово-часових структур та генезису, в якості математичної моделі досліджуваних біосигналів доцільно використати модель вектора циклічних ритмічно пов'язаних випадкових процесів. Запропонована математична модель повинна описуватися сукупністю сумісних імовірнісних характеристик, зокрема сумісних функцій розподілу, взаємних змішаних моментних функцій, взаємкореляційними функціями, а також повинна враховувати спільність ритмічної структури досліджуваних сигналів.

При такому уніфікованому підході до моделювання та аналізу електрокардіосигналів плоду і матері, відкривається можливість сумісного (паралельного) аналізу декількох циклічних біосигналів, що може суттєво підвищити точність, достовірність та повноту обстеження.

У цьому контексті актуальним є проведення подальших наукових досліджень на предмет обґрунтування, верифікації та застосування вектора циклічних ритмічно пов'язаних випадкових процесів як математичної моделі електрокардіосигналів плоду і матері з метою їх сумісної обробки та імітації в сучасних комп'ютерних кардіодіагностичних системах.

Література

1. *Лупенко С.А.* Статистичний сумісний аналіз кардіосигналів на основі вектора циклічних ритмічно пов'язаних випадкових процесів / С.А. Лупенко, Я.В. Литвиненко, А.С. Сверстюк // Електроніка та системи управління. Національний авіаційний університет. – 2008. – № 4 (18). – С.22–29.
2. *Сверстюк А.С.* Обґрунтування та верифікація математичної моделі синхронно зареєстрованих кардіосигналів з використанням вектора циклічних ритмічно пов'язаних випадкових процесів / А.С. Сверстюк // Вимірювальна та обчислювальна техніка в технологічних процесах. – 2009. – № 1. – С. 143–147.

МАРГІНАЛЬНА ВАРТІСТЬ СУСПІЛЬНИХ ФОНДІВ

Семенов В.В.

Інститут демографії та соціальних досліджень
імені М.В. Птухи НАН України, Київ,
semenovsr@meta.ua

Маргінальна вартість суспільних фондів (МВСФ) вимірює втрати спільноти від залучення додаткових надходжень для фінансування суспільних видатків. Це поняття останніми роками стало одним із найважливіших в суспільній економіці. МВСФ є ключовою компонентою при оцінюванні податкових реформ, програм суспільних видатків, широкого кола інших суспільних проектів, від ефективного адміністрування податків до приватизації суспільної власності. Податки впливають на розподіл ресурсів в економіці шляхом зміни споживчої поведінки платників податків, пропозиції праці та інвестиційних рішень. В той час як «невидима рука» ринку приводить до ефективного або Парето-оптимального розміщення ресурсів, податки призводять до втрат ефективності у розміщенні ре-

сурсів у тій мірі, в якій вони змінюють поведінку домогосподарств та фірм. Ці втрати є зменшенням величини обсягу благ та послуг, вироблених та спожитих в економіці. Це скорочення економісти називають ефективною вартістю податкової системи. МВСФ є зведеною мірою додаткового збурення у розміщенні ресурсів, яке з'являється коли уряд додатково збільшує податкові надходження. Проте, мінімізація втрат ефективності не є єдиним критерієм оцінювання податкових інструментів. Податки, які приводять до значного навантаження на осіб із низькими доходами є також «дорогими» податками. Концепція МВСФ використовується для об'єднання проблем рівності розподілу із ефективністю у зведеному сукупної вартості для спільноти зростання податкових надходжень. У цьому контексті вона є особливо корисною, оскільки дає розуміння економічних проблем, починаючи від бажаності дефіцитного фінансування суспільних інфраструктурних видатків до оцінювання упередженості при прийнятті регіональних фіскальних рішень, спричиненої податковою та видатковою конкуренцією між регіонами.

У доповіді викладені теоретичні засади МВСФ, її застосування до питань суспільної економіки та проблеми обчислення.

АНАЛІЗ СТІЙКОСТІ БАГАТОКРИТЕРІАЛЬНИХ ЗАДАЧ ДИСКРЕТНОЇ ОПТИМІЗАЦІЇ З РІЗНИМИ ПРИНЦИПАМИ ОПТИМАЛЬНОСТІ¹

Н.В. Семенова, Т.Т. Лебедева, Т.І. Сергієнко

Інститут кібернетики ім. В.М. Глушкова НАН України

nvsemenova@meta.ua, lebedtt@i.com.ua

Досліджено різні типи стійкості щодо збурень вхідних даних багатокритеріальної задачі дискретної оптимізації $Z(M(F, X))$: $\max\{F(x) \mid x \in X\}$, яка полягає в пошуку елементів множин $M(F, X) \in \mathfrak{M} = \{Sl(F, X), P(F, X), Sm(F, X)\}$, де $P(F, X)$ – множина Парето-оптимальних, $Sl(F, X)$ – оптимальних за Слейтером і $Sm(F, X)$ – оптимальних за Смейлом розв'язків. [1,2]. При цьому

¹ Робота виконана при частковій фінансовій підтримці Державного фонду фундаментальних досліджень України (Проект Ф 54.1/039)

розглянуто три можливих варіанти врахування збурень, коли беруться до уваги: 1) тільки збурення у вхідних даних для векторного критерію; 2) збурення тільки у вхідних даних для опису обмежень задачі; 3) збурення у всіх вхідних даних задачі. Сформульовані та доведені теореми, які вказують на взаємозв'язок між стійкістю задач з різними критеріями оптимальності і різними варіантами врахування збурень у вхідних даних. Досліджено проблему стійкості векторних задач дискретної оптимізації з різними принципами оптимальності щодо збурень всіх вхідних даних задачі на основі отриманих результатів дослідження ядра стійкості, вирішення питань про його непорожнечу, співпадання з усією оптимальною множиною, про рівність множини неоптимальних допустимих розв'язків задачі з множиною тих допустимих розв'язків задачі, що стійко не належать оптимальній множині.

Література

1. Лебедева Т.Т., Семенова Н.В., Сергиенко Т.И. Исследование устойчивости векторных задач дискретной оптимизации с различными принципами оптимальности // Доповіді НАН України. – 2012. – № 11. – С. 34–39.
2. Лебедева Т.Т., Сергиенко Т.И. Условия устойчивости по векторному критерию и ограничениям многокритериальных задач целочисленной оптимизации // Доповіді НАН України. – 2011. – № 4. – С. 37 – 40.

РОЗВ'ЯЗУВАННЯ СИСТЕМ АЛГЕБРАІЧНИХ ТА ТРАСЦЕНДЕНТНИХ РІВНЯНЬ МЕТОДОМ ОДНОВИМІРНОЇ ІНТЕРВАЛЬНОЇ ДЕКОМПОЗИЦІЇ

Сеньо П.С.

Львівський національний університет імені Івана Франка

petrosny@ukr.net, senio_ps@point.lviv.ua

Нехай потрібно знайти в n - вимірному інтервалі $X^{(0)} = (X_1^{(0)}, X_2^{(0)}, \dots, \dots, X_n^{(0)})^T \subset D$ всі дійсні розв'язки системи рівнянь

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

де $f: D \subset R^n \rightarrow G \subset R^n$ - один раз неперервно диференційоване відображення. Застосувавши до функції $f_i(x_1, x_2, \dots, x_n)$ в точці x_k теорему про середнє та перейшовши до відповідних інтервальних розширень цієї функції і її похідної, на основі

системи рівнянь (1) отримаємо одне інтервальне включення, з якого отримуємо наступний метод локалізації значень цієї координати у інтервалі $X_k^{(m)}$:

$$\begin{cases} P_k^{(m)} = \bar{x}_k^{(m)} - \frac{F_i(X_1^{(m)}, \dots, \bar{x}_k^{(m)}, \dots, X_n^{(m)})}{\frac{\partial}{\partial x_k} F_i(X^{(m)})}, \\ X_k^{(m+1)} = P_k^{(m)} \cap X_k^{(m)}, (m = 0, 1, \dots), \end{cases} \quad (2)$$

де $\bar{x}_k^{(m)}$ - середина інтервалу $X_k^{(m)}$, $k = 0, 1, \dots$.

Метод (2) послідовно застосовуємо по кожній координаті окремо до кожної функції системи рівнянь (1), враховуючи всі попередні перетини, отримані згідно формули (2). Цей же підхід застосовуємо і при переході від одного рівняння системи рівнянь (1) до кожного наступного. Так усувається необхідність обертань інтервальних матриць та “прокляття розмірності”.

РОЗРОБКА ПРОГРАМНОГО ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ БАЗИ ДАНИХ «ЛІТОТОПИС ПРИРОДИ»

Сіренко І.П., Стеля І.О., Пришляк К.О.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
litopys.pzf@gmail.com

Представлена комп'ютерна система створена з метою інформаційної підтримки управлінських рішень на рівні Міністерства екології та природних ресурсів України в галузі охорони біорізноманіття на територіях природно-заповідного фонду (ПЗФ) та виконання Україною природоохоронних конвенцій.

Інформаційна система об'єднує на функціональному рівні базу даних (БД) з інтерфейсною програмою користувача для введення та редагування даних, а також програмні засоби, які в дружньому для користувача інтерфейсі формують та реалізують інформаційні запити до БД.

Структура БД дозволяє повністю відобразити інформацію про предметну область, що розбивається на такі головні блоки:

- загальна інформація про установу ПЗФ, включаючи адміністративні дані, фізгеографічне, геоботанічне та біогеографічне розташування території, опис природних середовищ;
- відомості про абіотичні характеристики території: метеорологічні та гідрологічні дані та опис рельєфу;

- відомості про флору і фауну території: списки видів, розгорнутий опис популяцій рідкісних видів, дані фенологічних спостережень;
- відомості про програми збереження видів, які охороняються міжнародними конвенціями.

Інтерфейсне програмне забезпечення, що призначене для установи природно-заповідного фонду, дозволяє заносити в базу даних первинні відомості про об'єкт ПЗФ, а також проводити аналіз занесених відомостей. Програмне забезпечення, що призначене для Департаменту заповідної справи Мінприроди, дозволяє завантажувати дані з бази даних конкретної установи ПЗФ, переглядати відомості, проводити пошук, відбір та аналіз даних.

СТАТИЧНІ ТА ДИНАМІЧНІ МОДЕЛІ ПРОГНОЗУВАННЯ ЗАХВОРЮВАНOSTІ ТА ЕФЕКТИВНОСТІ КОНТРОЛЮ ВІРУСНИХ ІНФЕКЦІЙ

¹Соловйов С.О., ²Лобач С.М., ¹Дзюблик І.В.

¹Національна медична академія післядипломної освіти
імені П.Л. Шупика МОЗ України, кафедра вірусології

²Київський національний університет імені Тараса Шевченка

solovyov@i.ua s.w.a.t.oc.team@gmail.com

Сьогодні математичне моделювання епідемічного процесу та клінічного перебігу інфекційних хвороб має величезний потенціал у вирішенні задач по контролю за захворюваністю. Питання практичної медицини, зокрема такі, як ефективність раціональної терапії та специфічної профілактики вірусних інфекцій, вимагають застосування прогностичних моделей з певним часовим горизонтом і ймовірністю настання за певним законом розподілу для кожної клінічної події. Використання марківських процесів є досить потужним інструментом побудови таких ймовірнісних моделей з подальшим їх аналізом методом Монте-карло [1]. Іншим є метод аналізу захворюваності, заснований на використанні систем диференціальних рівнянь, параметри яких пов'язані з контролем захворюваності, а рішенням таких систем є рівень інфекційної захворюваності в кожен момент модельного часу [2].

На прикладі ротавірусної інфекції (РВІ) було розроблено статичну та динамічну моделі прогнозування ефективності імунізації населення ротавірусною вакциною. Встановлено, що застосування такої вакцини може попередити щорічно, в

середньому, 29,4% важких випадків РВІ серед дітей віком до 5 років в Україні. Динамічна модель показала прогнозне максимальне зниження захворюваності на РВІ на 48,4% при імунізації. Результати свідчать про доцільність застосування математичних моделей прогнозування захворюваності та ефективності контролю вірусних інфекцій для отримання нових знань, що безпосередньо не лежать на поверхні експериментальних даних.

Література

1. Sonnenberg F.A. Markov models in medical decision making: A practical guide/ F.A.Sonnenberg, J.R.Beck // Med. Decis Making. -1993.- №13.- pp. 322-338.
2. Андерсон Р., Мэй Р. Инфекционные болезни человека. Динамика и контроль: Пер. с англ. — М.: Мир: Научный Мир, 2004. — 784 с.

ФОРМУЛА КОШІ ДЛЯ ЧИСЛОВОГО РОЗВ'ЯЗУВАННЯ МАТРИЧНИХ ДИФЕРЕНЦІАЛЬНИХ РІВНЯНЬ ЧУТЛИВОСТІ ЗІ ЗМІННОЮ ВИМІРНІСТЮ

¹Сопронюк О., ²Швець О.

¹Чернівецький національний університет імені Юрія Федьковича

²Київський національний університет імені Тараса Шевченка

osopr@mail.ru olgasv@univ.kiev.ua

Нехай задається задача Коші для матричного диференціального рівняння

$$\frac{dU^{(1)}}{dt} = A^{(1)}(t)U^{(1)} + B^{(1)}(t), \quad (1)$$

$$U^{(1)}(t_0) = U^{(1,0)} = \frac{dx^{(1,0)}(\alpha)}{d\alpha} - x^{(1,0)} \frac{dt_0^T(\alpha)}{d\alpha}. \quad (2)$$

Нехай $U^{(1)}(t) = (u^{(1,1)}, u^{(1,2)}, \dots, u^{(1,m)})$ – матриця розмірності

$n_1 \times m$, яка визначає розв'язок системи (1).

Матричну задачу Коші (1), (2) можна представити у формі

$$\frac{du^{(1,i)}}{dt} = A^{(1)}(t)u^{(1,i)} + b^{(1,i)}(t), \quad u^{(1,i)}(t_0) = d^{(1,i)}, \quad i = 1, 2, \dots, m. \quad (3)$$

Розв'язок кожної задачі Коші (3) можна записати у вигляді

$$u^{(1,i)}(t) = Y_{(t,t_0)}^{(i)} d^{(1,i)} + \int_{t_0}^t Y^{(1)}(t, \tau) b^{(1,i)}(\tau) d\tau, \quad i = 1, 2, \dots, m. \quad (4)$$

Використовуючи (4), розв'язок задачі Коші (1), (2) можна записати в матричній формі.

Література

1. Бублик. Б.Н., Гаращенко Ф.Г., Кириченко Н.Ф. Структурно-параметрическая оптимизация и устойчивость динамики пучков. – К.: Наукова думка, 1985. – 304 с.
2. Гаращенко Ф.Г., Панталієнко Л.А., Аналіз та оцінка параметричних систем. – К.: ІСДО, 1995. – 140 с.
3. Сопронюк О.Л., Швець О.Ф. Про матричні моделі для чисельного аналізу параметричної чутливості систем зі зміною вимірності фазового простору. Вісник КНУ імені Тараса Шевченка, – 2010. – №1. – С. 132-136.

ОЦЕНКА ВЕРОЯТНОСТИ НЕРАЗОРЕНИЯ СТРАХОВОЙ КОМПАНИИ В ДИСКРЕТНОМ ВРЕМЕНИ

Сосницький О.Е

Donetsk National University

yahooomg@gmail.com

Пусть имеется $m \geq 1$ регионов, в которых имеются филиалы страховой компании. В регионе с номером $k, 1 \leq k \leq m$, у филиала начальный капитал $x^{(k)}, k = 1, \dots, m$, на интервале времени от $l-1$ до l действует депозитная ставка $r_{l-1}^k \geq r^{(k)} > 0, 1 \leq k \leq m, l = 1, \dots$, в k -ый филиал компании на интервале времени от $l-1$ до l поступают случайные премии $C_l^k, l = 1, \dots, k = 1, \dots, m$ с функцией распределения $G_l^k(x) = P(C_l^k < x), M|C_l^k| < +\infty$, и приходят иски $Z_l^k, l = 1, \dots, k = 1, \dots, m$ с функцией распределения $F_l^k(y) = P(Z_l^k < y), M|Z_l^k| < +\infty$. Эволюция капитала на временном промежутке $[l-1, l), l = 1, \dots$ будет описываться рекуррентным соотношением

$$R_l^k = R_{l-1}^k (1 + r_{l-1}^k) + C_l^k - Z_l^k, l = 1, \dots, n, k = 1, \dots, m.$$

Тогда, если последовательность $(Z_j^k - C_j^k), j = 1, 2, \dots$ – мартингал при каждом фиксированном $1 \leq k \leq m$, а при $p > 1$ выполнено

$$M(\tilde{Z}_j^k - \tilde{C}_j^k)^{2p} \leq \sigma_k^{2p} < \infty, \tilde{Z}_j^k = Z_j^k - MZ_j^k, \tilde{C}_j^k = C_j^k - MC_j^k, j = 1, \dots,$$

$k = 1, \dots, m$, то справедлива оценка

$$P(R_l^k \geq 0, l=1, \dots; k=1, \dots, m) \geq 1 - 2 \sum_{k=1}^m [x^{(k)}]^{-2p} \times \\ \times \sum_{j=1}^{\infty} M(\tilde{Z}_j^k - \tilde{C}_j^k)^{2p} \prod_{v=0}^{j-1} (1+r_v^k)^{-p} \left[\sum_{j=1}^{\infty} \prod_{v=0}^{j-1} (1+r_v^k)^{-\frac{p}{2p-1}} \right]^{2p-1}$$

Литература

1. Мельников А.В. Риск-менеджмент. Стохастический анализ рисков в экономике финансов и страховании. Москва, Анкил, 2001. -110 с.
2. Бондарев Б.В., Жмыхова Т.В. Математическая теория страхования. Юго-Восток, 2010.- 278с.

ПРО НЕВИЗНАЧЕНІСТЬ ПРИ МАТЕМАТИЧНОМУ МОДЕЛЮВАННІ ЗА ДАНИМИ СПОСТЕРЕЖЕНЬ

Стефанишин Д.В.

Інститут телекомунікацій і глобального інформаційного
простору НАН України, м. Київ
dvstefanyshyn@yahoo.com

Класичні підходи до розв'язання інтелектуальних задач часто призводять до побудови надзвичайно складних математичних моделей, адекватна ідентифікація параметрів (коефіцієнтів) яких за даними спостережень стає практично нерозв'язною проблемою [1].

Як відомо, в основі побудови математичних моделей за даними спостережень лежить принцип оптимізації, який передбачає виведення досліджуваних систем на певні граничні обмеження, які на практиці важко виконати. Проблеми, пов'язані зі стійкістю рішення оптимізаційної задачі, можуть виникати навіть у найпростіших випадках. Збільшення кількості даних, врахування додаткових факторів, параметрів, нелінійних ефектів тощо, зазвичай призводять до підвищення рівня невизначеності моделювання.

В той же час людина здатна розв'язувати найскладніші з математичного погляду задачі керування й прийняття рішень, не використовуючи при цьому строгих кількісних співвідношень [2]. Оскільки математичне моделювання за даними спостережень є, по суті, багатоваріантним моделюванням, то різні за структурою і параметрами математичні моделі пропонується розглядати як експертні припущення, а для «зважування» оцінок за цими експертними припущеннями з метою прогнозування –

використовувати нечітку міру з обробкою результатів моделювання за емпіричними даними методами теорії нечітких множин та нечіткої логіки [2, 3].

Література

1. Льюнг Л. Идентификация систем / Л.Льюнг— М: Наука, 1991.— 431 с.
2. Сявавко М.С. Математичне моделювання за умов невизначеності / М.С. Сявавко, О.М. Рибицька. —Львів: НВФ «Українські технології», 2000. — 319 с.
3. Леоненков А.В. Нечеткое моделирование в среде MATLAB и fuzzyTECH / А.В. Леоненков – СПб.: БХВ-Петербург, 2003. –736 с.

ПРО НЕВИЗНАЧЕНІСТЬ В ЗАДАЧАХ КОМБІНАТОРНОЇ ОПТИМІЗАЦІЇ, ЯКІ ВИНИКАЮТЬ В ГЕОРОЗПОДІЛЕНИХ ДИНАМІЧНИХ СИСТЕМАХ

Тимофієва Н.К., Гриценко В.І.

Міжнародний науково-навчальний центр інформаційних технологій та систем НАН та МОН України
tymnad@gmail.com

На етапі проектування та експлуатації сучасних промислових комплексів магістрального характеру (георозподілених динамічних систем, зокрема розподілення сервісних об'єктів на певній території, прогнозування руху поїздів на залізничному транспорті) постає проблема оптимального розв'язання прикладних задач, які є задачами комбінаторної оптимізації. Ситуація невизначеності в них виникає із-за неповної вхідної та поточної інформації, із-за нечітко розроблених правил прийняття оптимального рішення (обробки та оцінки інформації), а також за рахунок структури аргумента цільової функції та способу її моделювання. При прогнозуванні прибуття поїздів до станції необхідно враховувати обставини, які призводять до порушення графіку перевезень: несприятливі погодні умови, аварії, несправності рухомого складу. В цьому разі виникає ситуація невизначеності випадкового характеру.

Задача розподілення мережі сервісних об'єктів на певній території полягає у знаходженні такої їхньої оптимальної кількості, при якій усі потенційні замовники, що відносяться до цієї території, могли б скористатися послугами майстерень за умови мінімальної віддалі між ними та мінімальними затратами на ремонт приладів. Вона розділяється на три підзадачі: задача кластеризації з

фіксованими центрами; транспортна задача як всередині утворених кластерів так і між кластерами; задача, що відноситься до теорії масового обслуговування і полягає у визначенні потужності ремонтних майстерень в залежності від заявок, що поступають від замовника. Оскільки аргументом цільової функції в них є комбінаторні конфігурації різних типів, множина яких складається з підмножин, то ситуація невизначеності при розв'язанні цих задач виникає із-за неповної вхідної та поточної інформації, за рахунок структури аргумента цільової функції та способу її моделювання.

ПРО ЗАДАЧУ ВИБОРУ НАЙКРАЩОГО ОБ'ЄКТА ДЛЯ ДВОХ ГРАВЦІВ

Тмєнова Н.П.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
tmenovox@voliacable.com

У [1] було розглянуто задачу вибору найкращого об'єкту, що була сформульована таким чином. Нехай один гравець у випадковому порядку знайомиться з n об'єктами і хоче вибрати серед них найкращий. На кожному кроці після ознайомлення з об'єктом гравець приймає одне з двох рішень: або зупинити на ньому свій вибір і визнати його найкращим, або відмовитися від нього і продовжувати перегляд об'єктів. Повернутися до раніше переглянутих об'єктів не можна. Відмітимо, що ця задача відома як задача про перебірливу наречену [2].

Об'єкти є впорядкованими певним чином за якістю, тобто якості будь-яких двох об'єктів є порівняними між собою. Зрозуміло, що усі $n!$ перестановок об'єктів, кожна з яких задає їх впорядкування за якістю, є рівноймовірними. Об'єкт, кращий серед всіх n об'єктів, назвемо найкращим, а об'єкт, кращий серед переглянутих, назвемо максимальним. Очевидно, що в ході перегляду об'єктів слід аналізувати доцільність зупинки на деякому об'єкті, лише якщо він є максимальним. Виявляється, що перший об'єкт є максимальним і індекси максимальних об'єктів утворюють ланцюг Маркова.

Доведено, що для того, щоб вибрати найкращий з n об'єктів, потрібно дотримуватися такої стратегії: гравцю треба пропустити перших $\frac{n}{e}$ об'єктів і потім вибрати перший максимальний. При

цьому шанс вибрати найкращий об'єкт дорівнює $(n/e)/n \rightarrow \frac{1}{e}$ при $n \rightarrow \infty$.

Розглянемо дещо іншу постановку задачі, яка і буде об'єктом досліджень.

Нехай маємо двох гравців (або ж двох наречених) і припустимо, що є n об'єктів, впорядкованих за якістю, серед яких кожен з двох гравців хоче вибрати найкращий. Об'єкти розміщені у вигляді деякої впорядкованої за якістю перестановки (вона однакова для обох гравців). На кожному кроці кожен з гравців має змогу порівняти об'єкт з усіма попередніми і не має ніякої інформації про наступні об'єкти. Після ознайомлення з об'єктом кожен з гравців приймає одне з двох рішень: або зупинити на ньому свій вибір і визнати його найкращим, або відмовитися від нього і продовжувати перегляд об'єктів. Повернутися до раніше переглянутих об'єктів не можна.

Обидва гравці не проінформовані про дії один одно. При зупинці одного з гравців на об'єкті він визнає його найкращим, і далі гра продовжується тільки для другого гравця. Якщо виникає ситуація, що двоє гравців зупинились на одному і тому ж об'єкті, то цей об'єкт розігрується між двома гравцями таким чином. З імовірністю p об'єкт буде отриманий першим гравцем і з імовірністю $q = 1 - p$ об'єкт буде отриманий другим гравцем.

Тому на кожному кроці можуть виникнути три ситуації:

- 1) в грі беруть участь два гравці;
- 2) в грі залишився тільки перший гравець;
- 3) в грі залишився тільки другий гравець.

Така постановка задачі є цікавою та актуальною в тому розумінні, що, коли ми в реальному житті зустрічаємось з задачею вибору найкращого об'єкта, то, зрозуміло, бажання отримати найкращий об'єкт має не тільки деякий гравець, а ще й його конкуренти.

Література

1. Е.Б.Дынкин, А.А.Юшкевич. Теоремы и задачи о процессах Маркова. Москва, изд-во "Наука", С. 91-102.
2. С.М.Гусейн-Заде. Разборчивая невеста– МЦНМО, 2003.–Т.25.–20 с.

МЕТОД ЗНАХОДЖЕННЯ СОЛІТОННИХ РОЗВ'ЯЗКІВ РІВНЯНЬ РУХУ

Турбал Ю.В., Бомба А.Я.

Національний університет водного господарства та
природокористування

turbaly@gmail.com

Відомо, що при моделюванні різноманітних процесів, пов'язаних з поширенням хвиль, виникають системи диференціальних рівнянь, які мають розв'язки солітонного типу. При цьому ряд моделей зводиться до одновимірного випадку, де вже розглядають відомі рівняння Кортевега де-Вріза, Буссінеска, синус-Гордона та інші. Так, наприклад, β -модель Фермі-Паста-Улама приводить до модифікованого рівняння Буссінеска.

Будемо розглядати рівняння руху для анізотропного пружного тіла та знаходити розв'язки у вигляді:

$$\begin{pmatrix} u(x_1, x_2, x_3, t) \\ v(x_1, x_2, x_3, t) \\ w(x_1, x_2, x_3, t) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \psi_u(t) \\ \psi_v(t) \\ \psi_w(t) \end{pmatrix} W(x_1, x_2, x_3, t), \quad (1)$$

де u, v, w - зміщення вздовж відповідних осей в декартовій системі координат, $W(x, y, z, t) = e^{\frac{\mu((x, y, z), (\tilde{x}(x, y, z, t), \tilde{y}(x, y, z, t), \tilde{z}(x, y, z, t)))}{\varepsilon}}$,

$\mu(a, b)$ - деяка міра, визначена на множині інтервалів $\{[a, b], a, b \in \mathbb{R}^3\}$, така що $\mu(\alpha, \beta) = 0$ при $\alpha = \beta$, $\psi_u(t)$, $\psi_v(t)$, $\psi_w(t)$ - функції, які визначають компоненти амплітуди відповідного збурення, ε - параметр, що визначає локалізацію збурення, $\tilde{x}_1(t)$, $\tilde{x}_2(t)$, $\tilde{x}_3(t)$ - функції, що визначають траєкторію максимального збурення. Зауважимо, що в силу довільності міри μ , в формі (1) можемо записати будь-який розв'язок, що має характер унімодальної відокремленої хвилі. При цьому функція μ визначає форму збурення в кожному конкретному випадку.

Література

1. Турбал Ю.В. О необходимых и достаточных условиях существования решений уравнений движения для анизотропных упругих тел в виде уединенных волн типа δ -солитонов. /Ю. Турбал//Проблемы прикладной математики и математического моделирования.—2012.—вип.12. — С.78-86.

СИСТЕМИ З ПОВТОРНИМИ ВИКЛИКАМИ І ЗМІННОЮ ІНТЕНСИВНІСТЮ ВХІДНОГО ПОТОКУ

Усар І. Я., Протопоп Ю.О.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

usar@unicyb.kiev.ua

Теорія систем з повторними викликами є одним із важливих розділів теорії масового обслуговування. Такі системи детально розглянуті в монографії [1]. Математичні моделі систем з повторними викликами мають широке застосування в практиці [2].

В даній роботі розглядаються системи з повторними викликами типу $M_Q/M/m/\infty$, в яких інтенсивність вхідного потоку залежить від кількості джерел повторних викликів. Процес керування роботою систем визначається на основі порогових стратегій: нехай H - деякий поріг. Якщо кількість повторних викликів $j < H$, то система буде працювати в першому режимі і інтенсивність вхідного потоку дорівнює λ_1 . Якщо $j \geq H$, то в другому режимі з інтенсивністю вхідного потоку λ_2 . Для таких систем знайдено умову існування стаціонарного режиму. Для пошуку стаціонарного розподілу процесу обслуговування запропоновано підхід, який складається з двох етапів. На першому етапі отримано явні формули стаціонарного розподілу в векторно-матричному вигляді для скінченної орбіти. На другому етапі стаціонарні ймовірності для нескінченної орбіти апроксимуються ймовірностями, які отримані на першому етапі. Запропонований алгоритм був застосований для розв'язку задачі оптимізації в класі порогових стратегій.

Розглянуто наслідок для випадку двох обслуговуючих приладів. В роботі знайдено оцінки швидкості збіжності стаціонарних розподілів $\pi_{ij}(N)$ системи $M_Q/M/2/N$ до відповідних розподілів π_{ij} системи $M_Q/M/2/\infty$ з повторними викликами.

Література

- 1 Falin G.I., Templeton J.G.C. Retrial queues.— London Chapman & Hall, 1997. — 331p.
- 2 Anisimov V.V., Artalejo J.R. Analysis of Markov multiserver retrial queues with negative arrivals // Queuing Systems. — 2001. — Vol.39. — P. 157-182.

СМЕНА ПАРАДИГМ НЕОПРЕДЕЛЕННОСТИ В ЗАДАЧАХ ПРИНЯТИЯ РЕШЕНИЙ

Филимонов Н.Б.

МГУ им. М.В.Ломоносова, ИПУ им. В.А.Трапезникова РАН,
г.Москва

nbfilimonov@mail.ru

Теория принятия решений в условиях неопределенности находится в стадии активного развития и рассматривает различные виды неконтролируемых факторов, порождающих неопределенность в зависимости от степени информированности о них лица, принимающего решение. Ограничимся рассмотрением факторов, порождающих «природную» (по терминологии Ю.Б.Гермейера и Н.Н.Моисеева) неопределенность, отражающую неполноту знаний, их недостоверность, а также нечеткость и неточность, относящихся к их содержанию. Преодолеть в задаче принятия решений «природную» неопределенность формальными методами невозможно. Здесь необходим неформальный акт, связанный с привлечением тех или иных правдоподобных гипотез информированности (по терминологии Н.Н.Моисеева), т.е. гипотез об уровне наших знаний об источниках и механизмах возникновения факторов, порождающих неопределенность. В науке постоянно выдвигаются и разрабатываются различные конкурирующие рабочие гипотезы информированности, опираясь на которые возможно «устранить» неопределенность в решении прикладных задач и, в частности, задачи принятия решений. При этом, несмотря на разнообразие существующих гипотез, прочно установились *детерминистическая и индетерминистическая* (точнее – *стохастическая, вероятностная*) *парадигмы неопределенности*, отражающие два подхода к формализации гипотетической модели факторов, ее порождающих. В основе данных подходов лежат альтернативные философские концепции, утверждающие (детерминизм) и отрицающие (индетерминизм) всеобщую закономерную связь и причинную обусловленность всех явлений. Прежде всего, дается анализ резкой критики, которой неоднократно подвергалась вероятностно-статистическая парадигма учета неопределенности в задачах принятия решений. Показано, что в последние десятилетия в ряде областей естествознания наметилась тенденция к «драматической смене парадигм» неопределенности, которую Р.Калман, следуя А.Эйнштейну, выразил в следующем тезисе:

«Природа устроена не в соответствии с правилами игры в кости, рулетки или карточной игры, иными словами, природа не подчиняется правилам традиционной вероятности». Следует напомнить, что общепризнанно считать неопределенными величины, для которых статистическая устойчивость не обнаруживается, и, следовательно, аппарат теории вероятностей и математической статистики не имеет к ним никакого отношения. Именно это и дало основание для следующих высказываний Р.Калмана: «Мы должны отрицать, что классические вероятностные структуры классической теории вероятностей, на самом деле, имеют научное отношение к описанию неопределенности» и Н.Н.Моисеева: «Стохастические задачи, т.е. задачи, содержащие случайные величины или функции, мы не относим к числу задач, содержащих неопределенные факторы». Наметившаяся тенденция коренного поворота к новой картине мира и усиление роли детерминистической парадигмы неопределенности породило различного рода нестохастические модели неопределенности. В докладе дается обзор современного состояния данных моделей неопределенности, включая: теорию субъективной вероятности Ф.Рамсея, Б.деФинетти, Л.Сэвиджа; концепции трехзначной логики; верхнюю и нижнюю вероятности А.П.Демпстера, правдоподобие и доверие Дж.Шеффера, емкость Дж.Шоке, возможности Л.Заде и Ж.Шейкла, возможность и правдоподобие Ю.П.Пытьева, безразличную неопределенность В.И.Иваненко и В.А.Лабковского, концепцию недоопределенности А.С.Нариньяни. В рамках детерминистической парадигмы неопределенности в прикладных задачах принятия решений в условиях неопределенности все большую популярность приобретает *принцип гарантированного результата*, в наиболее общем виде впервые сформулированный Ю.Б.Гермейером. Еще Р.Беллман для преодоления трудностей, вызванных неопределенностью, предложил ввести понятие «игры против природы». Принцип гарантированного результата как раз и позволяет интерпретировать задачу принятия решений в условиях неопределенности как антагонистическую игру двух игроков. Такая теоретико-игровая трактовка позволяет дать четкую математическую постановку задачи принятия решений как задачи оптимизации «самых плохих» из возможных альтернативных стратегий, соответствующих экстремальным факторам, порождающим неопределенность. Очевидно, что пользуясь принципом гарантиро-

ванного результату, ми излишне страхуємося і поєтому розрахунок, оснований на точці зору «крайнього песимізму», завжди повинні коректуватися розумною долей оптимізму з відомою ступенню ризику. І все ж, в цій ситуації цілоробно руководствуватися постулатом фізиків початку ХХ в.: «Всяке подія, маюче відмінну від нуля вероюність, обов'язково виникне».

ПРО ЗБІЖНІСТЬ ПРОЦЕДУРИ СТОХАСТИЧНОЇ ОПТИМІЗАЦІЇ З ІМПУЛЬСНИМ ЗБУРЕННЯМ

¹Чабанюк Я.М., ¹Хімка У.Т., ²Кінаш А.В.

¹Національний університет «Львівська політехніка»

²Львівський національний університет ім. І.Франка
yaroslav_chab@yahoo.com sunnygirl5@ukr.net

Неперервна процедура стохастичної оптимізації в ергодичному марковському середовищі з імпульсним збуренням задається рівнянням:

$$du^\varepsilon(t) = a(t)[\nabla_{b(t)} C(u^\varepsilon(t), x(t/\varepsilon^2))dt + \varepsilon d\eta^\varepsilon(t)], \quad (1)$$

де $\nabla_{b(t)} C(u; x) = (1/2b(t))(C(u+b(t); x) - C(u-b(t); x))$, $u \in R$. Марковський процес $x(t), t \geq 0$, в стандартному фазовому просторі (X, X) задається генератором: $Q\phi(x) = q(x) \int_X P(x, dy)[\phi(y) - \phi(x)]$, $\phi \in B(X)$, де $B(X)$ - банахів простір дійснозначних обмежених функцій з супремум - нормою $\|\phi\| = \max_{x \in X} |\phi(x)|$ [1].

Потенціальний оператор R_0 генератора Q визначається співвідношенням: $R_0 = \Pi - (\Pi + Q)^{-1}$, де $\Pi\phi(x) = \int_X \pi(dy)\phi(y)$ - проєктор на підпростір $N_Q = \{\phi: Q\phi = 0\}$ нулів оператора Q .

Імпульсний процес збурень $\eta^\varepsilon(t), t \geq 0$ задається генераторами

$$\Gamma_w^\varepsilon(x)\phi(u, w, x) = \varepsilon^{-2} \int_R [\phi(u, w + \varepsilon v, x) - \phi(u, w, x)] \Gamma(dv; x), \quad x \in X, \text{ з}$$

$$\text{моментами } b_1(x) := \int_R v \Gamma(dv; x) \text{ та } b_2(x) := \int_R v^2 \Gamma(dv; x) \text{ [2].}$$

Розглянемо усереднену систему:

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

Теорема. Нехай функція Ляпунова $V(u) \in C^3(R)$, для системи (2) така, що задовольняє умову експоненційної стійкості:
 $C1: C'(u)V'(u) \leq -cV(u), c > 0$, а також додаткові умови:

$$C2: |(\nabla_{b(t)}C(u) - C'(u))V'(u)| \leq c_1 b^2(t)(1 + V(u)), c_1 > 0$$

$$C3: |\Gamma_1(x)R_0\tilde{L}_t(x)V(u)| \leq c_2(1 + V(u)), c_2 > 0,$$

$$C4: |C_t^\nabla(x)R_0\tilde{L}_t(x)V(u)| \leq c_3(1 + V(u)), c_3 > 0,$$

де $\Gamma_1(x)\phi(w) = b_1(x)\phi'(w)$; $C_t^\nabla(x)\phi(u, x) = \nabla_{b(t)}C(u, x)\phi'_u(u, x)$,

$$\tilde{L}_t(x) = C_t^\nabla(x) + \Gamma_1(x) - \mathbf{L}_t.$$

$$\mathbf{L}_t V(u) = \nabla_{b(t)}C(u)V'(u), \nabla_{b(t)}C(u) = \int_X \pi(dx)\nabla_{b(t)}C(u, x).$$

Нехай функція $C(u, x)$ двічі неперервно-диференційовна по $u \in R$ і разом з моментами $b_1(x)$ та $b_2(x)$ - рівномірно обмежена по $x \in X$. Перші моменти $b_1(x)$ задовольняють умову балансу $\int_X \pi(dx)b_1(x) = 0$. Нехай керуючі функції $a(t) > 0$ і $b(t) > 0$ задовольняють умови

$$C5: \int_0^\infty a(t)dt = \infty, \int_0^\infty a^2(t)dt < \infty, \int_0^\infty a(t)b^2(t)dt < \infty.$$

Тоді для всіх $\varepsilon < \varepsilon_0$, ε_0 - достатньо мале, розв'язок еволюційного рівняння (1), при всіх початкових умовах $u^\varepsilon(0) = u$ з ймовірністю 1 збігається до точки рівноваги $u_0 = 0$ усередненої системи (2):

$$P\{\lim_{t \rightarrow \infty} u^\varepsilon(t) = 0\} = 1.$$

Література

1. Koroliuk V., Limnios N. Stochastic Systems in Merging Phase Space, – World Scientific Publishing, 2005. - 330p.
2. Семенюк С.А. Флуктуации процедуры стохастической аппроксимации с диффузионным возмущением./ Семенюк С.А., Чабанюк Я.М.// Кибернетика и системный анализ. – 2008.- по.5. – С.104-109.
3. Хімка У.Т. Збіжність випадкової еволюції в схемі усереднення. / Хімка У.Т., Чабанюк Я.М., Кійковська О.І. // Problems Of Decision Making Under Uncertainties. (PDMU-2011). XVIII International Conference. Abstracts. Yalta. September, 19-23. Ukraine.-2011. P. 89-90.

ПРО ДВОКРОКОВИЙ МЕТОД ТИПУ ХОРД І ЙОГО МОДИФІКАЦІЮ З ПАРАЛЕЛЬНОЮ АПРОКСИМАЦІЄЮ ОБЕРНЕНОГО ОПЕРАТОРА

Шахно С.М., Ярмола Г.П.

Львівський національний університет імені Івана Франка
s_shakhno@franko.lviv.ua, halina_yarmola@ukr.net

Для розв'язування нелінійного операторного рівняння

$$F(x) = 0,$$

де $F: D \subseteq X \rightarrow Y$, X , Y – банахові простори, запропоновано двокроковий двопараметричний ітераційний процес [2]

$$x_{k+1} = x_k - A_k F(x_k), \quad y_k = x_{k+1} - A_k F(x_{k+1}), \quad k = 0, 1, \dots, \quad (1)$$

де $u_k = x_k + a_k(y_k - x_k)$, $v_k = x_k + b_k(y_k - x_k)$, $a_k \in [-1; 1]$, $b_k \in [0; 1]$.

На основі методу (1) побудовано метод з паралельною апроксимацією оберненого оператора

$$x_{k+1} = x_k - A_k F(x_k), \quad y_k = x_{k+1} - A_k F(x_{k+1}), \\ A_{k+1} = A_k [2I - F(u_k; v_k)A_k], \quad k = 0, 1, \dots, \quad (2)$$

де x_0 , A_0 – початкові наближення до x^* і $A^* = [F'(x^*)]^{-1}$ відповідно. Обчислення в цьому методі можна розпаралелити.

Обґрунтування збіжності двокрокового методу (1) проведено за умови, що поділені різниці першого порядку оператора F задовольняють узагальнену умову Ліпшиця і встановлено квадратичний порядок збіжності. Проте при деякому виборі параметрів a_k і b_k можна довести і порядок $1 + \sqrt{2}$. Також досліджено локальну збіжність методу (2) і встановлено порядок збіжності $(1 + \sqrt{5})/2$. На тестових прикладах проведено числове дослідження запропонованих методів.

Література

1. Роозе А.Ф. Об итерационном методе решения нелинейных уравнений с применением параллельной аппроксимации обратного оператора / А.Ф. Роозе // Известия АН ЭССР. Физика. Матем. – 1982. – Т. 16. – №1. – С. 32–37.
2. Шахно С.М. Двопараметричні методи типу хорд для розв'язування нелінійних рівнянь / С.М. Шахно, С.І. Граб, Г.П. Ярмола // Вісник Львівського університету. Серія прикл. матем. інформ. – 2009. – Вип. 15 – С. 117–127.

ПРО МЕТОД З ПОРЯДКОМ ЗБІЖНОСТІ 1,839... ЗА СЛАБКИХ УМОВ ЛІПШИЦЯ ДЛЯ ПОДІЛЕНИХ РІЗНИЦЬ

Шахно С.М.

Львівський національний університет імені Івана Франка
s_shakhno@franko.lviv.ua

У праці [1] для розв'язування нелінійного рівняння

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

де оператор F визначений на опуклій множині D банахового простору X зі значеннями в банаховому просторі Y , запропоновано ітераційний процес

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

де $n = 0, 1, \dots$, $F(\cdot, \cdot)$ – поділена різниця першого порядку від оператора F , x_0 , x_{-1} , x_{-2} – задані. Встановлено локальну та напівлокальну збіжність (2) за класичних умов Ліпшиця для поділених різниць першого та другого порядку,

У праці [2] при дослідженні методу хорд запропоновано доволі слабкі, узагальнені умови Ліпшиця для поділених різниць першого порядку, в яких замість константи L використано деяку додатну інтегровну функцію, і за цих умов обґрунтовано збіжність методу хорд та встановлено порядок збіжності $(1 + \sqrt{5})/2$. У цій доповіді ми вводимо узагальнену умову Ліпшиця також для поділеної різниці другого порядку і вивчаємо збіжність методу Потра (2). Отримані нами результати [3] містять відомі [1] як частинні випадки.

Література

1. Potra F. A. On an iterative algorithm of order 1.839... for solving nonlinear operator equations / F.A. Potra // Numer. Funct. Anal. and Optimiz. – 1984–85. – Vol. 7, №1. – P. 75–106.
2. Шахно С.М. Метод хорд при узагальнених умовах Ліпшиця для поділених різниць першого порядку // Матем. вісник НТШ.–2007. – С. 296-305.
3. Шахно С.М. Ітераційний алгоритм з порядком збіжності 1,839... за узагальнених умов Ліпшиця для поділених різниць / С.М. Шахно // Вісник Львівської політехніки. Фізико-математичні науки. – 2012. – Вип. 740. – С.62-65.

ЗАДАЧІ ОПТИМІЗАЦІЇ ЕКСТРЕМАЛЬНИХ МНОЖИН ПОЧАТКОВИХ УМОВ ДЛЯ ЛІНІЙНИХ РІЗНИЦЕВИХ РІВНЯНЬ З МАРКОВСЬКИМИ КОЕФІЦІЄНТАМИ

Шушарін Ю.В.

Національний економічний університет імені Вадима Гетьмана
shusharin@meta.ua

Нехай послідовність випадкових векторів X_n задовольняє рівнянню $X_{n+1} = A_n(\xi_n)X_n + B_n(\xi_n)L_n(\xi_n)X_n$, $X_0 = \bar{X}_0$, де ξ_n - послідовність марковських випадкових векторів, що приймають скінчене число значень $\theta_1, \dots, \theta_q$, $A_n(\theta_s)$, $B_n(\theta_s)$, $L_n(\theta_s)$ - деякі матриці.

Припустимо, що $\bar{X}_0$ належить множині G_λ вигляду

$$G_\lambda = \{\bar{X}_0 : (Q_0 \bar{X}_0, \bar{X}_0) \leq \lambda^2\},$$

де Q_0 - додатньо означена матриця.

Максимальне λ при якому виконуються умови

$$\sum_{k=1}^m E(Q_k^{(s)} X_k, X_k) \leq 1, \quad s = \overline{1, N},$$

визначає екстремальну множину початкових умов. Тут $Q_k^{(s)}$ невід'ємно означені матриці. Відповідне λ позначається через $\lambda_{\max}$.

Твердження. Має місце рівність

$$\lambda_{\max}^{-2} = \max_{1 \leq s \leq N} \max_{\bar{G}_1} \sum_{k=1}^m E(Q_k^{(s)} X_k, X_k).$$

Досліджуються задачі $\lambda_{\max}^2(L) \rightarrow \max$. Знайдені нижні та верхні оцінки для чисел $\max_L \lambda_{\max}^2(L)$.

ОПТИМІЗАЦІЯ ГЕОМЕТРИЧНИХ ПАРАМЕТРІВ ТА КІНЕМАТИЧНИХ РЕЖИМІВ ЛАНЦЮГОВИХ ВАРІАТОРІВ ДЛЯ УЗГОДЖЕННЯ ЗАКОНОМІРНОСТІ ЗМІНИ ТОВЩИНИ НАПЛАВЛЕННЯ

Чухрай В.Є.

Факультет механіки та енергетики
Львівський національний аграрний університет
v.chukhrai@gmail.com

В машинобудуванні і ремонтному виробництві застосовуються технології нанесення на циліндричні деталі різних матеріалів для отримання робочих поверхонь з потрібною геометрією та фізико-механічними властивостями. Найбільш поширеними способами нанесення металу можна вважати дугове наплавлення, металізацію, напилювання порошкових матеріалів та інші способи, коли відповідний матеріал наноситься на деталь, що обертається. Характеристика товщини нанесеного шару матеріалу визначається режимами технологічного процесу, зокрема його товщину по периметру деталі можна змінювати міняючи миттєву кутову швидкість обертання деталі з заданою закономірністю, що дасть можливість отримати потрібний профіль поверхні деталі під час її виготовлення або відновлення. Такі технології доцільно використовувати під час виготовлення деталей, які мають ексцентрики, кулачки, овальні поверхні, а також під час відновлення деталей зношених ексцентрично та з характерною закономірністю по периметру зношеної поверхні. Для реалізації таких технологій нами розроблений ланцюговий варіатор змінної миттєвої кутової швидкості, який дає змогу, залежно від налагодженого кінематичного режиму отримувати змінну товщину нанесення матеріалів з заданою закономірністю за рахунок циклічної зміни, за кожен оберт деталі, миттєвої швидкості нанесення матеріалу.

Для способів дугового наплавлення товщина наплавленого шару металу на деталь, що обертається зі змінною швидкістю може бути визначена з виразу:

$$h_{n(\varphi)} = \mu / V_{n(\varphi)}, \quad (1)$$

де μ - постійна режиму наплавлення, що визначається з виразу:

$$\mu = 0,785 d_{\text{др}}^2 V_{\text{др}} K / S_n, \quad (2)$$

де $d_{\text{др}}$ - діаметр електродного дроту; $V_{\text{др}}$ - швидкість подачі електродного дроту; K - коефіцієнт переходу металу електроду в наплавлений метал; S_n - крок наплавлення.

За умови використання кінематичного режиму варіатора за третьою схемою, коли ексцентрично встановлені ведена та ведуча зірочки, товщина нанесеного матеріалу визначатиметься з виразу:

$$h'''_{n(\varphi)} = 2 \mu \sqrt{(R^2 + e_1^2 + 2R \times e \times \sin \phi} / \\ / (d \omega_{2(\varphi)} \sqrt{(R^2 + e_2^2 - 2R \times e \times \sin \phi + V_{\text{л}})}, \quad (3)$$

де R – радіус початкового кола зірочок; d – діаметр деталі, що наплавляється; e_1 – ексцентриситет установки ведучої зірочки; e_2 – ексцентриситет установки веденої зірочки; ϕ – кут повороту деталі від початкового положення; $V_{\text{л}}$ – швидкість переміщення точки контакту ланцюга з веденою зірочкою відносно її периметру

$$V_{\text{л}} = f(\omega_1, \omega_{2(\varphi)}, e_1, e_2, R, \gamma), \quad (4)$$

де ω_1 – частота обертання шпинделя ведучої зірочки; $\omega_{2(\varphi)}$ – миттєва частота обертання веденої зірочки; γ – кут нахилу ведучої ланки ланцюга до прямої, що проходить через центри обертання веденої та ведучої зірочок

$$\gamma = \arctg\{(e_1 + e_2)/A\}, \quad (5)$$

де A – міжосьова відстань між валами обох зірочок.

Швидкість переміщення точки контакту ланцюга з веденою зірочкою відносно її периметру в певній мірі впливає на закономірність формування наплавленого матеріалу і потребує подальших теоретичних та експериментальних досліджень.

Наукове видавництво ТВіМС
Свідоцтво ДК 110 від 5.07.2000 р.
у Державному реєстрі видавців, виготовників
і розповсюджувачів видавничої продукції
03127, м.Київ, пр. Глушкова, 2