

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

***International Conference
PROBLEMS OF DECISION
MAKING UNDER
UNCERTAINTIES
(PDMU-2008)***



ABSTRACTS

*May 12-17, 2008
Kyiv-Rivne, Ukraine*

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

International Conference

PROBLEMS OF DECISION MAKING UNDER UNCERTAINTIES (PDMU-2008) May 12-17, 2008

ABSTRACTS

Kyiv-Rivne, Ukraine

INTERNATIONAL PROGRAM COMMITTEE

A.Nakonechny (Ukraine) – Chairman,
V.Huryn (Ukraine) - Vice-chairman,
J.Zajac (Poland) - Vice-chairman,
I.Sergienko (Ukraine), O.Zakusylo (Ukraine),
J.-F.Emmenegger (Switzerland), Yu.Ermoliev (Austria),
V.Bogdanov(Ukraine), F.Chernousko (Russia), I.Gaishun
(Belarus), L.Hordijk (Austria), J.Kaluski (Poland),
V.Korolyuk (Ukraine), S.Hudak (Slovakia), A.Kurzhanskii
(Russia), Laptev Ari (UB), N.Leonenko (Great Britain),
A.Lindquist (Swedom), M.Makowski (Austria), J.Michalek
(Czech Republik), A.Shpak (Ukraine), K.Troitsch
(Germany), E.Uchino (Japan)
R.Viertl (Austria)

NATIONAL ORGANIZING COMMITTEE

O.Zakusylo – Chairman,
A.Anisimov – Chairman,
A.Vlasyuk-Vice-chairman,
M.Hirol', H.Sapsai, Yu.Belov, I.Beyko, V.Donchenko,
V.Akimenko, P.Knopov, E.Lebedev, I.Lyashenko, S.Lyashko,
Yu.Onopchuk, F.Sopronyuk , Ya.Elejko, O.Chernyak

LOCAL ORGANIZING COMMITTEE

P.Zinko – Chairman,
M.Kuzlo – Chairman,
I.Harchenko, V.Shevchenko, V.Zaslavsky, O.Lukovych,
O.Kucherenko, O.Kapustyan, V.Herus, N.Fedorchuk,
O.Pryschepa, I.Filatova, T.Korobko, I.Usar

CONTENT¹ ЗМІСТ

Bakhrushin V.E.	
Empirical distribution functions of electoral data.....	13
Oleksandr Chernyak, Valentyn Nebukin	
Modelling the dynamics of the rates of interest of the credits of the ukraine's commercial banks	14
Deibuk V.G., Gorsky G.P.	
Computer simulation of the quantum logic gates	15
Dolenko G.A., Luzan A.	
Selection of visualization techniques for multicriteria decision making	16
Khomyakova N	
The principle of iteration and components' compensation in the compound sequences forecasting method.....	18
Khomyakova N	
Correcting control method of production volume schedule implementation in conditions of stochastic uncertainty.....	19
Kogut Peter	
Generalized solutions to vector optimization problems in banach spaces.....	21
Koshmanenko Volodymyr, Kharchenko Natalia	
Fire-water cyclic model	22
Volodymyr Koshmanenko, Igor Samoilenko	
Conflict dynamics of elemental triad.....	23
Menzatov L., Lebedev E.	
Merging algorithms for multi-channel stochastic networks	25
Polotskiy Sergiy	
On the intrinsic martingale in the branching random walk.....	26
Kateryna G. Romanchuk, Dmytro V. Stefanyshyn	
A method of estimation of total accident risks at systems.....	28
Rusnak Mykola	
Optimization minimax estimation error	30
Sharapov M.	
On one percolation problem. probabilistic approach M.	32
Shchestyuk N.	
Minimax approach to prediction problem and the asymptotic properties of predictors.....	33

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

Slabospitsky Alexander S. Splitted estimation procedures for time-varying parameters of nonlinear systems under uncertainties	35
Dmytro V. Stefanyshyn About comparison of perspective variants of development of the hydraulic power engineering in Russia with taking account of risks of lost opportunities	36
Stepanchenko T., Golikova V., Emmenegger J.-F., Pervukhina E. Detection of Changes IN THE STATE OF technical devices' at The staGe OF Branch testing	38
Yaremenko M.I. Second-order quasis-linear elliptic equations with matrix of gilbarg-serrin in and nonlinear semi-groups of contraction in	41
Zagorodniy Yu, Voytenko V Parameters identification for population dynamics model with continuous-time age.....	42
Акіменко В.В., Наконечний О.Г., Трофімчук О.Ю. Моделі оптимального керування для системи інтегро - дифференціальних рівнянь параболічного типу	43
Базилевич І., Слейко Я. Гранична теорема для гіллястого процесу із зліченою кількістю типів частинок.....	45
Баранов А.В., Гребенник И.В. Оптимизация оценок минимума выпуклых целевых функций в комбинаторных оптимизационных задачах принятия решений	48
Бартіш М.Я. Ковальчук О.В. Николайчук Л.В. Трикромовий ітераційний метод для розв'язування систем нелінійних рівнянь.....	49
Бартіш М. Огородник Н. Модифікація методу хорд розв'язування задач мінімізації.....	50
Бідюк П.І., Гасанов А.С., Кроптя А.В. Формування висновку в динамічних мережах байеса.....	51
Бірюков Д.С. Оптимальне технічне обслуговування в складних системах з багатьма станами	53
Бейко І.В., Зінько П.М. Використання методів асимптотично-розв'язуючих операторів в алгоритмах підвищеної точності для побудови розв'язків задач Коші та крайових задач	56

Бодачівська Л.Ю.	
Оптимізація технологічних систем для підвищення інтенсифікації вуглеводнів в свердловинах	58
Бойко С.В.	
Об оптимизации величины страхового фонда при повторяющихся катастрофических рисках	59
Бомба А.Я., Гаврилюк В.І.	
Прийняття рішень та керування фільтраційними процесами у криволінійних областях з невизначеними ділянками меж	61
Бомба А. Я., Присяжнюк І. М., Фурсачик О. А.	
Обернені сингулярно збуджені задачі типу “конвекція-дифузія” для двозв’язних областей з невідомою функцією джерела	62
Бондарчук Юрій В.	
Щодо представлення моделі сппр "на базі знань" в архітектурі "БАШТА"	64
Братійчук М.С., Лукович О.В.	
Про деяку модифікацію процесу пуассона на інтервалі	65
Биць О.В	
Влияние инверсных преобразований в днк на формирование частотных закономерностей.	66
Bagic O.A.	
Байєсівський підхід та методи мінімізації емпіричного ризику	68
Виклюк Я. І.	
Методи фрактального росту в FUZZY полі для прогнозування соціально-економічних процесів	69
Водвласюк А.П., Федорчук Н.А.	
Математичне моделювання впливу тепло-масопереносу на напружено-деформований стан багатошарового ґрунтового масиву при наявності рівня ґрунтових	70
Власюк А.П., Мартинюк П.М.	
Про одну задачу фільтраційної консолідації ґрунту з урахуванням контактного розмиву	73
Война О. А	
Функція ризику для багатовимірної моделі страхування.	75
Война А.О.	
Знаходження оптимальної стратегії проведення контрольованої рекламно-маркетингової кампанії одночасно на різних географічних сегментах	77

Волощук С.Д. , Стоян В.А.	
Задача керування лінійною системою з неповно визначеними дискретизованими початково-крайовими умовами	79
Гвелесіані А.Г.	
Моделювання процесів розподілу населення за рівнем грошових доходів на основі використання логнормальної функції розподілу	81
Гезь-Косовська О.І., Загородній Ю.В	
Аналіз критеріїв сталого розвитку в умовах інноваційних змін. ...	82
Герман О.	
Системи контролю у страховому бізнесі.....	83
Горбачук В.М., Гаркуша Н.І., Кирилюк М.А.	
До регулювання громадського продукту.....	85
Гребенник І.В., Романова Т.Е., Шеховцов С.Б	
Принятие решений с интервальными оценками альтернатив.	86
Грицюк П. М.	
Реконструкція математичної моделі системи зерновиробництва за часовим рядом урожайності	87
Губеладзе А.К.	
Про збіжність послідовності функцій розподілу, що породжується стаціонарним складним ланцюгом Маркова.....	88
Гурин В.А., Бомба А.Я., Сівак В.М, Сафоник А.П.	
Про один підхід до прийняття рішення та керування системою типу «ЗАБРУДНЕННЯ-ОЧИЩЕННЯ»	90
Джалладова І.А.	
Оптимізація розв'язків системи лінійних диференціальних рівнянь з немарковськими коефіцієнтами.....	91
Долгополов И.Н.	
Построение оптимальных планов диагностических траекторий в условиях неопределённости	93
Доленко Г.О., Мироненко Д. М.	
Розрахунок фінансового потоку, що максимізує дохід власника підприємства.	94
Донченко В.С.	
Множинні моделі невизначеності та нечіткі множини.....	95
Емеличев В. А., Кузьмин К. Г.	
Условия устойчивости векторной комбинаторной задачи с частными критериями вида MINMIN	96

Емеличев В. А., Платонов А. А.	
Мера квазиустойчивости векторной задачи целочисленного линейного программирования с обобщенным принципом оптимальности в метрике Гёльдера	99
Єлейко Я.І., Музичук А.А.	
Одна задача оптимального wyboru.....	102
Закусило О.К., Лебедєв Є.О., Шарапов М.М., Кучеренко О.В., Лукович О.В., Усар І.Я	
Система дистанційного навчання «OMEGA».....	104
Заславський В.А., Козар Н.М., Пасічна М.В.	
Принцип різнотипності в моделях прийняття рішень та економічних механізмах кіотського протоколу	106
Заславський В.А., Стрижак Г.О.	
Моделі аналізу та оптимізації функціонування платіжної системи	107
Зінько П.М	
Застосування алгоритмів теорії розв'язуючих операторів для моделювання переносу і викидів забруднюючих речовин в атмосфері.....	111
Зінько Т.П.	
Виділення формант.....	114
Зубенко В.В., Сидоренко Ю.В. Скрипниченко В.А.	
Про інформатику як наукову дисципліну	116
О.М. Іксанов	
Нові результати про ґратки Бернуллі	117
Капустян В.О., Скорик О.М., Фартушний І.Д.	
Асимптотики осцилюючих обмежених оптимальних керувань для критичного випадку в параболічних періодичних крайових задачах	119
Капустян О.А	
Мінімаксне оцінювання функціоналів від розв'язків крайової задачі для параболічного рівняння зі швидко осцилюючими коефіцієнтами	119
О. В. Карелкина, К. Г. Кузьмин	
Анализ одного типа устойчивости многокритериальной минисуммной комбинаторной задачи размещения	120
Кириченко Н.Ф., Кудін Г. І	
До питання про збурення псевдообернених матриць	123
Кириченко М.Ф., Донченко В.С	
Лінійні структури в задачах кластеризації та псевдо-	

обернення	124
Ковальчук П.І., Ковальчук В.П., Матяш Т.В	
Матричні ігри з природою залежні від параметрів для дослідження ефективності технологій зрошення.....	127
Ковальчук П.І., Пендак Н.В.	
Моделювання ризиків в системній моделі інтегрованого управління меліорованими територіями	129
Ковальчук П.І., Шевчук С.А., Демчук О.С.	
Математичні методи в інформаційно – аналітичній системі дослідження підтоплення сільськогосподарських територій та населених пунктів.....	131
Колотий А.	
Прискорене моделювання ймовірності блокування заявки у сотовій мережі зв'язку із змінним навантаженням	133
Королюк В.С., Мусурівський В.І., Ясинський В.К.	
Стійкість за першим НАБЛИЖЕННЯМ імпульсних динамічних систем із скінченною післядією при наявності марковських параметрів	135
Косаревич К., Єлейко Я.І.	
Системний аналіз багатофакторних моделей у випадковому середовищі.....	137
Кузло М. Т.	
Обґрунтування розрахункових значень деформаційних характеристик ґрунтів на множині гіпотез їх законів розподілу з врахуванням ризику	139
Кук Ю.В., Лаврикова О.О.	
Навчання прийняттю правильних рішень методом адаптивного тестування	141
Кулян В.Р., Юнькова О.О., Рутицька В.В.	
Задача про оптимальне управління водними ресурсами екосистеми.....	144
Листопад А.	
Моделі прийняття рішень по фінансуванню ІТ-проектів підприємства	145
Ляшенко І.М.	
Галузеві виробничі функції та функції прибутку для екологічної економіки.....	147
Ляшкевич В.Я.	
Використання критерію корисності для пошуку інформації.....	149

Макушенко І.А., Шаріпова М.К.	
Апроксимація функції виживання кубічними сплайнами	151
Малик І.В., Царков Є.Ф., Ясинський В.К.	
Стійкість систем стохастичних диференціально – різницевих рівнянь нейтрального типу	152
Марценюк В.П., Андрушак І.Є.	
Про фармакокінетичне моделювання на основі нелінійних диференціальних рівнянь із запізненням	153
Марценюк В.П., Вакуленко Д.В.	
Програмне середовище моделювання процесів реконструкції кісткової тканини.....	154
Матяш Т.В.	
Математична модель Оптимізації норм водо-користування в умовах обмежених ресурсів.....	156
Мащенко С.О.	
Індивідуально-оптимальні рівноваги в іграх, що задані відношенням переваги	158
Мельник Г.	
Оцінка загроз безпеки інформаційної системи з використанням інструментарію нечіткої логіки	161
Мензатов Л.Ш.	
Про планування технічного обслуговування елементів мережі мобільного зв'язку.....	164
Меньшиков Ю.Л.	
Алгоритм ідентифікації параметрів, що змінюються з часом.....	165
Москальков М.М., Завіша В.В.	
Алгоритм чисельного розв'язання задачі про генерацію акустичних коливань в п'єзонапівпровідникових кристалах	167
Наконечний О.Г.	
Гарантоване оцінювання розв'язків лінійних диференціальних рівнянь при загальних крайових умовах	167
Наконечний О.Г., Паращук Х.Ф.	
Оцінки параметрів рівнянь з частинними різницями в умовах невизначеності	168
Негадайлов Павло	
Асимптотична поведінка числа нульових приростів у випадковому блуканні з заборонами.....	170

Нікітін А.В.	
Оптимізаційна процедура розв'язання узагальненого матричного рівняння Сільвестра з векторними вінеровим процесом та пуассоновою мірою	171
Микола С. Нікітченко, Степан С. Шкільняк, Ірина А. Антонова	
Оператори нерухомої точки в композиційно-номінативних логіках.....	173
Новіков В.М., Семенов В.В.	
Еластичність попиту населення на послуги освітньої галузі	175
Ночвай В.І., Бейко І.В., Коробко Т.В., Панчук В.І.	
Методи моделювання і оптимізації в побудові інформаційних систем підтримки управлінських рішень	176
Пашко А.О.	
Моделювання субгауссових випадкових полів на сфері	178
Поляков В.Л.	
Фильтрационные деформации. роль в формировании водного режима грунтов и прогноз	180
Пономарьов В.Д., Лебедєв Є.О	
Оптимізація одного класу стохастичних систем	182
Прищепа О.В.	
Оптимізація систем з повторними викликами та нетерплячими вимогами	184
Рубльов Б.В, Василевська Ж.С.	
Площа взаємного розташування трьох фігур на площині	186
Самойленко В.Г., Самойленко Ю.І.	
Асимптотичні солітоноподібні розв'язки рівняння Кортевега-де Фріза	188
Сахно Н.В., Каденко І.М.	
Оцінка впливу людського фактору на прийняття рішень при проведенні неруйнівного контролю обладнання аес.....	189
Семенов Вас. В.	
Автомодельні поля на площині: деякі властивості	190
Семенов В.В., Апостол Р.Я.	
Типовість існування розв'язків задач оптимального керування лінійними системами.....	192
Семенова Н. В., Колєчкіна Л.М., Нагірна А.М	
Векторні задачі комбінаторної оптимізації з дробово-лінійними функціями критеріїв	193

Сопронюк Євгеній Федорович	
Практична стійкість систем зі зміною вимірності фазового простору при постійно діючих збуреннях.....	194
Сопронюк Ф.О., Габуза Т.В.	
Керованість лінійних систем з післядією та зміною вимірності фазового простору	196
Терещенко В. Терещенко О.	
Застосування методів обчислювальної геометрії в задачах розпізнавання образів	199
Тимашова Л.	
Модели принятия решений при создании виртуальных предприятий	200
Тимофієва Н.К.	
Уведення динамічних критеріїв в процесі розв'язання задачі в умовах невизначеності	202
Товмаченко Н.М., Курбатов О.О.	
Розробка дистанційних курсів в системі дистанційного навчання "ПРОМЕТЕЙ"	203
Турбал Ю.В.	
Динамічні системи з випромінюванням типу - солітонів	206
Турчин Олександр	
Один підхід до оцінки збіжності комбінованого алгоритму, що розв'язує задачі комбінаторної оптимізації	209
Умеров О.	
Про одну задачу оптимального вибору стратегії вимірювань в задачах гарантованого оцінювання РОЗВ'ЯЗКІВ РІВНЯНЬ еліптичного типу	211
Харченко І.І.	
Застосування методів математичного моделювання в задачах оптимізації динамічних систем	212
Хром'як Й.Я., Слюсарчук Ю.М., Цимбал В.М.	
Про деяку властивість принципу визначення премії	214
Цимбал В.М.	
Застосування методу малого параметру до задачі про структуру оптимального портфеля активів.....	215
Чабанюк Я.М.	
Асимптотика генератора однієї стохастичної системи в умовах балансу.....	216

Чечельницький О.А., Кучеренко О.В.	
Змішана мережа паралельної структури з повторними викликами	218
Шкільняк Оксана С.	
Опис семантики мови TLA+ на основі композиційно-номінативного підходу.....	219
Шурупов В.О., Сідляренко А.І.	
Маршрутизація перевезень небезпечних вантажів автомобільним транспортом	221
Кузьменко В.О., Зваридчук В.Б.	
Програмно-алгоритмічні методи автоматизації структурних підрозділів систем управління.....	222
Шевченко І.В., Бейко І.В.	
Моделювання і прогнозування процесів поширення епідемій	223
Овчинніков В.В., М.Валід АлБаін	
Числовий метод побудови оптимального керування при неповних даних	223
Федосєєва А.П., Зваридчук В.Б.	
Методи лінгвістичного аналізу ідентифікації друкованих текстів	223
Яценко В.О., Семенів О.В., Кохан С.С.	
Оцінка ризику при прогнозуванні врожайності з використанням CVaR методу	224
Братійчук А.М.	
Деякі задачі синтезу та оптимізації для систем з обмеженою чергою	226
Подлипенко Ю.К. Горбатенко М.Ю.	
Про новий підхід до оцінювання за неповними даними узагальнених розв'язків лінійних еліптичних рівнянь	227
Подлипенко Ю., Перцов А.	
О проблеме оценивания по неполным данным решения краевой задачи для бигармонического уравнения с краевым условием типа неймана.....	228
Подлипенко Ю., Пришляк В.	
Об оценивании полей, описываемых внешней задачей неймана для уравнения гельмгольца, по результатам наблюдений.....	229
Подлипенко Ю.К., Рябикова А.В.	
Гарантированное оценивание решений двухточечных линейных краевых задач	230

**EMPIRICAL DISTRIBUTION FUNCTIONS
OF ELECTORAL DATA
BAKHRUSHIN V.E.
Vladimir.Bakhrushin@zhu.edu.ua**

A statistical analysis of electoral data usually is performed using parametric methods and criteria, which are based on an assumption that data distribution is close to the normal law. The results of analysis are used for decision making and forecasting. They may be wrong if the supposition of data normal distribution is erratic. Thus there is a problem to checkout this assumption.

The empirical distribution functions were constructed for some electoral data, which characterized Parliament elections in Ukraine (2006, 2007) and Presidential elections in Ukraine (1999), Russian Federation (2008) and the USA (2004).

It is shown, that in many cases data distribution is essentially deviated from the normal law. There were only some cases corresponded with normal distribution law. In particular it is the results of 1999 Presidential elections in Zaporozhye urban voting districts and the data on the results of 2004 Presidential elections in the USA aggregated by states. In the second case there are slight deviations from normal law, but as a first approximation they may be neglected.

Such types of deviations are the most often. 1) Data distribution is complex and may be described as a weighted sum of some simple distribution functions. This situation is especially typical for Ukrainian election results. The fragmentation of empirical distribution functions is considerably more appreciable for 2007 year data. For example data for the Party of regions may be presented as a sum of five components, which corresponds to the certain regions of Ukraine; data for the block of Julia Timoshenko may be presented as a sum of three components; for the block "Our Ukraine – People Self-defense" – as a sum of four components. 2) Data distribution more often corresponds not to normal but to Weibull-Gnedenko distribution law or to the weighted sum of such distributions. In some cases other types of distribution models, such as gamma, half-normal, lognormal and logistic, also may be adequate and can be

considered as an alternative to Weibull-Gnedenko distributions or its sum.

The problem of complex distribution decomposition on elementary components is considered and decomposition technique, based on minimization of squares of model residuals, is proposed.

MODELLING THE DYNAMICS OF THE RATES OF INTEREST OF THE CREDITS OF THE UKRAINE'S COMMERCIAL BANKS

Oleksandr Chernyak, Valentyn Nebukin,
National Taras Shevchenko University of Kyiv,
chernyak@univ.kiev.ua

Modern econometric methods are applied to develop models of Ukrainian banks credit interest rate and forecast it. Four conceptual models of credit interest rates are described in detail. Polynomial distributed lag models, geometrical distributed lag models and error correction models are being used in the econometric analysis. A number of models, adequate in theory, are estimated, and as a result four models of high explanatory power are developed, three of which could be used for forecasting purposes. The research work done enables us to infer the following. Any impact (immediate or distributed over time) of such indicators as the real GDP growth rate and the companies' real financial results (as well as of their changes) on the credit interest rate is not observed in Ukraine. The situation of existence of the other indicator, which is a better measure for the rate of return of the economy (than the two ones, considered in this research) and which actually has the influence on banks credit interest rate, cannot be struck out. The growth of the bank credit interest rate depends largely on the growth of the refinancing interest rate of the Central bank and this impact is not immediate, but distributed over time. The growth of bank credit interest rate significantly depends on the current inflation growth and this impact is immediate. The expected inflation growth (which in this research was measured by the refinancing interest rate) accounts for 71% of the bank credit interest rate growth and the current inflation growth accounts for only 17% of the bank credit interest

rate growth. Thus, the idea, that bank credit interest rate depends on the expected inflation rather than on the current one, has turned out to be true.

COMPUTER SIMULATION OF THE QUANTUM LOGIC GATES

Deibuk V.G., Gorsky G.P.
Chernivtsi National University
vdei@chnu.cv.ua

Quantum information theory is a new interdisciplinary field of research, building on concepts from theoretical computer science and theoretical physics. On the experimental front, considerable progress has been made to engineer and control quantum systems that may be used for quantum information processing [1]. Computer simulation has been accepted as the third methodology in many branches of science and engineering. Conventional computers can be used to simulate quantum computers that are relatively small (such as 24 qubits) but are significantly larger than the experimental machines that have been built.

In contrast to a digital computer in which the state of an elementary storage unit is specified by the logical values 0 and 1 (one bit), the state of an elementary storage unit of a quantum computer, a quantum bit, is described by a two-dimensional vector of Euclidean length one. Assuming that we have a representation of quantum algorithm in terms of the elementary set of sparse unitary matrices, simulating this algorithm on a conventional computer is conceptually simple. Software that performs these calculations is called quantum computer gate-level simulator (QCE)[2]. Elementary quantum gates (Hadamard, Swap, Toffoli gates) was simulated.

The important topic is effect of the interaction of the quantum computer with environment (dissipation and decoherence). In the absence of dissipation it is straightforward to incorporate into the class of simulation models physical processes that lead to loss of phase information during the time evolution. Our simulation results for a most simple NMR-like quantum computer demonstrate that systematic errors are hard to avoid. QCE is used to study the stability

of quantum computer in relation to the non-idealness of realizable elementary operations/ We analyze the effect of decoherence on the CNOT operation.

References

1. Nielsen M. and Chuang I. Quantum Computation and Quantum Information. – Cambridge:University Press, 2000. – 676 pp.
2. Raedt H. et al. Quantum Computer Emulator. Comp. Phys. Comm.132(2004)No28, p.1-20.

SELECTION OF VISUALIZATION TECHNIQUES FOR MULTICRITERIA DECISION MAKING

Dolenko G.A., Luzana.
galinadolenko2006@yandex.ru

We investigate problem of selection of visualization techniques for Multicriteria Decision Making Problems (MDMP) on the base of Analytic Hierarchy Process (AHP) [1] and Inxight Star Tree.

There are a large number of visualization techniques that have been developed to support the exploration of large data sets [2]:

Geometrically transformed displays, Iconic displays, Dense pixel displays, Staked displays.

In this work we attempted to choose best of them for rise effectiveness of Decision Making.

We analysed such alternatives of software systems, which include different visualization techniques:

1. Inxight Smart Discovery Viz Server.
 2. Axon Idea Processor.
 3. Corel iGrafx Flow Charter.
 4. Xmdv Tool.
 5. X Gobi.
1. Viz Server uses Inxight's powerful visualization technologies to navigate across almost any dataset.
 2. The Axon Idea Processor provides a flexible environment that supports and empowers the thinking processes. There are tools for organizing ideas, writing, idea visualization, and idea prompting.
 3. Corel iGrafx Flow Charter is the most full-featured, easiest to use process analysis and modeling tool available to help organizations understand and improve business processes.

4. XmdvTool is a public-domain software package for the interactive visual exploration of multivariate data sets, including brushing in screen, zooming, distortion techniques, reordering of dimensions.
5. XGobi is a freeware data visualization system for interactive dynamic graphics, for the exploration of multivariate data.

For comparison this alternatives we can use a lot of criterions [3].

We select such five criterions:

1. Suitability for Task.
2. Conformity with User Expectation.
3. Suitability for Method.
4. Direct Manipulation.
5. Controllability.

Then we use Analytic Hierarchy Process to select the best software package for the interactive visual exploration of MDMP. The AHP provides a logical framework to determine the benefits of each alternative under the set of criteria. We use Star Tree Studio to make and to display hierarchy of criterions and alternatives.

Then matrixes of pair wise comparison for given DM problem are built with help of experts-domain, that gives values of pair wise comparison of elements of each hierarchy level for contribution in our DM problem from the scale 1-9. Thus we can select best alternative - Inxight Smart Discovery Viz Server, according to it weigth in vector of global priorities= 0.285704:

Alternatives:	Criteria					Global priorities
	Suitability for Task	Conformity with User Expectation	Suitability for Methods	Direct Manipulation	Controllability	
	Vector of local criteria					
Inxight Smart Discovery Viz Server	0,256955	0,074197	0,429335	0,238697	0,167606	0,285704
Axon Idea Processor	0,165580	0,074181	0,151964	0,093557	0,031064	0,116823
Corel iGrafx Flow Charter	0,077333	0,172320	0,074398	0,425588	0,298795	0,154204
Xmdv Tool	0,407246	0,246540	0,302973	0,088344	0,097606	0,263134
X Gobi	0,092887	0,432762	0,041330	0,153815	0,404930	0,180134

Thanks to the AHP and Star Tree, that have been integrated in this work, decision-makers receive more usable interface for decision making.

References

1. Saaty T. L. The Analytic Hierarchy Process. - McGraw-Hill, New - York, 1980.
2. Keim D., Ward M. Visualization. Intelligent data analysis: an introduction/ editor M. Bertold . - Springer-Verlag Berlin Heidelberg, 2003.
3. Reiterer H. User Interface Evaluation and Design. - Vienna: Oldenburg, 1994.

THE PRINCIPLE OF ITERATION AND COMPONENTS' COMPENSATION IN THE COMPOUND SEQUENCES FORECASTING METHOD

Khomyakova N.

National Aerospace University "KhAI"

nad_kh2007@ukr.net

Now the creation of information technologies of different financial and economic processes forecasting with heightened accuracy of the prediction is very actual.

The method of compound sequences forecasting in conditions of instability is designed on the basis of stochastic model inclusive the polynomial trend, sequence of the autoregression and uncorrelated sequence which is represented by Gaussian white noise.

This statistical data processing techniques is elaborated on the basis of iterative adaptive series refinement both statistical characteristics and processes characterized polynomial and autoregression components.

The method actuates following stages: the estimation of the polynomial trend coefficients and polynomial components as a whole; hypothesis of the normality of the residuals distribution checking; the estimation of the autoregression and uncorrelated component statistical characteristics; the autoregression sequences estimation; the refinement of the polynomial trend on the first

residuals; the refinement of the random component of observations statistical characteristics; the refinement of the autoregression sequences estimation on the second residuals.

Thus, problem of two sequences separation observed in the unified mix with a discrete white noise on usage of the principle of their cancellation is decided.

The polynomial trend forecasting is implemented on the coefficients estimations of Taylor series in the last moment of the time period of observation. The autoregression component forecasting is implemented on the obtained estimations of autoregression parameters and precursor estimations of this sequence. Calculations for predictable autoregression component is received on the basis of unitized vectorial representation this component and on usage of the applicable stochastic difference equation.

The efficiency of the given method is tested by the comparative analysis with the forecast which is carried out by Box-Jenkins' method on such processes as dynamics of enterprise profit, oil and metals world prices.

CORRECTING CONTROL METHOD OF PRODUCTION VOLUME SCHEDULE IMPLEMENTATION IN CONDITIONS OF STOCHASTIC UNCERTAINTY

Khomyakova N.

National Aerospace University "KhAI"

nad_kh2007@ukr.net

The control method of deviations from the schedule of production volume of the commodity is elaborated on the basis of the stochastic dynamic model of the production volume changes. The offered model grounded on the generalized stochastic differential equation:

$$\frac{dp(t)}{dt} = -ap(t) + U(t) + \xi(t) ,$$

Where α -parameter of the process dynamics; $U(t)$ - control function (investments); $\xi(t)$ - disturbances, which is Gaussian white noise with zero expectation.

The differential equation for planned figures $p_0(t), U_0(t)$ looks like: $\frac{dp_0(t)}{dt} = -\alpha p_0(t) + U_0(t)$.

If $U_0(t) = \beta p_0(t)$ we have: $p_0(t) = p_0 \exp\{-\alpha_0(t-t_0)\}$, $\alpha_0 = \alpha - \beta$.

Dynamics of the production volume in neighborhood of permis-sible variations from the schedule in discrete time is characterized by the difference equation:

$$\begin{aligned} \delta p_i &= \Phi_{i,i-1} \delta p_{i-1} + B_{i,i-1} \delta U_{i-1} + \eta_i, \\ B_{i,i-1} &= \frac{1 - \exp(-\alpha \Delta t)}{\alpha} = B = \frac{1 - \rho}{\alpha} = \text{Const}. \end{aligned}$$

The observation equation of supervision $\delta u_i = \delta p_i + n_i$ allows for presence of inaccuracies, which represented by discrete white noise. With usage of quadratic yardstick of deviations minimization from the scheduled volumes and optimal control theory the expression for the corrective action of the deviations removing is obtained:

$$\delta U_i = -G_i \delta \tilde{p}_i, \quad i = 0, 1, \dots, M-1; \quad G_i = (P_0 + B^2 W_{i+1})^{-1} B W_{i+1} \Phi,$$

Where $\delta \tilde{p}_i$ - the estimation of the production volume deviation from the schedule by Kalman method:

$$\delta \tilde{p}_i = \delta p_i^* + h_i (\delta u_i - \delta p_i^*); \quad \delta p_i^* = \left(\rho - \frac{1-\rho}{\alpha} G_{i-1} \right) \delta \tilde{p}_{i-1};$$

$$h_i = \frac{\tilde{\sigma}_i^2}{\sigma_n^2}; \quad \tilde{\sigma}_i^2 = \left(\sigma_i^{*-2} + \sigma_n^{-2} \right)^{-1}; \quad \sigma_i^{*2} = \rho^2 \tilde{\sigma}_{i-1}^2 + \sigma_\eta^2.$$

GENERALIZED SOLUTIONS TO VECTOR OPTIMIZATION PROBLEMS IN BANACH SPACES

Kogut Peter

Dnipropetrovsk National University, Ukraine

p.kogut@i.ua

Our prime interest is to study vector optimization problems in Banach spaces for essentially nonlinear operator equations with additional control and state constraints. We suppose that the control object is described by nonlinear operator equations, an objective function is a vector-valued mapping with the weakened property of lower semicontinuity, and the control and state constraints take the form of some operator inequalities and inclusions in Banach spaces. We consider the case when the objective mappings take values in a real Banach space partially ordered by a closed convex pointed cone. Usually, the typical assumption in many papers is that the interior of the ordering cone is non-empty. However, in many interesting and important cases, this property does not hold. So, we make no additional assumptions on the ordering cone and its interior. We also extend the concept of the lower semicontinuity to vector-valued mappings with respect to the weak topology of the objective space, which can be viewed as some extension of the existing ones and study its properties.

Using the penalization approach we derive sufficient conditions for the existence of efficient solutions of the above problems without any scalarization process. Instead of this, we propose to involve a penalized vector optimization problem which is much more easy, and to study its efficient solutions in the limit as the penalization parameter tends to zero. We also discuss the scalarization of vector optimization problems with lower semicontinuous mappings, using the simplest method of the weighted sum. We show that in this case one of the fundamental requirements on the scalarizing vector optimization problems: solutions to the scalarized optimization problem must also be efficient solutions to the original vector optimization problem, can be broken. In view of this, our talk aims to extend the notion of efficient solutions to the so-called generalized solutions of the vector optimization problem. We study their main properties and derive

sufficient conditions when the generalized solutions can be obtained via the penalized optimal control problems. All main notions and assertions are illustrated by numerous examples.

FIRE-WATER CYCLIC MODEL

Koshmanenko Volodymyr, Kharchenko Natalia

Institute of Mathematics, Kyiv, Ukraine

koshman63@gmail.com,

natalie_kharchenko@yahoo.com

The computer model of the conflict fight between elements of nature of type fire and water is discussed. The construction is based on the vector variant of the Lotka-Volterra predator-prey model (see e.g. [1]) and used the simplified abstract version of the alternative interaction between the cyclic flow of sun heat energy (=fire) and the natural migration of humidity (=water) around of the earth surface.

The model as a dynamic system in the discrete time is defined by the explicit transformation formulae (see [2]) of starting energy and humidity distributions over different regions covering the earth surface. We make two fundamental assumptions. At first, there is the stable equilibrium between arriving flow of the sun energy and the natural heat dispersion. At second, the average density of humidity is a constant.

The earth rotation around axis produces the periodic changing of the sun heat flow falling into separated surface regions. In turn, the conflict interaction between heat and humidity derives the global shift of the water distribution. In spite of the inhomogeneous of the natural medium, the above processes exhibit rather stable phenomenon of type season rotations of the temperatures and rains.

The existence of cyclic attractors for distributions of heat and humidity is proved. They are unstable under external influences. The improving version of our model one can use for predictions of weather and climate changes.

References

1. Mikel Maron, Modelling Populations: From Malthus to the Threshold of Artificial Life (Project for formal computational skills) (2003).
2. V. Koshmanenko, The Theorem of Conflict for Probability Measures,
3. *Math. Methods of Operations Research.* -- **59**, No.2, p. 303—313, (2004).
4. M.V. Bodnarchuk, V.D. Koshmanenko and N.V. Kharchenko, The limiting properties of conflict dynamics systems, *Nonlinear Oscillations*, **9**:4, 423-437. (2007).

CONFLICT DYNAMICS OF ELEMENTAL TRIAD

Volodymyr Koshmanenko, Igor Samoilenko

Institute of Mathematics, Kyiv, Ukraine

koshman63@googlemail.com, isamoil@imath.kiev.ua

We discuss the conflict dynamics modeling co-existence of the elemental triad: biological species (life) -- positive leaving resources (good) -- negative effects of threats (evil). Our mathematical model based on the well-known Lotka-Volterra difference equations (the predator-prey model) with addition of third element which is responsible for threats of disease or infection [1]. Let three opponents P , R , and Q exist on the common probability space naturally divided into a finite set of regions:

$\Omega = \bigcup_{i=1}^n \Delta_i, n \geq 2$. The qualitative distributions of P , R , and Q along

of regions Δ_i generates three vectors:

$P = (P_1, \dots, P_n)$, $R = (R_1, \dots, R_n)$, and $Q = (Q_1, \dots, Q_n)$ with non-zero coordinates. The changes of the local values P , R , and Q in the discrete time $N=0,1,\dots$ is governed by the equations:

$$\begin{aligned} P_i^{N+1} &= P_i^{N+1} + d_1(P_i^N - Q_i^N), P_i^0 = P_i, Q_i^0 = Q_i; R_i^{N+1} = \\ &= R_i^{N+1} + d_2 \frac{Q_i^N}{P_i^N}, Q_i^{N+1} = Q_i^N d_2 R_i^N, d_1, d_2 > 0. \end{aligned}$$

The statistical re-distributions of the normalizing vectors $\mathbf{p}=(p_1,...,p_n)$, $p_i = P_i / P$, $\mathbf{r}=(r_1,...,r_n)$, $r_i = R_i / R$, and $\mathbf{q}=(q_1,...,q_n)$, $q_i = Q_i / Q$, are performed by the conflict interaction introduced in [2]:

$$p_i^{N+1} = p_i^N (1 + a(r_i^N - q_i^N)), q_i^{N+1} = q_i^N (1 + bp_i^N - cr_i^N), \\ r_i^{N+1} = r_i^N (1 - cq_i^N - b^{-1}r_i^N), a, b, c > 0, i = \overline{1, n}.$$

The behavior of the conflict dynamical system $\{P^N, R^N, Q^N\} \xrightarrow{*} \{P^{N+1}, R^{N+1}, Q^{N+1}\}$ exposes a series of the important observations (see also [3]): the fixed limiting states, cyclic attractors, stable states, bifurcation critical points, etc.

The values $R_i^N / P_i^N, Q_i^N / P_i^N$ mean the densities of goods and threats in i -th region. Its meanings are important in decision making for safety existing in a chosen region under uncertain changes of parameters d_1, d_2, a, b, c reflecting exterior influences.

References

1. Murray J.D. Mathematical biology, Springer, 2002.
2. Koshmanenko V. The Theorem of Conflict for Probability Measures, Math. Methods of Operations Research, **59**, 303-313, (2004).
3. Bodnarchuk M., Koshmanenko V., and Samoilenko I. Dynamics of conflict interactions between systems with internal structure, Nonlinear Oscillations, 9:4, 423-437, (2007).

MERGING ALGORITHMS FOR MULTI-CHANNEL STOCHASTIC NETWORKS¹

Menzatov L., Lebedev E.

Taras Shevchenko National University of Kiev

leb@unicyb.kiev.ua

In the simulation of real computer networks, data transmission and cellular mobile communications networks large dimension and complexity of phase set of stochastic model are the significant difficulties for researcher (see, for example, [1]). In the work as a tool to handle this problem we propose to use the method of asymptotic merger of phase set.

The problem of asymptotic phase merger for complicated stochastic systems was first considered by V.S. Korolyuk. His work [2] includes the methodological aspects of this problem. Later on many authors dealt with phase merger problems. Among them we single out the works of A.F. Turbin [3] and V.V. Anisimov [4].

For stochastic networks we first use the asymptotic merger method. In process of application of this method new aspects arise. It is similar to a situation arising in merger process of particle types for branching processes (see [5]). In the first place, limit theorems for the $[G|GI]^\infty$ - networks (theoretical basis of the method) are proved under critical load in the framework of diffusion or Gaussian approximation. Second, we merge a dimension of information treatment process instead of a set of the phase points.

Along with it the basic properties of conventional scheme of phase merger are kept. A large number of treatment nodes is a positive factor which causes that the initial model is replaced for the network with a more limited number of information treatment nodes. In doing so we observe the process of combination (glueing together) of definite stochastic systems in a single system of the same type. Authors propose effective algorithms for construction of the approximate processes in the merger scheme. The processes are a more simple structure in comparison with the initial processes of information treatment.

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

References

1. Vishnevskiy M.V. Theoretical foundations for design of computer networks. - Moscow: Technosphere, 2003. - 512 pp.
2. Korolyuk V.S. Merger of complicated systems, Cybernetics, 1977, No. 1, p. 129-132.
3. Korolyuk V.S., Turbin A.F. Mathematical foundations of phase merger of complicated systems. - Kiev: Naukova Dumka, 1978. - 220 pp.
4. Anisimov V.V. Limit theorems for stochastic process and their applications to discrete schemes of summation. - Kiev: Visha shkola, 1976. - 80 pp.
5. Lebedev E.A. On convergence of branching processes with some types of particles to Jirina process, Abstracts of the First World Congress of the Bernoulli Society, 1986, Vol.1, p.437, Tashkent.

ON THE INTRINSIC MARTINGALE IN THE BRANCHING RANDOM WALK

Polotskiy Sergiy

Taras Shevchenko National University of Kyiv

pilot_ser@mail.ru

We consider branching random walk with infinite number of children of each individual. Let W_n be the intrinsic martingale connected to it

$$W_n := \sum_{|u|=n} \frac{e^{\gamma A_u}}{[E \sum_{|u|=1} e^{\gamma A_u}]^n} = \sum_{|u|=n} Y_u,$$

where A_u denotes the position of individual u on the real line, the record $|u|=n$ means that u is an individual of the n th generation; $\gamma > 0$ such that $E \sum_{|u|=1} e^{\gamma A_u} < \infty$. Let Z be a random variable whose distribution is defined by the equality

$$Ek(Z) = E \sum_{|u|=1} Y_u k(Y_u),$$

which is assumed to hold for any nonnegative bounded Borel

function $k(x)$.

Theorem 1 given next is a result about the rate of a.s. convergence of uniformly integrable martingale to a limit random variable W , say.

Theorem 1. If for fixed $a > 0$ and some $p > 1$ $EW_1^p < \infty$ and $e^{pa}EZ^{p-1} < 1$ then the series

$$\sum_{n=0}^{\infty} e^{an} (W - W_n)$$

converges almost surely.

Assume that the intrinsic martingale W_n converges almost surely and in mean to a random variable W .

Theorem 2. Assume that number of children of each individual is infinite a.s. and let μ be a distribution of W and assume it is non-degenerate. If for some point A_i (position of a some individual of the first generation) and for $a > 0$

$$Ee^{-a(\gamma A_i)} < \infty,$$

(here γ is the same as used in the construction of the martingale) then μ is absolutely continuous.

References

1. Biggins J.D. Grey D.R. Continuity of limit random variables in the branching random walk, J. Appl. Prob., 16, 740-749, 1979.
2. Iksanov A. Jurek Z. On fixed points of Poisson shot noise transforms, Adv. Appl., Prob., 34, 798-825, 2002.
3. Liu Q. Asymptotic properties of supercritical age-dependent branching processes and homogeneous branching random walks, Stoch. Proc. Appl., 82, 61-87, 1999.
4. Liu Q. Asymptotic properties and absolute continuity of laws stable by random weighted mean, Stoch. Proc. Appl., 95, 83-107, 2001.
5. Іксанов О.М. Випадкові ряди спеціального виду, гіллясте випадкове блукання та само розкладність. – К.: Зірка, 192с, 2007.

A METHOD OF ESTIMATION OF TOTAL ACCIDENT RISKS AT SYSTEMS

Kateryna G. Romanchuk, Dmytro V. Stefanyshyn

The International University of Economics and Humanities
named after academician Stepan Demianchuk, Rivne, Ukraine

dvstefanyshyn@yahoo.com

Let there a finite set of possible accident events $\mathbf{B}\{E_{i,A}\}$ at a system $\mathbf{S}$ be, where each of $E_{i,A}$ taken separately under unfavorable conditions $\theta_k \in \Theta(\theta_k)$, $k = \overline{1, K}$, can produce losses $L(E_{i,A}, \theta_k)$. Let's find a total system accident risk $R(A)$ as

$$R(A) = \sum_{i,k} L(E_{i,A}, \theta_k) \cdot P(E_{i,A}, \theta_k). \quad (1)$$

Here $P(E_{i,A}, \theta_k)$ will be absolute probabilities of junctions of i -th accident events $E_{i,A} \in \mathbf{B}\{E_{i,A}\}$, $i = \overline{1, N}$, with conditions $\theta_k \in \Theta(\theta_k)$, $k = \overline{1, K}$; N is a number of proper accident events capable in conjunction with conditions θ_k to produce losses $L(E_{i,A}, \theta_k)$; K is a number of conditions θ_k .

Inasmuch as whatever losses $L(E_{i,A}, \theta_k)$ occur only when there is a junction of a possible emergency accident event $E_{i,A}$ with a condition θ_k , then probabilities

$$P(E_{i,A}, \theta_k) = P(E_{i,A})P(\theta_k), \quad i = \overline{1, N}, \quad k = \overline{1, K}, \quad (2)$$

where $P(E_{i,A})$ are estimated probabilities of i -th accident events at the system, $P(\theta_k)$ are θ_k condition probabilities.

Thus the accident risk assessment problem may be reduced to estimation of probabilities $P(E_{i,A})$, $i = \overline{1, N}$, subject to the all-system character of origins of each of $E_{i,A} \in \mathbf{B}\{E_{i,A}\}$.

Let's consider a structural reliability function $\Psi(\mathbf{S})$ of the system $\mathbf{S}$ and select a finite set of failure events $\mathbf{E} = \{E_i\}$, $i = \overline{1, N}$, at the system, where events E_i will determine conversions of structural system units from up states into down states, putting the system into accident, i.e. $\Psi(\mathbf{S}) : \mathbf{E} \rightarrow \mathbf{B}$.

Having assigned the structural function $\Psi(\mathbf{S})$ one can estimate a total probability $P(A)$ of the system accident A .

For example, in the simplest case, provided events E_i , $i = \overline{1, N}$, be independent, for a system without redundancy we'll

have got $P(A) = 1 - \prod_{i=1}^N [1 - P(E_i)]$, and for a system with

redundancy $P(A) = \prod_{i=1}^N P(E_i)$, respectively.

Then probabilities

$$P(E_{i,A}) = P(E_i | A)P(A). \quad (3)$$

Here $P(E_i | A)$, $i = \overline{1, N}$, may be determined as conditional probabilities of events E_i in case of the system accident A occurs.

Using the Bayes' theorem:

$$P(E_i | A) = \frac{P(A | E_i)P(E_i)}{\sum_{i=1}^N P(A | E_i)P(E_i)}, \quad (4)$$

where assuming $P(A | E_i) = \frac{P(E_i)}{\sum_{i=1}^N P(E_i)}$, $i = \overline{1, N}$, we'll have got

probabilities $P(E_{i,A})$ and estimate the risk $R(A)$ according to (1).

The method that was proposed allows assessing total system accident risks with taking account of system structural reliability functions, and disclosing system failure events introducing significant "deposit" of partial risks due to failures of individual structural units into total system risks. Specifically it can be

important in the case of prior event risks to be equal. As a result it is getting possible to optimize structural compositions of systems and minimize total system accident risks in conditions of deficit of resources guided to reliability goals.

OPTIMIZATION MINIMAX ESTIMATION ERROR

Mykola Rusnak

Yury Fedkovich National University of Chernivtsi

mpcc@chnu.cv.ua

Under [1] assumptions, in the space $L_2(t_0, t_1, H_+)$ the equation

$$\frac{\partial \varphi}{\partial t} + A(t)\varphi = f_1, \quad \varphi(t_0, x) = f_0(x), \quad \varphi|_{\Sigma} = \bar{f}_0(t, x) \quad (1)$$

for arbitrary $f_1 \in L_2(Q)$, $f_0 \in L_2(\Omega)$, $\bar{f}_0 \in L_2(\Sigma)$ has a unique solution $\varphi \in L_2(Q)$. The equation (1) describes the behavior of some dynamical system.

We observe a vector $y \in L_2(\Omega)$ where

$$y = C(m)\varphi(t_1) + f_2(x), \quad C(m)\phi = \int_{\Omega} m(x, \xi)\phi(\xi)d\xi, \quad \phi \in L_2(\Omega), \\ m(x, \bullet) \in L_2(\Omega), m(\bullet, \xi) \in L_2(\Omega). \quad (2)$$

The function $m(x, \xi)$ are controlled, they are supposed to be known for arbitrary $f_2 \in L_2(\Omega)$, and they describe the way we observe the dynamical system.

We consider a problem of how to estimate the state of the dynamical system (1) and then to minimize the estimation error by suitable choice of the control function $m(x, \xi)$.

To solve the problem we need some additional (a priori) information about perturbations affecting the observer and the system under investigation. Suppose, that the perturbations $f_0, \bar{f}_0, f_1, f_2$ belong to an ellipsoid in the space $L_2(\Omega) \times L_2(\Sigma) \times L_2(Q) \times L_2(\Omega)$, that is

$$\begin{aligned} & \int_{\Omega} q_0^2(x) f_0^2(x) dx + \int_Q q_1^2(t, x) f_1^2(t, x) dx dt + \\ & \int_S q_2^2(x) f_2^2(x) dx + \int_{\Sigma} \bar{q}_0^2(x) \bar{f}_0^2(x) dx \leq 1 \end{aligned} \quad (3)$$

where $q_0(x), \bar{q}_0(x), q_1(t, x)$ and $q_2(x)$ are given additional functions on the sets Ω, Σ and the interval (t_0, t_1) , respectively.

Then we can solve the problem of minimax estimation of a continuous linear functional

$$l(\varphi) = \int_Q g(t, x) \varphi(t, x) dx dt + \int_{\Omega} g_1(x) \varphi(t_1, x) dx$$

defined on the states of dynamical system (1) with observations (2), and thereafter we can determine the estimation error (see [1]).

Consider solutions $z(t, x)$ and $p(t, x)$ of the following set of equations

$$\begin{cases} -\frac{\partial z}{\partial t} + A^*(t)z = g(t, x), \\ z(t_1, x) = g_1(x) + C^*(m)q_2^2(x)C(m)p(t_1, x), \frac{\partial z}{\partial n_A} \Big|_{\Sigma} = 0, \\ \frac{\partial p}{\partial t} + A(t)p = q_1^{-2}(t, x)z, \\ p(t_0, x) = q_0^{-2}(x)z(t_0, x), p|_{\Sigma} = \bar{q}_0^{-2} z|_{\Sigma}. \end{cases} \quad (4)$$

Using the solutions (4), the minimax estimation error for a continuous linear functional

$$l(\varphi) = \int_Q g(t, x) \varphi(t, x) dx dt + \int_{\Omega} g_1(x) p(t_1, x) dx \quad (5)$$

defined on the states of dynamical system, can be represent as a functional

$$\sigma^2 = \int_Q g(t, x) p(t, x) dx dt + \int_{\Omega} g_1(x) p(t_1, x) dx. \quad (6)$$

Introduce a functional $I(m) = \sigma^2(m)$ defined on the set $V_m = \{m(x, \xi) : |m| \leq 1, (x, \xi) \in \Omega^2\}$ and consider the problem of minimizing the functional.

Theorem 1. The set $\arg \inf(I(m))$ is nonempty. If $\bar{m} \in \arg \inf(I(m))$, then for an arbitrary $m \in V_m$

$$\int_{\Omega} p(t_1, x)(C^*(m - \bar{m})q_2^2(x)C(\bar{m})p(t_1, x))dx \geq 0.$$

References.

[1] Наконечный, А.Г. Минимаксное оценивание функционалов от решений вариационных уравнений в гильбертовых пространствах. Киев:1985г.,-83с.

ON ONE PERCOLATION PROBLEM. PROBABILISTIC APPROACH M. Sharapov

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

Let

$$C(0, i) = C(m(n-1) + i, mn+1) = 1, \quad i = \overline{1, m};$$

$$C(m(j-2) + i, m(j-1) + i) = 1, \quad i = \overline{1, m}, j = \overline{2, n};$$

$$C(m(j-1) + i, m(j-1) + i + 1) = 1, \quad i = \overline{1, m-1}, j = \overline{1, n};$$

while all other $C(i, j) = 0$.

Then, every connection can be destroyed with probability 0.5. The question is what is the chance for L_0 and L_{mn+1} to be connected (indirectly) afterwards. The problem is to find easier solutions than brute-force methods. The hypothesis is to bring in a step-by-step solution (just like for $m = 2$) at complete

group of events fixed each time at a certain level $S_t = \{L_{tm+1}, \dots, L_{m(t+1)}\}$. The events of CGE should show which points of level S_t are connected with L_0 (indirectly) and which are connected (indirectly) with one another. This will give a recurrent solution like when $m = 2$ but with much more big CGE.

**MINIMAX APPROACH TO PREDICTION PROBLEM
AND
THE ASYMPTOTIC PROPERTIES OF PREDICTORS**

Shchestyuk N.

(Volodymyr. Dal East-Ukraine National University)

Natalyshch@gmail.com

Traditional methods of optimal linear prediction require knowing the covariance structure of the random fields. When the covariance structure is unknown then is to estimate usually this covariance structure using the same data that will be used for the prediction. Then traditional estimation method is applied provided that the estimated or selected the covariance structure are the true one. Unfortunately the properties of estimations based on estimated or selected the covariance structure are not well understood and it is common practice to ignore the effect of the uncertainty in the covariance structure. Michael L. Stein in his monograph [1] has developed the mathematical tools that are necessary to provide a satisfactory theory of prediction when the covariance structure is at least partially unknown. The monograph [1] represents the connections between the behavior of semivariograms at the origin, the asymptotic properties of predictors and the equivalence and orthogonality of Gaussian measures. One of M. Stein hopes was his monograph would spur other researches to take on some of the unresolved problems raised there. Really, in [1] were supposed that there are only two possible probabilities measures for the given field and only two covariance structures, one of that is supposed the correct second-order structure and another one is the structure for prediction. But in [1] were not point how to find these structures. So

the goal in this paper is proposition to take minimax structure as the structure for prediction.

Let us consider the case when the covariance structure is unknown exactly but set of possible spectral density is given. Then we can to apply the minimax (robust) approach to estimate unknown values of the field [4]. With the help this method we can find an estimate that minimizes the mses for all spectral densities of given set simultaneously. Then one of the two second-order structures for compare will be founded using minimax (robust) approach and will be called actual second-order structure (m_1, K_{robust}) of the random field Z and another second-order structures will be incorrect second-order structure. Let $G(m_j, K_j)$ be the Gaussian measures for a random field Z on a closed set R and let H be the Hilbert space generated by $Z(x)$ for $x \in R$.

In this case can be proved that pseudo-best linear prediction for any incorrect second-order structure (m_1, K_1) satisfying $G(0, K_{robust}) = G(m_1, K_1)$ are asymptotically optimal and the presumed mses of the pseudo-best linear prediction asymptotically correct.

References

- 1 Michael L. Stein Interpolation of Spatial Data: some theory for kriging, Springer-Verlag New York, 1999, P.243.
- 2 Moklyachuk M.P., Shchestyuk N.Yu. Robust estimates of functionals of homogeneous random fields // Theory of Stochastic Processes. – Vol. 10 (26), no.1–2, 2004, P.196–209.

**SPLITTED ESTIMATION PROCEDURES FOR TIME-
VARYING PARAMETERS OF NONLINEAR SYSTEMS
UNDER UNCERTAINTIES**

Slabospitsky Alexander S.

Taras Shevchenko National University of Kiev

sl@univ.kiev.ua

The estimation problem of slowly time-varying parameter vector is investigated for nonlinear dynamic systems under uncertainties. More effective splitted on-line algorithms for parameter estimates of above-mentioned objects are proposed when ones have special structure, namely each j -th state equation has its own unknown nonstationary parameter vector α_j .

Consider the case of discrete dynamic object with following j -th state equation

$$x_j(k+1) = f_j^T(x(k), u(k), k)\alpha_j + g_j(x(k), u(k), k) + \xi_j(k), \quad j = \overline{1, n}, k \in N, \quad (1)$$

where $x(k)$, $\xi(k) \in R^n$, $u(k)$ are state, disturbance and control vectors accordingly, vector functions $f_j(x(k), u(k), k)$, $g_j(x(k), u(k), k)$ are given.

The least squares estimate $\hat{\alpha}_j(N)$ with variable forgetting factor $\lambda_j(i)$ ($\lambda_j(i) \in (0, 1]$, $\forall i$) for time-varying parameter vector α_j is derived as

$$\hat{\alpha}_j(N) = \arg \min_{\alpha_j} Q_j(\alpha_j, N), \quad j = \overline{1, n},$$

where $Q_j(\alpha_j, N) = \sum_{k=1}^N w_j(k, N) \xi_j^2(k)$, weight coefficients

$$w_j(N, N) = 1; \quad w_j(k, N) = \prod_{i=k}^{N-1} \lambda_j(i), \quad \text{if } k = \overline{1, N-1}.$$

The splitted recursive algorithms for the estimates $\hat{\alpha}_j(N)$ with minimal norm by least squares method with variable forgetting factor for system (1) with time-varying parameters α_j and for weighted

residual sums of squares $q_j(N) = Q_j(\mathcal{E}_j(N), N)$, $(j = \overline{1, n})$ are suggested.

These results are spread on continuous nonlinear dynamic systems with corresponding structure too.

ABOUT COMPARISON OF PERSPECTIVE VARIANTS OF DEVELOPMENT OF THE HYDRAULIC POWER ENGINEERING IN RUSSIA WITH TAKING ACCOUNT OF RISKS OF LOST OPPORTUNITIES

Dmytro V. Stefanyshyn

SHC «The B.E. Vedeneev VNIIG», Saint-Petersburg;
The National University of water management and natural
recourses use, Rivne

dvstefanyshyn@yahoo.com

The hydraulic power engineering is the unique sphere of the human technogenius activity, weighed down of high level of data uncertainty on decision making. The uncertainty is offered by imperfection of various geological, hydrological and other records, ambiguity of expert data about cost and power characteristic of power units etc [1, 2].

The paper presents methodology fundamentals of pair wise comparison of acceptable alternatives and some results of the comparison of two strategic variants (the first variant designated as a_1 and determined as the “minimal” one, and the second variant a_2 determined as the “maximal” one) of development of the hydraulic power engineering in Russia, which are discussed per perspective view towards 2020. Fundamentals for the comparison of the variants were anticipatory cost and power data of new aggregate capacities planed to set into operation.

Granting the uncertainty of available data the comparison of the variants was run in the framework of assessment of risks. The optimal decision d_{opt} was arranged according to such common principle:

$$d_{opt} = \{a_{i,opt} \mid a_{i,opt} \in A \wedge r_{i,opt} = \min(r_{i,j})\}, \quad (1)$$

where $A = \{a_i\}$ is a set of acceptable alternatives, $i = \overline{1, n}$; n is a number of the alternatives; $r_{i,j}$ are total risks inherent to variants a_i , $i = \overline{1, n}$, provided of being of alternatives a_j , $j = \overline{1, n}$, $j \neq i$.

Risks $r_{i,j}$ were expressed and estimated as linear combinations of proper risks l_i of variants, relating to each of variants under matching, and risks of lost opportunities g_j , originating due to refusal possible benefits inherent to alternatives a_j :

$$r_{i,j} = l_i + g_j; i, j = \overline{1, n}, j \neq i. \quad (2)$$

Matching two variants a_1, a_2 we'll have got

$$r_{1,2} = l_1 + g_2; r_{2,1} = l_2 + g_1. \quad (3)$$

Proper risk components of variants were estimated according to costs of variants related to installation of auxiliary new aggregate capacities. Risks of lost opportunities were estimated subject to installation of alternative auxiliary new aggregate capacities.

In order to reduce the risk assessment problem risk products l_i, g_j were supposed to be equivalent ones. It was stated that financial capabilities of the generating Enterprise (the Federal Hydrogenerating Company HYDROOGK, Russia) would permit to realize whatever of variants under the comparison with equal efficiency, i.e. whatever auxiliary costs might be successfully compensated per advantages from using of corresponding auxiliary generating capacities.

In order to match risk products l_i, g_j used were scores of costs (dollars) and new aggregate capacities (watts), viewed as risks ranked according to a unified logarithmic scale with the scale length $L = 9$. A risk score value Iy_k of a component y_k was presented as

$$Iy_k = \mu_k \cdot \lg y_k + y_{k,0}, \text{ if } y_k > 0, \text{ and } Iy_k = 0, \text{ if } y_k = 0, \quad (4)$$

where $\mu_k = \frac{L}{\lg y_{k,\max} - \lg y_{k,\min}}$, $y_{k,0} = -\mu_k \lg y_{k,\min}$, and $y_{k,\max}$, $y_{k,\min}$ are the maximal and the minimal values of $y_k > 0$.

Besides, total risks were estimated with assumption of three tentative scenarios of the socio-economical development in Russia, determined as favorable, complicated and unfavorable scenarios. It has been recovered that risks of lost opportunities can introduce significant deposits into total risks, determining the optimal alternative.

References

- 1 The use of risk analysis to support dam safety decisions and management. Trans. of the 20-th Int. Congress on Large Dams. Vol. 1. Q. 76. Beijing-China. 2000.
- 2 Bulletin on Risk Assessment. Risk Assessment in Dam Safety Management, 2003.

DETECTION OF CHANGES IN THE STATE OF TECHNICAL DEVICES' AT THE STAGE OF BRANCH TESTING

Stepanchenko T.¹, Golikova V.¹, Emmenegger J.-F.²,
Pervukhina E.¹

¹Sevastopol National Technical University, Ukraine

²University of Fribourg, Switzerland

¹elena@pervuh.sebastopol.ua

²Jean-Francois.Emmenegger@unifr.ch

Actually the decision theory, the theory of diagnostic of complex technical objects and the quality control theory are well developed. Nevertheless, investigations are needed, to create new systems of decision making concerning the technical devices of states, based on modern methods of data processing and corresponding to the high actual standard of devices' complexity and quality.

This paper deals with the development of decision making at *branch testing* of devices just after the assemblage, using stochastic multivariate models. The models are built for their diagnostic

parameters and take into account the dependences between parameters. The software is oriented to increase the efficiency of testing and control.

The main goal of *branch testing* is to separate the usable devices from those ones which cannot be used anymore [1]. One distinguishes between structural and diagnostic parameters of the devices [2]. The diagnostic parameters are measured during the branch testing procedure to make decision on the devices' capability to be exploited.

The variables corresponding to the device diagnostic parameters at a given working regime are modeled by a stationary stochastic process. Devices without failure remain statistically identical for a long time of their exploitation [2]. At a regime change the stochastic process becomes non stationary, but the correlations between different processes are stationary. In this case the univariate processes is considered as an element of a multivariate process that characterizes the devices' technical state. The decisions are made on the basis of the dynamics of the coefficients of dependence between those elements [3].

At the stage of estimation of the technical state of the devices, during the branch testing procedure, the following situation arises. The modification of the devices' technical state and, consequently, deviations of the structural parameters from the nominal values lead to the modification of the coefficients, describing the dependence between the diagnostic parameters. Thus, the appearing mathematical problem is to describe by a multivariate vector of parameters, measured at equal time intervals, grasping the point of transit of the object from one state to another and to detect the dynamics of the coefficients of dependence between the processes.

This approach has been developed [4]. The problem to solve is an algorithm described by following procedures:

- 1) Current detection of the changes of the variances of the elements' differences;
- 2) Current detection of the changes of the means of the elements' differences;
- 3) Current detection of the changes of the variances of the coefficients of the linear combination between of different processes' elements;

4) Current detection of the changes of means of the coefficients of the linear combination between of different processes' elements;

5) Calculation of the Kullback information divergence between the diagnostic parameters of the devices for the current state and the etalon state.

The main advantage of the proposed method is to exclude the operator from the decision making process that reduces the probability to make an incorrect decision, namely to carry a working device to the class of non-working devices and vice versa.

References:

- [1] Golikova V., Emmenegger J.-F., Pervukhina E., Stepanchenko T. Procedures for supporting of decision making at state control of technical devices // Proceedings of International Conference "Prediction and Decision Making under Uncertainties", Sudak, Ukraine, September, 2007. - P. 17-19.
- [2] Pervukhina E. (2006) The Method for Detection of Functional Deviations for Complex Technical Objects // Proceedings of the 31st ESReDA Seminar on Ageing. – P. 55-65.
- [3] Golikova V., Pervukhina E., Emmenegger J.-F., Cointegration of Control Parameter Time Series Measured on Motors at the Stage of Assemblage // International Journal of Applied Mathematics, 2008. – Vol. 42. – N 1. – P. 139–151.
- [4] Grebenuyk E. (2003) Detection of Feature Changing for Nonsationary Stochastic Processes // Automatic and Telemechanics, N12. – P. 44-49 (in Russian).

**SECOND-ORDER QUAISI-LINEARELLIPTIC EQUATIONS
WITH MATRIX OF GILBARG-SERRIN IN AND
NONLINEAR SEMI-GROUPS OF CONTRACTION IN L^p**

Yaremenko M.I.

Kiev, student of NTUU "KPI"

We consider the equation [1]

$$\lambda u - d \circ a \circ du + b(x, u, \nabla u) = f, \quad \lambda > 0, \quad \forall f \in W_{-1}^p, \quad (1)$$

where a is matrix of Gilbarg – Serrin $b(x, y, z)$ is a real-valued continuous function on $R^l \times R \times R^l$,

$$|b(x, u, \nabla u)| \leq \mu_1(x) |\nabla u| + \mu_2(x) |u| + \mu_3(x),$$

$$|b(x, u, \nabla u) - b(x, v, \nabla v)| \leq \mu_4(x) |u - v| + \mu_5(x) |\nabla(u - v)|,$$

$$|b^r(x, u, \nabla u)| \leq \mu_6(x) |\nabla u| + \mu_7(x) |u| + \mu_8(x),$$

$$|b^u(x, u, \nabla u)| \leq \mu_9(x) |\nabla u| + \mu_{10}(x) |u| + \mu_{11}(x), \quad (2)$$

$$|b^{\nabla u}(x, u, \nabla u)| \leq \mu_{12}(x) |\nabla u| + \mu_{13}(x) |u| + \mu_{14}(x),$$

where $\mu_i \in L_\infty, i = \{1, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12, 13, 14\}; \mu_2, \mu_3 \in L_p$.

The main results can be formulated as follows.

Theorem 1. Assume that the conditions (2) are satisfied, the equation (1) has unique solution which belong to W_1^p .

Theorem 2. Let be operator $\tilde{A}_\lambda^p$ is restriction of operator A_λ^p to L^p

Then - $\tilde{A}_\lambda^p$ generates a nonlinear contraction semi-group, that is, there exists a uniquely determined wean solution of following Cauchy problem.

$$\begin{cases} \frac{du(t)}{dt} = -\tilde{A}_\lambda^p(u(t)), t > 0 \\ u(0) = u_0 \end{cases}$$

Reference

1. Кухарчук М.М. Яременко М.М. Про однозначну розв'язність рівняння $\lambda u - ad^2u + \tilde{s} du = f, \quad \lambda > 0$, та побудову нелінійної

PARAMETERS IDENTIFICATION FOR POPULATION DYNAMICS MODEL WITH CONTINUOUS-TIME AGE

Zagorodniy Yu.

Kyiv National University of Taras Shevchenko; Ukraine

Voytenko V.

King's University College, Canada

yuzagor@ukr.net

In this abstract, we present an approach to identify functions in population process model with continuous-time age [1,2] for Canadian and Ukrainian dynamics [3]. The main consideration was given to functions identification of birth, mortality, migration and specific function “becoming mature”. Such functions could be defined analytically or by using specific numeric procedure.

The model is a linear system of partial differential equations, where the state variables are the population densities in each spatial patch, together with a boundary condition of integral type, the birth equation.

Population models are used in biology and ecology to model the dynamics of wildlife or human populations [1]. For social systems, element of population is a person or group of persons (for example, a family, region, county, state, etc). Demographic event means any changes in person status as an element of social system. These changes can cause transfer a particular person from one to another social group. Group usually means aggregate of population elements with similar features (for example, age, income, nationality, etc). As biological example, we can consider any cells aggregate as population. Some other samples from biological population are cultural plants, wild animals, bacterial cells, virus particles, etc.

Reference

1. Poluektov O. Dynamic theory of biological populations. Moscow: Science, 1974.-456с.
2. Staroverov O. O (1997). Basics of mathematical demography. Moscow: Science, 158p.
3. <http://www.statcan.ca>, <http://www.ukrstat.gov.ua>

МОДЕЛІ ОПТИМАЛЬНОГО КЕРУВАННЯ ДЛЯ СИСТЕМИ ІНТЕГРО - ДИФЕРЕНЦІЙНИХ РІВНЯНЬ ПАРАБОЛІЧНОГО ТИПУ

Акіменко В.В., Наконечний О.Г., Трофімчук О.Ю.

Київський національний університет імені Тараса

Шевченко

akvv@unicyb.kiev.ua

При моделюванні широкого класу задач, пов'язаних з фізичними, економічними, соціальними процесами, важливу роль грають моделі оптимального керування системами, що описуються інтегро - диференціальними рівняннями у частинних похідних. Для $y^{(k)}(x, t)$ ($k = \overline{1, m}$) в області $Q_T = \Omega \times (0, T)$ розглянемо початково-крайову задачу для системи інтегро-диференціальних рівнянь:

$$\begin{aligned} & y_t^{(k)} - L^{(k)}(y) + r^{(k)}(x, t, u) \sum_{s=1}^m \int_{\Omega} g^{(s)}(\xi, t, u) y^{(s)} d\xi = \\ & = y_t^{(k)} - \sum_{i=1}^n \left(\left(\sum_{j=1}^n a_{ij}^{(k)}(x, t) y_{x_j}^{(k)} + a_i^{(k)}(x, t, u) y_{x_i} - b_i^{(k)}(x, t, u) y_{x_i}^{(k)} \right) + \right. \\ & \left. + q^{(k)}(x, t, u) y^{(k)} + r^{(k)}(x, t, u) \sum_{s=1}^m \int_{\Omega} g^{(s)}(\xi, t, u) y^{(s)} d\xi = f^{(k)}(x, t, u) \right) \end{aligned} \quad (1)$$

де $y = (y^{(1)}, \dots, y^{(m)})$, $u(x, t) \in U$ - функція керування із множини керувань U . Область $\Omega = \{x | \bar{x}_i \leq x_i \leq \bar{x}_i, i = \overline{1, n}\}$. Визначимо

підобласті $\mathcal{G}^{(k)} \subset \Omega$:
 $\mathcal{G}^{(k)} = \{x | \bar{x}_i + \bar{\delta}_i^{(k)} \leq x_i \leq \bar{x}_i - \bar{\delta}_i^{(k)}, i = \overline{1, n}, k = \overline{1, m}\}$, де

$0 < \tilde{\delta}_i^{(k)}, \xi_i^{(k)} < 0.5(\bar{x}_i - \bar{x}_i)$. За умови $a_{ij} = a_{ji}$ коефіцієнти $a_{ij}(x, t)$ ($i, j = \overline{1, n}$) задовольняють:

$$1) a_{ij}^{(k)}(x, t) = 0, \quad x \in \overset{\circ}{\Omega}^{(k)} \subset \overset{\circ}{\Omega}^{(k)}, \quad t \in (0, T). \quad (2)$$

$$2) 0 < v\xi^2 \leq a_{ij}^{(k)}(x, t)\xi_i\xi_j \leq \mu_0\xi^2, \quad x \in \tilde{\Omega}^{(k)} = \Omega \setminus \overset{\circ}{\Omega}^{(k)}, \quad t \in (0, T),$$

де $v, \mu_0 > 0$ - задані константи, $\overset{\circ}{\Omega}^{(k)}$ - обмежені замкнуті області. Визначимо $\overset{\circ}{Q}_T^{(k)} = \overset{\circ}{\Omega}^{(k)} \times (0, T)$, $\tilde{Q}_T^{(k)} = \tilde{\Omega}^{(k)} \times (0, T)$.

$$y^{(k)} \Big|_{t=0} = \psi^{(k)}(x, u) \quad (4)$$

$$\left(\sum_{j=1}^n a_{ij}^{(k)} y_{x_j}^{(k)} + 0.5(a_i^{(k)} - b_i^{(k)}) y^{(k)} \right) \Big|_{S^{(i)}} = -\sigma^{(k)}(s, t, u) y^{(k)} \Big|_{S^{(i)}}$$

де $S^{(i)}$ - бокові орієнтовані поверхні паралелепіпеду Ω по змінним x_i . Коефіцієнти задачі (1) задовольняють умовам:

$$\left(\sum_{i=1}^n a_i^{(k)2}, \sum_{i=1}^n b_i^{(k)2}, |q^{(k)}| \right) \leq \mu_1, \quad \left| 0.5 \sum_{i=1}^n (a_i^{(k)} + b_i^{(k)})_{x_i} \right| \leq \mu_1, \quad (6)$$

$$\left(\max_{0 \leq t \leq T} \|r^{(k)}\|_{2, \Omega}, \max_{0 \leq t \leq T} \|g^{(k)}\|_{2, \Omega} \right) \leq \mu_2, \quad |\sigma^{(k)}(s, t)| \leq \mu_3$$

де $\mu_1, \mu_2, \mu_3 > 0$ - заданні константи. На просторі

$$\Sigma_J = \left\{ L_2(\overset{\circ}{Q}_T^{(1)}) \times V_2^1(\tilde{Q}_T^{(1)}) \times \dots \times L_2(\overset{\circ}{Q}_T^{(k)}) \times V_2^1(\tilde{Q}_T^{(k)}) \dots \times L_2(\overset{\circ}{Q}_T^{(m)}) \times V_2^1(\tilde{Q}_T^{(m)}) \times U \right\}$$

введемо також критерій якості керування $J(y^{(1)}, \dots, y^{(m)}, u)$. Задача оптимального керування для системи (1)-(5) має вигляд:

$$u^*(x, t) = \arg \inf_{u \in U} J(y^{(1)}, \dots, y^{(m)}, u) \quad (7)$$

Теорема 1. Нехай множини функцій $F^{(k)} = \{f^{(k)}(x, t, u) : u \in U\}$, $\Psi^{(k)} = \{\psi^{(k)}(x, u) : u \in U\}$ обмежені та слабо замкнені у просторах $L_{2,1}(Q_T)$, $L_2(\Omega)$. Функціонал $J(y^{(1)}, \dots, y^{(m)}, u) = J(y^{(1)}, \dots, y^{(m)})$ - слабо напівнеперервний знизу на просторі Σ_J . Тоді існує,

принаймні, одне оптимальне керування $u(x, t) \in U$ задачі (1)-(5), (7).

Теорема 2. Нехай коефіцієнти рівняння (1) задовольняють умовам (6), множини $\Phi_1^{(k)}$ - обмежені та слабо замкнені у просторах $L_{2,1}(\tilde{Q}_T^{(k)}) \times L_{2,1}(S_T)$, множини $\Phi_1^{(k)}$ та $\Phi_2^{(k)}$ - обмежені та слабо замкнені у просторах $W_2^{1,1}(\tilde{Q}_T^{(k)})$, функціонал

$J(y^{(1)}, \dots, y^{(m)}, u) = J(y^{(1)}, \dots, y^{(m)})$ - слабо напівнеперервний знизу на просторі Σ_J . Тоді існує, принаймні, одне оптимальне керування $u(x, t) \in U$ задачі (1)-(5), (7).

Побудовані моделі оптимального керування системою інтегро-диференціальних рівнянь використовується для моделювання кінетичних процесів хімічно-активних речовин у багатшарових середовищах з виродженою дифузією.

ГРАНИЧНА ТЕОРЕМА ДЛЯ ГІЛЛЯСТОГО ПРОЦЕСУ ІЗ ЗЛІЧЕНОЮ КІЛЬКІСТЮ ТИПІВ ЧАСТИНОК

Базилевич І., Єлейко Я.

Львівський національний університет ім. І. Франка
yikts@yahoo

Розглядаємо послідовність гіллястих процесів Гальтона-Ватсона із зліченною кількістю типів частинок $\xi_n(\varepsilon) = (\xi_n^1(\varepsilon), \dots, \xi_n^d(\varepsilon), \dots)$ ($n = 0, 1, 2, \dots$), які залежать від деякого малого параметра $\varepsilon > 0$. За означенням j -компонента вектора $\xi_n(\varepsilon)$ трактується як кількість частинок j -го типу в n -му поколінні.

Твірну функцію процесу позначимо через

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

де ε - параметр серії, $\vec{s} = (s_1, \dots, s_d, \dots)$,

$$F_\varepsilon^j(\vec{s}) = M_j s_1^{\xi_1^1(\varepsilon)} \dots s_1^{\xi_1^d(\varepsilon)} \dots$$

У формулі M_j – умовне математичне сподівання, при умові, що в початковий момент часу була одна частинка j типу.

Математичне сподівання (середню кількість) нащадків типу j від однієї частинки типу i позначимо через $a_{ij}(\varepsilon)$, тобто

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

$$\text{Покладемо } A_\varepsilon = \|a_{ij}(\varepsilon)\|_{i,j=1}^\infty$$

Також означимо норму матриці оператора A .

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

і вважаємо, що норма операторів A_ε і норма граничного оператора

$$\lim_{\varepsilon \rightarrow 0} A_\varepsilon = A \quad (1)$$

є скінченною.

Припустимо, що матриця A нерозкладна і її перонів корінь дорівнює одиниці. Позначимо через $\vec{u} = (u_1, \dots, u_d, \dots)$ і $\vec{v} = (v_1, \dots, v_d, \dots)$ відповідно правий і лівий інваріантні вектори матриці A з додатними координатами і для яких виконується умова

$$\sum_{i=1}^\infty v_i = 1, \quad \sum_{i=1}^\infty v_i u_i = 1.$$

Очевидно також необхідно, щоб $\sum_{i=1}^\infty u_i < \infty$.

Вибираємо нормування $b_\varepsilon \rightarrow \infty$ при $\varepsilon \rightarrow 0$ і позначимо

$$\frac{1}{\varepsilon} b_\varepsilon \left[\sum_{j=1}^\infty v_j F_\varepsilon^j \left(e^{\lambda u_1 / b_\varepsilon}, \dots, e^{\lambda u_d / b_\varepsilon}, \dots \right) - e^{\lambda / b_\varepsilon} \right] = H(\vec{\lambda}),$$

$$\lambda \leq 0.$$

Припустимо, що при $\varepsilon \rightarrow 0$ має місце розклад

$$\sum_{k,j} v_k a_{kj}(\varepsilon) u_j = 1 + \varepsilon c + o(\varepsilon), \quad (2)$$

де c – деяка стала

Розглядаємо сімейство випадкових процесів

$$v_t(\varepsilon) = (v_t^1(\varepsilon), \dots, v_t^d(\varepsilon), \dots),$$

$$\text{де } v_t^j(\varepsilon) = \frac{\xi_{[t/\varepsilon]}^j(\varepsilon)}{b_\varepsilon}, \quad \xi_0^j(\varepsilon) = [x^j b_\varepsilon], \quad x^j \geq 0, \quad 0 < \sum_i x^i < \infty.$$

Тоді має місце теорема

Теорема. Якщо в умовах

$$H_\varepsilon(\lambda) \rightarrow H(\lambda), \quad H'(0) = 0, \quad (3)$$

то скінченновимірні розподіли процесів $v_t(\varepsilon)$ слабо збігаються при $\varepsilon \rightarrow 0$ до скінченновимірних розподілів процесів $\mu_t v$, де μ_t – одновимірних процесів з неперервним фазовим простором і кумулянтою $H(\lambda)$ і $\mu_0 = \sum_{i=1}^{\infty} u_i x^i$.

Література

1. Алиев С.А. Предельная теорема о сходимости процессов Гальтона-Ватсона с несколькими типами частиц к одномерному процессу Иржины // Труды Института Математики и Механики АН Азерб. Баку, 1995, т.3, с. 110-116.

ОПТИМИЗАЦИЯ ОЦЕНОК МИНИМУМА ВЫПУКЛЫХ ЦЕЛЕВЫХ ФУНКЦИЙ В КОМБИНАТОРНЫХ ОПТИМИЗАЦИОННЫХ ЗАДАЧАХ ПРИНЯТИЯ РЕШЕНИЙ

А.В. Баранов

aleksey.baranov@gmail.com

И.В. Гребенник

grebennik@onet.com.ua

Рассматривается задача оптимизации:

$$\varphi(x) \rightarrow \min, Cx \leq d, x \in E,$$

где $\varphi(x)$ – выпуклая (сильно выпуклая с параметром $\rho > 0$) на выпуклом множестве $V \supset \text{conv } E$ функция, $C = [C_{ij}]_{m \times n}$, $c_{ij} \in R$, $d \in R^m$, E – комбинаторное множество.

Пусть функция $\varphi(x)$ выпукла и дифференцируема на выпуклом множестве $V \supset E$. Справедливы оценки минимума $\varphi(x)$:

$$\min_{y \in P} \varphi(y) \geq \varphi(x) - (\nabla \varphi(x), x) + \min_{y \in P} (\nabla \varphi(x), y), \quad (1)$$

$$\min_{x \in P} \varphi(x) \geq \varphi(y^*) + \rho \cdot \min_{x \in P} \|x - y^*\|^2, \quad (2)$$

$$\min_{y \in P} \varphi(y) \geq \varphi(x) - \frac{1}{4\rho} \|\nabla \varphi(x)\|^2 + \rho \min_{y \in P} \left\| y - x + \frac{1}{2\rho} \nabla \varphi(x) \right\|^2, \quad (3)$$

где $x \in V$, $y^* = \arg \min_{y \in V} \varphi(y)$, $P = \{x \mid x \in E \subset R^n, Cx \leq d\}$.

Минимум в правых частях неравенств (1)-(3) определяется в зависимости от вида комбинаторного множества E . Оценки (1)-(3) зависят от выбора точки $x \in V$ и параметра ρ , что дает возможность проводить оптимизацию их значений по этим параметрам с целью получения возможно большего значения оценок минимума. В данной работе оценки (1)-(3) оптимизированы для случаев, когда E принадлежит классу композиционных k -образов комбинаторных множеств, в

частности, является множеством перестановок E_{nk} , перестановок кортежей ET_{nk}^m и композицией перестановок EW_N . Для этого использованы методы недифференцируемой оптимизации и решения задачи оптимизации линейной функции с линейными ограничениями на данных классах комбинаторных множеств. Проведены вычислительные эксперименты для случаев $P = E$, $P \subset E$. Исследовано использование результатов в задачах принятия решений.

ТРИКРОКОВИЙ ІТЕРАЦІЙНИЙ МЕТОД ДЛЯ РОЗВ'ЯЗУВАННЯ СИСТЕМ НЕЛІНІЙНИХ РІВНЯНЬ

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

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

Розглядається задача розв'язування системи нелінійних алгебраїчних рівнянь

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

Пропонується ітераційний метод для розв'язування (1)

$$u_k = x_k - [Q_k]^{-1} P(x_k) \quad (2)$$

$$v_k = x_k - \beta_k Q_k^T P(x_k) \quad (3)$$

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

де $\lambda_k = \arg \min_{\lambda} (f(u_k + \lambda(v_k - u_k)))$; $f(x) = \frac{1}{2} (P(x), P(x))$.

Параметр $\beta_k > 0$ вибирають таким чином, щоб задовольнити умову монотонного спадання функції $f(x)$.

Матриця Q_k - апроксимація матриці Якобі, для якої виконується умова:

$$\|P'(x_k) - Q_k\| \leq C \|P(x_k)\|^\gamma,$$

де $c_1 > 0$, $\gamma \in (0; 1]$.

Сформульована та доведена теорема, про швидкість збіжності запропонованого ітераційного алгоритму.

У випадку “поганого” початкового наближення формулу (2) можна замінити формулою $u_k = x_k - \alpha_k [Q_k]^{-1} P(x_k)$, де $\alpha_k \in (0;1]$.

Проведені числові дослідження дозволяють стверджувати, що запропонована модифікація показала кращу, в сенсі кількості обчислень, збіжність, ніж методи на основі яких вона побудована. Особливо цей ефект відчутний у випадку, коли матриця Якобі в точці розв’язку вироджена.

МОДИФІКАЦІЯ МЕТОДУ ХОРД РОЗВ’ЯЗУВАННЯ ЗАДАЧ МІНІМІЗАЦІЇ

Бартіш М. Огородник Н.

Львівський національний університет ім. І.Франка

ktop@franko.lviv.ua

Розглянемо задачу безумовної мінімізації вигляду

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

де $f: R^n \rightarrow R$. Для розв’язування (1) існує ряд методів – градієнтні, типу Ньютона, різницеві аналоги та інші. Кожний з методів має свої недоліки та переваги. В [1] для розв’язування задачі (1) було запропоновано клас методів, який є комбінацією вже відомих методів і дає можливість ефективніше використовувати отриману на кожній ітерації інформацію про функцію та її похідні.

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

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

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

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

Ми пропонуємо в ролі матриці A_k у (2) вибрати матрицю вигляду $A_k = f''(x_k, x_{k-1})$ - розділених різниць першого порядку

градієнта $f'(x)$, що задовольняє умові $f'(x_k, x_{k-1})(x_k - x_{k-1}) = f'(x_k) - f'(x_{k-1})$ [2]. Тоді (2) буде представляти метод хорд.

Параметри $\alpha_k > 0$ і $\beta_k > 0$ повинні забезпечувати монотонне спадання функції $f(x)$.

Досліджено збіжність алгоритму (2)-(5), показано, що швидкість збіжності не менша, ніж $\frac{1+\sqrt{5}}{2}$ - швидкість збіжності методу хорд.

Алгоритм (2)-(5) був протестований на конкретних прикладах і виявив свою ефективність, в сенсі кількості обчислень, по відношенню до базових методів.

Література

1. М.Бартіш, О.Ковальчук, Н.Огородник. Трикрокові методи розв'язування задач безумовної мінімізації // Вісн. Львів. Ун-ту. Серія прикладна математика та інформатика. – 2007.- Вип. 13. – С. 3-10
2. Васильев Ф.П. Численные методы решения экстремальных задач. М.: Наука, 1988

ФОРМУВАННЯ ВИСНОВКУ В ДИНАМІЧНИХ МЕРЕЖАХ БАЙЄСА

Бідюк П.І.¹, Гасанов А.С.², Кроптя А.В.¹

¹ІПСА НТУУ «КРІ» peter@bidyuk.carrier.kiev.ua

²МНУЦ НАН і МОН України ayding44@rambler.ru

Формально мережа Байєса (МБ) – це трійка $\mathbf{N} = \langle \mathbf{V}, \mathbf{G}, \mathbf{J} \rangle$, де $\mathbf{V}$ – множина змінних; $\mathbf{G}$ – спрямований ациклічний граф, вузли якого відповідають випадковим змінним модельованого процесу; $\mathbf{J}$ – спільний розподіл ймовірностей змінних $\mathbf{V} = \{X_1, X_2, \dots, X_n\}$ [1]. Стосовно множини змінних виконується марковська умова, тобто кожна змінна мережі не залежить від усіх інших змінних, за винятком її батьківських попередників. Нехай $X(t)$ – вектор змінних стану в момент

часу t , $S(t)$ – вектор змінних (свідчень), що вимірюються в будь-який момент t часового інтервалу, на якому моделюється процес. Задача побудови мережі та формування висновку на її основі може бути розв’язана таким чином. Припустимо, що виміри представляють собою стаціонарний процес, тобто процес, статистичні характеристики якого не змінюються в часі: $p(u(k) | par(u(k)))$ – незмінне для будь-якого моменту часу на інтервалі, що розглядається; тут $par(u(k))$ – характеризує стан батьківських вузлів (змінних) для $u(k)$. Самий простий випадок, коли поточний стан залежить тільки від попереднього стану, тобто модель переходу із стану в стан має вигляд: $p(X(k) | X(0:k-1)) = p(X(k) | X(k-1))$. Накладаються також обмеження на батьківські вузли для вимірів (свідчень): $p(S(t) | X(0:k), S(0:k-1)) = p(S(t) | X(t))$.

Іншими словами, виміри – це „свідчення” в термінології МБ. В залежності від того, яка модель використовується і за яким алгоритмом формується ймовірнісний висновок, можливі такі цілі: (1) фільтрація даних (знань); (2) прогнозування стану; (3) згладжування даних та (4) уточнення ситуації. Фільтрація означає отримання правдоподібної ймовірнісної оцінки стану процесу. Тобто можна отримати апостеріорний розподіл поточного значення змінної стану при умові, що відомі виміри (свідчення) на поточний момент включно. Формально це можна записати так: $p(X(k) | S(1:k))$. Результат фільтрації можна спрогнозувати на крок $(k+1)$, використовуючи свідчення $S(k+1)$, за виразом:

$$\begin{aligned} p(X(k+1) | S(1:k+1)) &= f[S(k+1), p(X(k) | S(1:k+1))] = \\ &= p(X(k+1) | S(1:k), S(k+1)) = \\ &= \alpha p(S(k+1) | X(k+1), S(1:k)) p(X(k+1) | S(1:k)) = \\ &= \alpha p(S(k+1) | X(k+1)) p(X(k+1) | S(1:k)) \end{aligned}$$

де α – константа, яка нормує результат таким чином, щоб він не перевищував 1. Член $p(X(k+1) | S(1:k))$ представляє собою

попередню оцінку однокрокового прогнозу, а член $p(S(k+1) | X(k+1))$ оновлює однокроковий прогноз за допомогою останнього виміру (свідчення). Тепер можна записати вираз для однокрокового прогнозу із врахуванням всіх можливих складових вектора стану:

$$\begin{aligned} p(X(k+1) | S(1:k+1)) &= \alpha p(S(k+1) | X(k+1)) \times \\ &\times \sum_{i=1}^n p(X(k+1) | x_i(k), S(1:k)) \cdot p(x_i(k) | S(1:k)) = \\ &= \alpha p(S(k+1) | X(k+1)) \sum_{i=1}^n p(X(k+1) | x_i(1:k)) \cdot p(x_i(k) | S(1:k)) \end{aligned}$$

Задача прогнозування ґрунтується на обчисленні розподілу ймовірностей для майбутнього стану за умови врахування наявної інформації на поточний момент часу: $p(X(k+l) | s(1:k))$, $l > 0$. Таким чином, ДМБ – це ймовірнісні моделі динамічних процесів та систем для розв’язання задач формування ймовірнісного висновку щодо нових можливих станів. В кожний момент часу ДМБ може містити довільне число змінних стану $X(k)$ та свідчень (вимірів) $S(k)$.

Література

1. Терентьев А.Н., Бидюк П.И. Эвристический метод построения байесовских сетей // Математические машины и системы, 2006, №3, с. 12 – 23.

ОПТИМАЛЬНЕ ТЕХНІЧНЕ ОБСЛУГОВУВАННЯ В СКЛАДНИХ СИСТЕМАХ З БАГАТЬМА СТАНАМИ

Бірюков Д.С.

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

На етапі проектування складних технічних систем з множини варіантів реалізації системи обирається такий, що в певному розумінні є оптимальним за техніко-економічними показниками. Застосування засобів підвищення надійності,

зокрема проведення технічного обслуговування (ТО) елементів системи [1,2], дозволяє покращити значення показників варіанту реалізації системи. Тому на етапі проектування необхідно визначати оптимальний план ТО, а очікуваний ефект від його проведення враховувати при розрахунках показників системи. Розглядається складна система з багатьма станами (СБС), що функціонує на інтервалі часу $T=[t_0, t^*]$. Тривалості θ_i проведення ТО елементів $i \in I = \{1, 2, \dots, n\}$ системи є заданими. Моменти початку ТО $x_i \in X_i = [t_0, t^* - \theta_i]$, $i \in I$, визначають план $x = (x_1, x_2, \dots, x_n) \in X = \prod_{i \in I} X_i$ проведення ТО. Нехай

$\{y_i(x_i, t) \in S_i \subset N, t \in T\}$ - випадковий процес, значення $y_i(x_i, t)$ відповідає стану елемента $i \in I$ з врахуванням проведення ТО в період $[x_i, x_i + \theta_i]$. Стани елементів впливають на стан системи, що моделюється випадковим процесом $\{y(x, t) \in S \subset N, t \in T\}$. Залежність стану системи від станів елементів задається за допомогою логіко-графічних методів або в аналітичному вигляді. Обчислення ймовірностей $p_s(x, t) = P\{y(x, t) = s\}$, $s \in S$, при заданих $p_i^{(s)}(x_i, t) = P\{y_i(x_i, t) = s\}$, $s \in S_i$, $i \in I$ здійснюється на основі підходу запропонованого в [3].

Вибір плану $x \in X$ проведення ТО впливає на показники функціонування СБС:

- очікувану ефективність

$$E_U(x) = \sum_{s \in S} \int_T u_s p_s(x, t) dt, \quad (1)$$

де u_s - ефективність функціонування та (або) втрати від відмов системи в стані $s \in S$;

- коефіцієнт готовності

$$A(x) = \frac{1}{|T|} \sum_{s \in S} \int_T p_s(x, t) I_{[u_s \geq w(t)]} dt, \quad (2)$$

де $w(t)$ - задані вимоги до ефективності системи, індикаторна

функція $I_{[a]} = \begin{cases} 1, & \text{якщо } a \text{ є істиною,} \\ 0, & \text{інакше;} \end{cases}$

- очікуване відхилення ефективності:

$$E_D(x) = \sum_{s \in S} \int_T \mu(w(t), u_s) p_s(x, t) dt, \quad (3)$$

де $\mu(w(t), u_s)$ - задана неперервна невід'ємна функція.

При плануванні проведення ТО необхідно враховувати:

- поетапні обмеження на використання ресурсів,

$$\sum_{i \in I} c_{il} \cdot I_{[x_i \in T_h]} \leq B_{hl}, \quad h \in H = \{1, 2, \dots, h^*\}, \quad l \in L = \{1, 2, \dots, l^*\}, \quad (4)$$

де c_{il} - витрати ресурсу $l \in L$ на проведення ТО елемента $i \in I$,
 T_h - етап $h \in H$ функціонування системи ($\bigcup_{h \in H} T_h = T$,

$T_h \cap T_k = \emptyset, h \neq k \in H$), B_{hl} - об'єм ресурсу $l \in L$ наданий для проведення ТО на етапі $h \in H$;

- обмеження на одночасне проведення ТО для більше ніж $k_l - 1$ елемента з $H_l^1 \subset I, l \in L_1 = \{1, 2, \dots, l_1^*\}$,

$$\bigcap_{i \in H_l^{(j)}} [x_i, x_i + \theta_i] = \emptyset, \quad j = 1, 2, \dots, C_{n_l}^{k_l}, \quad l \in L_1, \quad (5)$$

де $H_l^{(j)}$ - k_l -елементні підмножини $H_l^1, j = 1, 2, \dots, C_{n_l}^{k_l}, l \in L_1$.

Задача оптимального планування ТО для складної СБС полягає в визначенні плану $x \in X$, що оптимізує обраний показник з (1)-(3) з врахуванням обмежень (4)-(5), для її розв'язання розроблено генетичний алгоритм.

Література

- 1 Модели и алгоритмы оптимизации надежности сложных систем / В.Л.Волкович, А.Ф.Волошин, В.А.Заславский, И.А.Ушаков / Под ред. В.С.Михалевича.-К.: Наук.думка, 1992.-312 с.
- 2 Lisnianski A., Levitin G. Multi-state system reliability: Assessment, optimization and applications. World Scientific, 2003.-376 p.
- 3 Бірюков Д.С. Про обчислення показників надійності складних системи з багатьма станами // Вісн. Київськ. ун-ту. Сер.: фіз.-мат. наук.-2005.-Вип.3.-С. 193-199.

**ВИКОРИСТАННЯ МЕТОДІВ АСИМПТОТИЧНО-
РОЗВ'ЯЗУЮЧИХ ОПЕРАТОРІВ В АЛГОРИТМАХ
ПІДВИЩЕНОЇ ТОЧНОСТІ ДЛЯ ПОБУДОВИ РОЗВ'ЯЗКІВ
ЗАДАЧ КОШІ ТА КРАЙОВИХ ЗАДАЧ**

Бейко І.В., Зінько П.М.

Важливою складовою системного аналізу є побудова адекватних комп'ютерних моделей причинно-наслідкових залежностей для тих підсистем, які описуються системами диференціальних рівнянь та рівнянь з частинними похідними. Для побудови адекватних комп'ютерних моделей підвищеної точності у даній роботі використовуються методи асимптотично розв'язуючих операторів, які побудовані для інтегро-диференціальними рівнянь загального вигляду

$$f(t, x, u) = f^0 \left(x(t_0), u, \dot{x}(t), x(t), u(t), t, \int_{D(t, u, x)} f^1(x(s), u(s), s, x(t), u(t), t) ds \right) = 0,$$

За допомогою асимптотично-розв'язуючого оператора $G(\tau)$ s -го порядку за параметром h , $G(h) = v(x(t+h)) + O(h^s)$. побудовано алгоритми високого порядку точності для обчислення розв'язків задачі Коші

$$dx(\tau)/d\tau = f(x(\tau), \tau), \quad x(t) = x^0,$$

та крайових задач. Доведено, що в умовах ліпшицевої похідної f'_x асимптотично-розв'язуючий оператор $G(h)$ s -го порядку, $s = k + l + 1$, визначається рівнянням

$$G(h) = Q(t+h)p(t+h) + \int_t^{t+H} Q(\tau) (f(p(\tau), \tau) - dp(\tau)/d\tau) d\tau.$$

де $Q(\tau)$, $A(\tau) = f'_x(p(\tau), \tau)$, $p(\tau)$ - розв'язки асимптотичних на інтервалі $\tau \in [t, t+h]$ рівнянь

$$dQ(\tau)/d\tau = -Q(\tau)A(\tau) + O(h^k), \quad p(\tau) = x(\tau) + O(h^l), \quad p(t) = x(t), \cdot$$

З використанням інтерполяційних поліномів Лагранжа побудовані оператори $G(h)$ для розв'язування задачі Коші з високим порядком точності. Зокрема, з використанням полінома Лагранжа

$$p_3(\tau) = \frac{1}{2h^2} [x(t)(\tau-t-h)(\tau-t-2h) - \\ - 2x(t+h)(\tau-t)(\tau-t-2h) + x(t+2h)(\tau-t)(\tau-t-h)].$$

та відповідного наближення

$$p_3(t+3h) = x(t) - 3x(t+h) + 3x(t+2h).$$

$$\dot{p}_3(\tau) = [x(t)(2\tau-2t-3h) - 4x(t+h)(\tau-t-h) + \\ + x(t+2h)(2\tau-2t-h)] / (2h^2).$$

отримаємо наступну формулу для обчислення $x(t+3h)$ з точністю $O(h^5)$,

$$x(t+3h) = x(t) + 3h \{ f(x(t), t) + 3f(x(t+h), t+h) + 3f(x(t+2h), t+2h) + \\ + f(p_3(t+3h), t+3h) + 3f'_x(p_3(t+3h), t+3h) [h(f(x(t), t) + \\ + 2f(x(t+h), t+h) + f(x(t+2h), t+2h)) + 2x(t) - 2x(t+2h)] \} / 8.$$

$$f(x(t+3h), t+3h) = f(p_3(t+3h), t+3h) + \\ + f'_x(p_3(t+3h), t+3h) [x(t+3h) - p_3(t+3h)]$$

Побудовані також числові методи четвертого і п'ятого порядку з використанням формули Тейлора.

Побудовані явні і неявні схеми для нелінійних задач Дарсі та для дифузійних процесів $\frac{\partial u(x,t)}{\partial t} = \frac{\partial}{\partial x} \left(k(x) \frac{\partial u(x,t)}{\partial x} \right) + \varphi(x,t)$.

ОПТИМІЗАЦІЯ ТЕХНОЛОГІЧНИХ СИСТЕМ ДЛЯ ПІДВИЩЕННЯ ІНТЕНСИФІКАЦІЇ ВУГЛЕВОДНІВ В СВЕРДЛОВИНАХ

Бодачівська Л.Ю.

Інститут біоорганічної хімії та нафтохімії НАНУ

Розв'язується багатокритеріальна задача з підбору технологічної системи для технологічного процесу інтенсифікації припливу вуглеводнів в свердловинах. Оптимальні технологічні системи знайдені як розв'язок оптимізаційної задачі

$$\min_{u \in L_2(\Omega), y \in L_2(\Omega)} \|y - y_d\|_{L_2(\Omega)}^2 + \|u\|_{L_2(\Omega)}^2, \quad (1)$$

$$Ly = u, \quad (2)$$

$$y \geq 0, \quad (3)$$

де y - стан системи, u - керування процесом.

Допустимо $\Omega \subset R^d, d = 1, 2, \dots, n$ область з гладкою границею, $x \in \Omega$ - незалежна просторова змінна. Нехай (2)

лінійне еліптичне рівняння з $Ly = -\operatorname{div}(a(x) \nabla y) + c(x)y$ із симетричним та строго додатнім $a(x) \in R^{d \times d}$ і $c(x)$ додатній в ненульовій підмножині є еліптичний диференціальний оператор другого порядку; $a(x), c(x)$ - плавно змінюються. Граничні умови рахуються Неймановськими.

Щоб застосувати метод внутрішньої точки, ми припускаємо, що існує така точка $(\tilde{u}, \tilde{y}) \in L_2(\Omega) \times H_2(\Omega)$, що задовольняє умові (2) і що строго виконується (3). Це означає,

$$\inf_{\tilde{y} \in L_2(\Omega)} \tilde{y} = d_{\min}.$$

Наші припущення припускають, що задача (1)-(3) має один розв'язок в просторі $L_2 \times H_2$ і позначимо його (u^*, y^*) .

Таким чином, побудований алгоритм дозволяє, за допомогою розв'язуючих операторів, оперативно оптимізувати моделі комплексної технології інтенсифікації припливу вуглеводнів в свердловинах.

Література:

1. Бейко І.В., Бублик Б.М., Зінько П.М. Методи і алгоритми розв'язування задач оптимізації. -- К.: Вища школа. Головне вид-во, 1983. -512 с.

ОБ ОПТИМИЗАЦИИ ВЕЛИЧИНЫ СТРАХОВОГО ФОНДА ПРИ ПОВТОРЯЮЩИХСЯ КАТАСТРОФИЧЕСКИХ РИСКАХ

Бойко С.В.,

Институт Кибернетики Им. В.М. Глушкова НАН Украины
Serhiy.Boyko@gmail.com

Постановки задач об оптимальном размещении и страховании инвестиций при повторяющихся катастрофических рисках рассматриваются в работах [1-3].

Пусть имеется n объектов для потенциального инвестирования. Инвестиции осуществляются поэтапно во время $t = 1, 2, \dots$. Поскольку наличных средств в начальный этап t_0 для построения всех объектов недостаточно, плановый горизонт задачи делится на два периода: период строительства и период получения прибыли. A_{t-1} – множество объектов, построенных к этапу $(t-1)$, на этапе t строится множество объектов A' . Величина фонда самострахования $s(A_t)$ зависит от текущего набора построенных объектов, их месторасположения и их устойчивости к паводкам. С завершением этапа строительства устанавливается максимальный размер фонда $s_t = s(A)$. Пусть Π – пространство элементарных событий π_t , π_0 – событие, при котором не происходит катастрофы. Π – множество возможных событий к моменту t , $\pi^t = (\pi^0, \pi^1, \dots, \pi^t)$ – его элементы, $\pi^t \in \Pi$. Обозначим через $u_{i\pi^t}$ – инвестиции в ремонт объекта i на этапе t при событии π^t , которое уменьшает стоимость объекта i с коэффициентом $b_{i\pi^t}$, $x_{i\pi^t}$ –

инвестиции в объект $i \in A^{\text{шт}}$ на этапе t . $(x_{i\pi^0}, s_{\pi^0})$ – начальное состояние системы. Средства s_{π^t} формируются из процентов $100v_t$ со свободного капитала $v_t s_{\pi^{t-1}}$ и прибыли от действующих объектов $\sum_i r_i(x_{i\omega^{t-1}}), i \in A_{\omega^{t-1}}$, за вычетом затрат на ремонт повреждённых $\sum u_{i\omega^t}, i \in A_{\omega^{t-1}}$ и строительство новых объектов $\sum x_{i\omega^t}, i \in A^{\omega^t}$, которое осуществляются из наличных средств $s_{\pi^t} - s(A_{\pi^{t-1}})$, т.е., средства фонда самострахования для строительства не используются. Динамика по времени системы строящихся объектов и денежного фонда при каждом сценарии π^t описывается на первом этапе соотношениями:

$$x_{i\pi^t} = \alpha_{i\text{шт}} x_{i\pi^{t-1}} + u_{i\text{шт}}, \quad (1)$$

$$s_{\pi^t} = (1 + v_t) s_{\pi^{t-1}} - \sum_{i \in A_{\pi^{t-1}}} u_{i\pi^t} + \sum_{i \in A_{\pi^{t-1}}} r_i(\alpha_{i\text{шт}} x_{i\pi^{t-1}}) - \sum_{i \in A^{\pi^t}} x_{i\pi^t}, \quad (2)$$

$$\sum_{i \in A^{\text{шт}}} x_{i\text{шт}} + s(A^{\text{шт}}) \leq s_{\pi^t} - s(A_{\pi^{t-1}}), \quad (3)$$

на втором этапе поступающие средства направляются на выплату дивидендов y_t :

$$s_{\pi^t} = (1 + v_t) s_{\pi^{t-1}} - \sum_{i=1}^n u_{i\pi^t} + \sum_{i=1}^n r_i(x_{i\pi^{t-1}}), \quad (4)$$

$$y^{\omega^t} = s_{\pi^t} - s(A), \quad (5)$$

$$0 \leq s_{\pi^t} \leq s(A), \quad (6)$$

$$y_{\pi^t} = (1 + v_t) y_{\pi^{t-1}} + y^{\omega^t}. \quad (7)$$

К моменту T для сценария $\pi^T = (\pi^0, \pi^1, \dots, \pi^T)$ состояние системы описывается показателями $s_{\pi^T}, y_{\pi^T}, x_{i\pi^T}, i = 1, \dots, n$ и доходностью

$$R_{\pi^T} = v_T (s_{\pi^T} + y_{\pi^T}) + \sum_{i=1}^n r_i(x_{i\pi^T}).$$

Задача максимизации ожидаемого дохода для горизонта T имеет вид:

$$F_T = \sum_{\pi^T \in \Pi^T} p_{\pi^T} \left(B_T \left(s_{T\pi^T} + y_{T\pi^T} \right) + \sum_{i=1}^n r_i \left(x_{i\pi^T} \right) \right) \rightarrow \max_{\{x_{i\pi^T}, s_{\pi^T}, y_{\pi^T}, i=1, \dots, n; t=1, \dots, T\}}$$

при ограничениях (1)–(7) для каждого i , t и π^t .

Данная задача является исключительно сложной. Она сводится к смешанной дискретно-непрерывной постановке и приближенно решается путем рационального ограниченного перебора допустимых решений в [2,3].

Література:

1. Норкин В.И. О самостраховании инвестора в условиях повторяющихся катастрофических рисков // Кибернетика и системный анализ. – 2007. – № 3. – С. 90–104.
2. Бойко С.В. Динамическая модель инвестиций при катастрофических рисках // Компьютерная математика. – 2008.
3. Бойко С.В. Об оптимальном страховании инвестиций при повторяющихся катастрофических рисках // Теорія оптимальних рішень. – 2008.

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

А.Я. Бомба, В.І. Гаврилюк

Рівненський державний гуманітарний університет

abomba@ukr.net, im_yova@ukr.net

Для деякої криволінійної області $G_z = G_z(l_{pq}, p = \overline{1, p_*}, q = \overline{1, q_*})$, обмеженої екіпотенціальними лініями ∂G_{zj}^* ($j = \overline{1, m}$) та лініями течії ∂G_{zk}^0 ($k = \overline{1, l}$), серед яких – невизначені (вільні) ділянки $L_k = \partial G_{zk}^0$, ($k = \overline{n, l}$), розглядається модельна задача:

$$\varphi_x = \psi_y, \quad \varphi_y = -\psi_x, \quad \varphi|_{\partial G_{zj}^*} = \varphi_j, \quad \psi|_{\partial G_{zk}^0} = Q_k, \quad \varphi|_{L_k} = g_k(y),$$

де $Q_k = - \int_{\partial G_{zk}^0} v_x dy - v_y dx$ – невідомі витрати (зокрема величини перетоків), $\vec{v} = (v_x(x, y) + i \cdot v_y(x, y))$ – швидкість руху частинок

($\operatorname{div} \vec{v} = 0$), $\varphi = \varphi(x, y)$ – потенціал у точці (x, y) ($\varphi = \kappa \cdot h(x, y)$, κ – коефіцієнт фільтрації, $h(x, y)$ – напір), $\psi = \psi(x, y)$ – функція течії, $g_k(y)$ – задані функції.

Задача зводиться до конформного відображення відповідної області комплексного потенціалу G_ω на G_z . В основі розробленого алгоритму – почергова фіксація параметра конформності, граничних та внутрішніх вузлів. Побудовано динамічну сітку, знайдено величини перетоків, положення вільних кривих та інші характеристики процесу.

З метою розробки автоматизованих систем прийняття рішень, серед усіх можливих варіантів формування течії (в залежності від величин параметрів l_{pq} , що характеризують розміри та взаєморозміщення об'єктів $\partial G_{z_j}^*$ та $\partial G_{z_k}^0$) виділені ті із них, що характеризуються певними умовами оптимізації та керування, наприклад – “повного затоплення” деякої із ділянок L_{k*} при мінімальних інших перетоках.

ОБЕРНЕНІ СИНГУЛЯРНО ЗБУРЕНІ ЗАДАЧІ ТИПУ “КОНВЕКЦІЯ-ДИФУЗІЯ” ДЛЯ ДВОЗВ’ЯЗНИХ ОБЛАСТЕЙ З НЕВІДОМОЮ ФУНКЦІЄЮ ДЖЕРЕЛА

Бомба А. Я., Присяжнюк І. М., Фурсачик О. А.

Національний університет водного господарства та
природокористування, м. Рівне

abomba@ukr.net, igor_pri@mail.ru, yatsuko@ukr.net

Для області $G = G_z \times (0, \infty)$, де $z = x + iy$, G_z – двозв’язна криволінійна область, обмежена двома замкненими гладкими контурами $L_* = \{z : f_*(x, y) = 0\}$ – внутрішній, $L^* = \{z : f^*(x, y) = 0\}$ – зовнішній, розглядається обернена модельна задача процесу конвективної дифузії при фільтрації у відповідному однорідному пористому середовищі:

$$\varepsilon \left(\frac{\partial}{\partial x} \left(b(x, y) \frac{\partial c}{\partial x} \right) + \frac{\partial}{\partial y} \left(b(x, y) \frac{\partial c}{\partial y} \right) \right) - v_x(x, y) \frac{\partial c}{\partial x} - v_y(x, y) \frac{\partial c}{\partial y} = \frac{\partial c}{\partial t} + \varepsilon F(x, y), \quad (1)$$

$$c|_{L_*} = c_*(M, t), \quad c|_{L^*} = c^*(M, t), \quad c(x, y, 0) = c_0^0(x, y, 0), \quad (2)$$

$$b(x, y) \frac{\partial c(x, y, 0)}{\partial t} = c_*(x, y), \quad \Delta c(x, y, T) = c_{**}^*(x, y), \quad (x, y) \in G_z, \quad (3)$$

$$(v_x, v_y) = \text{grad } \varphi(x, y), \quad \Delta \varphi = 0, \quad \varphi|_{L_*} = \varphi_*, \quad \varphi|_{L^*} = \varphi^*, \quad (4)$$

де $c(x, y, t)$ – концентрація розчинної у фільтраційній течії речовини в точці (x, y) в момент часу t , $n = n(M)$ – зовнішня нормаль, M – біжуча точка відповідної кривої, $b(x, y)$, $F(x, y)$ – достатньо гладкі обмежені шукані функції, ε ($\varepsilon > 0$) – малий параметр, Δc – зміна концентрації розчиненої речовини за рахунок впливу джерела, ε – малий параметр ($\varepsilon > 0$), φ, v_x, v_y – відповідно потенціал та компоненти його швидкості.

Розв’язок задачі (4) отримано на основі конформного відображення однозв’язної області $G_z \setminus \Gamma$ (де Γ – розріз області G_z вздовж однієї з ліній течії) на відповідну область комплексного потенціалу $G_w = \{w = \varphi + i\psi : \varphi_* < \varphi < \varphi^*, 0 < \psi < Q\}$, де $Q = \int_{L^*} -v_y dx + v_x dy$ – потік, $\psi = \psi(x, y)$ – функція течії (комплексно спряжена з $\varphi = \varphi(x, y)$). Розв’язок відповідної оберненої “дифузійної” Q –періодичної задачі в області G_w з точністю $O(\varepsilon^{N+1})$ одержано у вигляді асимптотичних рядів.

ЩОДО ПРЕДСТАВЛЕННЯ МОДЕЛІ СППР "НА БАЗІ ЗНАНЬ" В АРХІТЕКТУРІ "БАШТА"

Юрій В.Бондарчук

Київський національний університет імені Тараса
Шевченка, факультет кібернетики

byv@univ.kiev.ua

Однією із сучасних моделей СППР є модель "на базі знань" (рис. 1) [1], яка передбачає розвинуті лексичні та семантичні можливості для ОПР з представлення у підсистемі знань моделі предметної області та проблемним процесором для генерації моделі у відповідності до поставленої задачі.

В роботі пропонується варіант представлення такої моделі в рамках архітектури СППР типу "башта" (рис. 2), яка складається із d елементів діалогу $Д1...Дd$, із m елементів БМ (або просто моделей) $М1...Мm$ та із n елементів БД $БД1...БДn$.

Складність представлення полягає у використанні децентралізованих та розподілених (локалізованих до ОПР) баз даних, необхідності у спеціалізованій системі пошуку та підтримці семантичної цілісності відображення моделей на розподілені дані.



Рис 1. Модель СППР на базі знань

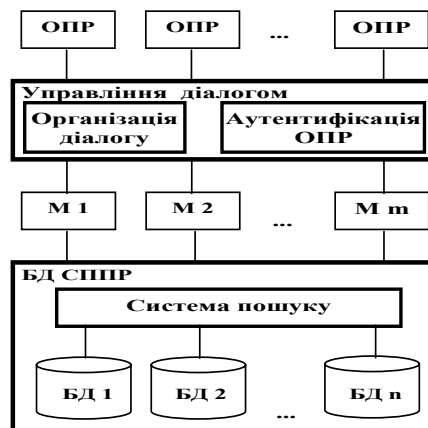


Рис 2. Архітектура СППР "башта"

Література

1. Ситник В.Ф., Олексюк О.С. та ін. Системи підтримки прийняття рішень. –К.:Техніка, 1995. -162с.

ПРО ДЕЯКУ МОДИФІКАЦІЮ ПРОЦЕСА ПУАССОНА НА ІНТЕРВАЛІ

Братійчук М.С., Лукович О.В.

Розглянемо узагальнений однорідний процес Пуассона $\xi(t)$, $t \geq 0$, $\xi(0) = 0$ із зсувом. Характеристична функція приростів такого процесу може бути подана у вигляді $M e^{s(\xi(t)-\xi(0))} = e^{tk(s)}$, $\operatorname{Re} s = 0$, де $k(s) = as + \lambda \int_{-\infty}^{+\infty} (e^{sx} - 1) dF(x)$.

Тут $\lambda > 0$ є інтенсивністю стрибків процесу $\xi(t)$, а $F(x)$ є функцією розподілу величини стрибка, коефіцієнт a - параметр зсуву, який будемо вважати є додатнім.

Нехай $T > 0$ деяке фіксоване число і $\xi(0) = u \in [0; T]$. Процес Пуассона з відбиттям на рівні T задається таким співвідношенням

$$\xi^+(t) = u + \xi(t) - \max\{0, \inf_{0 \leq u \leq t} (u + \xi(u) - T)\}. \quad (1)$$

Означений таким чином процес буде строго марківським.

Нехай $\tau_1^* = \inf\{t: \xi^+(t) < 0\}$ – момент першого досягнення від'ємної півосі процесом $\xi^+(t)$. Задамо процес $\xi^*(t)$ наступним чином:

$$\xi^*(t) = \begin{cases} \xi^+(t) & t < \tau_1 \\ \xi^+(t) - \xi^+(\tau_1) & t \geq \tau_1 \end{cases} \quad (2)$$

Означимо $\tau_2^* = \inf\{t > \tau_1: \xi^*(t) \leq 0\}$. До моменту τ_2^* процес $\xi^*(t)$ розвивається згідно з (1), а після цього моменту він визначається за допомогою приростів процесу $\xi^+(t)$, так як і в (2), тобто

$$\xi^*(t) = \begin{cases} \xi^*(t) & t < \tau_i^* \\ \xi^+(t) - \xi^+(\tau_i^*) & t \geq \tau_i^* \end{cases} \quad (3)$$

де $\tau_i^* = \inf\{t > \tau_{i-1}^* : \xi^*(t) \leq 0\}$, $i = 3, 4, \dots$

В статті [1] було доведено існування ергодичного розподілу для процесу $\xi^*(t)$, а в [2] – знайдено вигляд цього розподілу та оцінено швидкість збіжності розподілу $P\{\xi^*(t) \leq x\}$ до ергодичного при деяких обмеженнях на розподіл додатних стрибків. В доповіді розглядаються деякі застосування тих результатів.

Література

1. Братійчук М.С., Лукович О.В. Задача про розорення для узагальненого процесу Пуассона з відбиттям, УМЖ, № 11, 2005
2. Лукович О.В. Швидкість збіжності розподілу пуассонівського процесу на відрізок до ергодичного, Вісник Львівського Університету, Вип.. 13, 2007, с.20-29

ВЛИЯНИЕ ИНВЕРСНЫХ ПРЕОБРАЗОВАНИЙ В ДНК НА ФОРМИРОВАНИЕ ЧАСТОТНЫХ ЗАКОНОМЕРНОСТЕЙ

Биць О.В.

Інститут кібернетики ім. В.М. Глушкова НАН України

baleks@i.com.ua

Изучено второе правило Чаргаффа, устанавливающее соответствие между количествами комплементарных нуклеотидов и олигонуклеотидов в одной нити ДНК целой хромосомы или любого достаточно протяженного ее участка.

Для проверки воздействия множественных инверсий на количества нуклеотидов и их пар (динуклеотидов) с помощью происходящих случайным образом инверсий как объект исследования нами были выбраны митохондриальные хромосомы некоторых позвоночных животных, для которых не выполняется ВПЧ. Путем компьютерного моделирования в местах, случайно выбранных по длине хромосомы, проводились инверсии участков длиной в несколько (10-40) нуклеотидов.

Результаты моделирования показали, что после 4000 инверсий при длине инвертируемого участка в 10 нуклеотидов количество пар ij становится с точностью более, чем 95%, равным количеству пар $\overline{j} \overline{i}$, где $i, j, \overline{i}, \overline{j} \in \{A, C, G, T\}$, $A = \overline{T}$, $T = \overline{A}$, $G = \overline{C}$, $C = \overline{G}$, $\overline{i}$ – нуклеотид, комплементарный нуклеотиду i .

Проведенное нами компьютерное моделирование в основном подтверждает возможность объяснить выполнение второго правила Чаргаффа с помощью происходящих случайным образом инверсий.

В связи с этим актуальным является вопрос о возможности инверсий в белок-кодирующих участках хромосом. Дело в том, что инверсии внутри таких участков должны сильно изменять последовательность аминокислот в белке, а именно она определяет пространственную структуру белка, его химические свойства и физиологические функции. Однако возможное противоречие при попытке объяснить ВПЧ в белок-кодирующих участках с помощью механизма инверсий видимо частично устраняется, поскольку согласно результатам недавних исследований на формирование структуры и функций большинства белков влияет лишь сравнительно небольшая доля всех аминокислот белка.

Література

1 Rudner R., Karkas J.D., Chargaff E. Separation of *B. subtilis* DNA into complementary strands. 3. Direct analysis // Proc. Natl. Acad. Sci. USA. – 1968. – Вып. 603. – С. 921–922.

БАЙЕСІВСЬКИЙ ПІДХІД ТА МЕТОДИ МІНІМІЗАЦІЇ ЕМПІРИЧНОГО РИЗИКУ

ВАГІС О.А.

Інститут кібернетики ім. В.М. Глушкова НАН України

valex_ic@mail.ru

Статистичну теорію відновлення залежностей по емпіричним даним було розроблено в 60-70-х роках минулого сторіччя[1]. Основним результатом теорії є кількісні оцінки, які зв'язують узагальнювальну властивість алгоритмів з довжиною навчаючої вибірки та складністю сімейства алгоритмів. Ці оцінки необхідні для того, щоб передбачати, наскільки добре буде працювати побудований алгоритм.

Оцінки похибки методів мінімізації емпіричного ризику побудовані для неперервного випадку. Для кінцевого числа вирішальних правил (функцій розпізнавання) отримання оцінок засноване на рівномірній збіжності частот до імовірності, і за своєю суттю зводиться до вимоги необмеженого збільшення об'єму вибірки. Емпіричний ризик будується на деякій випадковій навчаючій вибірці, тому одержувані оцінки мають асимптотичний імовірнісний характер. Детерміновані оцінки в цій теорії побудувати не можна через специфіку методів мінімізації емпіричного ризику. В процесі мінімізації емпіричного ризику знаходиться оптимальна функція розпізнавання, робота якої потім перевіряється на контрольній вибірці, процес вибору якої до кінця не формалізований.

У основі байесівського підходу лежить визначення таких структур опису об'єктів, для яких можлива побудова ефективних (оптимальних) процедур розпізнавання. В даний час ці питання вирішені для дискретних об'єктів з незалежними ознаками і об'єктів, які описуються ланцюгами Маркова [2]. На основі операції усереднювання по множині всіх можливих навчаючих вибірок одержані детерміновані (непокрашувані) оцінки похибки байесівської процедури розпізнавання залежно від розмірів класів, кількості ознак та кількості значень ознак. Одержані оцінки істотно відрізняються від оцінок методів мінімізації емпіричного ризику. Операція усереднювання по множині навчальних вибірок виконує функцію контролю.

Література:

- 1 Вапник В.Н. Восстановление зависимостей по эмпирическим данным. – М.: Наука, 1979. – 448 с.
- 2 Белецкий Б.А., Вагис А.А., Васильев С.В., Гупал Н.А. Сложность байесовской процедуры индуктивного вывода. Дискретный случай // Проблемы управления и информатики. – 2006. - № 6. – С. 55-70.

МЕТОДИ ФРАКТАЛЬНОГО РОСТУ В FUZZY ПОЛІ ДЛЯ ПРОГНОЗУВАННЯ СОЦІАЛЬНО-ЕКОНОМІЧНИХ ПРОЦЕСІВ

Виклюк Я. І.
vyklyuk@ukr.net

Запропонована методологія аплікації методів фрактального росту кристалів в нечіткому потенціальному полі атрактивності для прогнозування соціально-економічних процесів. Розглянута методика побудови нечіткого потенціального поля привабливості[1]. Запропонована методика модифікації та інтеграції класичних методів фрактального росту: дифузно обмеженої агрегації та «випадкового дощу» з теорією молекулярної динаміки[2].

В ході проведених комп'ютерних розрахунків було отримано фрактальні структури, які добре узгоджуються з наявними експериментальними даними (рис.1). Розроблена методологія дасть змогу при формуванні програм розвитку туризму в регіоні, місті, населеному пункті планувати центри



Рис. 1. Ворохта (світлина з космосу), в порівнянні з прогнозованою фрактальною структурою в нечіткому потенціальному полі атрактивності.

туристичної привабливості і створювати відповідну інфраструктуру.

Запропонована методологія дозволить в подальшому проводити сегментацію населених пунктів з метою визначення якісного, кількісного складу та обсягу запропонованих послуг сегменту в залежності від побажань туристів та рекреантів. Інтегрування по об'єму дозволить визначити середню кількість рекреантів і відповідно передбачити грошові потоки модельованої системи.

Література:

1 Shengquan Ma, Jing Feng, Huhua Cao. Fuzzy model of regional economic competitiveness in GIS spatial analysis: Case study of Gansu, Western China // Fuzzy Optim Decis Making, 2006. – #5, p.99–111

2 Фрактали в физике Труды VI международного симпозиума по фракталам в физике Под.ред Л.Пьетронеро./ М. Мир, 1988г. – 670с.

МАТЕМАТИЧНЕ МОДЕЛЮВАННЯ ВПЛИВУ ТЕПЛО-МАСОПЕРЕНОСУ НА НАПРУЖЕНО-ДЕФОРМОВАНИЙ СТАН БАГАТОШАРОВОГО ҐРУНТОВОГО МАСИВУ ПРИ НАЯВНОСТІ РІВНЯ ҐРУНТОВИХ

Водвласюк А.П., Федорчук Н.А.

Національний університет водного господарства та природокористування, м. Рівне

A.P.Vlasyuk@rstu.rv.ua, Nataliya_7@mail.ru

Досліджується вплив тепло-масопереносу сольових розчинів при фільтрації їх з вільної поверхні на напружено-деформований стан (НДС) ґрунтового масиву, що складається з n горизонтальних шарів, причому в k -му з них присутня вільна поверхня рівня ґрунтових вод (РГВ). Вільна поверхня РГВ вважається нерухомою, з якої відбувається вертикальна фільтрація підземних вод. Потрібно розрахувати НДС в кожному з шарів ґрунту, що знаходяться в природному та в зваженому станах (нижче РГВ), при умові, що відсутнє переміщення нижньої межі ґрунту.

Математичну модель розглядуваної задачі в одновимірній постановці в загальноприйнятих позначеннях можна описати наступною крайовою задачею [1, 2]:

$$\begin{aligned} & (\lambda_i(c) + 2\mu_i(c)) \frac{d^2 u_i}{dx^2} + \frac{d(\lambda_i(c) + 2\mu_i(c))}{dx} \frac{du_i}{dx} - \\ & - (3\lambda_i(c) + 2\mu_i(c)) \alpha_T \frac{\partial T_i}{\partial x} = X_i, \quad i = \overline{1, n}, \end{aligned} \quad (1)$$

$$L_1 u_1(0) = 0, \quad L_2 u_n(l) = 0, \quad u_i(l_i) = u_{i+1}(l_i), \quad i = \overline{1, n-1}, \quad (2)$$

$$(\lambda_i(c) + 2\mu_i(c)) \frac{du_i(l_i)}{dx} = (\lambda_{i+1}(c) + 2\mu_{i+1}(c)) \frac{du_{i+1}(l_i)}{dx}, \quad i = \overline{1, n-1}, \quad (3)$$

$$l(t) - l_n = \int_0^{l(t)} \varepsilon(x(t)) dx, \quad (4)$$

$$\frac{\partial}{\partial x} \left(D_i(c) \frac{\partial c_i}{\partial x} \right) - \bar{v}_i(c) \frac{\partial c_i}{\partial x} - \gamma_i(c_i - C_m) + \frac{\partial}{\partial x} \left((D_T)_i \frac{\partial T_i}{\partial x} \right) = n_i \frac{\partial c_i}{\partial t}, \quad i = \overline{1, n}, \quad (5)$$

$$c_i(x, 0) = \tilde{C}_0^{(i)}(x), \quad x \in \bigcup(l_i, l_{i+1}), \quad i = \overline{1, n-1}, \quad (6)$$

$$L_3 c_1(0, t) = \tilde{C}_1(t), \quad L_4 c_n(l, t) = \tilde{C}_n(t), \quad (7)$$

$$c_i(l_i) = c_{i+1}(l_i), \quad i = \overline{1, n-1}, \quad (8)$$

$$D_i(c) \frac{\partial c_i(l_i, t)}{\partial x} - \bar{v}_i(c) c_i(l_i, t) = D_{i+1}(c) \frac{\partial c_{i+1}(l_i, t)}{\partial x} - \bar{v}_{i+1}(c) c_{i+1}(l_i, t), \quad i = \overline{1, n-1}, \quad (9)$$

$$\frac{\partial}{\partial x} \left(\lambda_T^{(i)} \frac{\partial T_i}{\partial x} \right) - \rho c_p \bar{v}_i(c) \frac{\partial T_i}{\partial x} = c_T^{(i)} \frac{\partial T_i}{\partial t}, \quad i = \overline{1, n}, \quad (10)$$

$$T_i(x, 0) = \tilde{T}_0^{(i)}(x), \quad x \in \bigcup(l_i, l_{i+1}), \quad i = \overline{1, n-1}, \quad (11)$$

$$L_5 T_1(0, t) = \tilde{T}_1(t), \quad L_6 T_n(l, t) = \tilde{T}_n(t), \quad (12)$$

$$T_i(l_i) = T_{i+1}(l_i), \quad i = \overline{1, n-1}, \quad (13)$$

$$\lambda_T^{(i)} \frac{\partial T_i(l_i, t)}{\partial x} - \rho \bar{v}_i T_i(l_i, t) = \lambda_T^{(i+1)} \frac{\partial T_{i+1}(l_i, t)}{\partial x} - \rho \bar{v}_{i+1} T_{i+1}(l_i, t), \quad i = \overline{1, n-1}, \quad (14)$$

$$v_i = -k_i(c) \frac{dh_i}{dx}, \quad \frac{dv_i}{dx} = 0, \quad i = \overline{1, k}, \quad h_1(0) = \tilde{H}_1, \quad h_n(0) = \tilde{H}_n, \quad (15)$$

$$h_i(l_i) = h_{i+1}(l_i), \quad k_i(c) \frac{dh_i(l_i)}{dx} = k_{i+1}(c) \frac{dh_{i+1}(l_i)}{dx}, \quad i = \overline{1, k-1}, \quad (16)$$

де u_i , $i = \overline{1, n}$ – переміщення вздовж осі OX в шарах ґрунту, що знаходяться відповідно в зваженому ($x \in \bigcup(l_i, l_{i+1})$, $i = \overline{1, k}$) та в природному ($x \in \bigcup(l_i, l_{i+1})$, $i = \overline{k, n-1}$) станах, X_i , $i = \overline{1, n}$ – масові сили, λ_i, μ_i , $i = \overline{1, n}$ – коефіцієнти Ламе в кожному шарі Ω_i , $i = \overline{1, n}$, $\bar{v}_i = v_i$ при $i = \overline{1, k}$ та $\bar{v}_i = 0$ при $i = \overline{k+1, n}$, v_i , $i = \overline{1, k}$ – швидкість фільтрації в кожному шарі, L_i , $i = \overline{1, 6}$ – диференціальні оператори, що задають граничні умови для переміщень, концентрацій та температур на нижній та верхній межах ґрунтового масиву.

Отримано чисельний розв'язок даної задачі. В результаті чисельних експериментів знайдено переміщення, напруження, деформації та значення концентрації і температури в кожному шарі Ω_i , $i = \overline{1, n}$, а також величину осідання верхньої поверхні ґрунту. Проведено аналіз стану ґрунтового масиву, несучої здатності ґрунтів та стійкості по його НДС при наявності рівня ґрунтових вод з врахуванням масопереносу сольових розчинів в неізотермічних умовах.

Література

- 1 Сергиенко И.В., Скопечкий В.В., Дейнека В.С. Математическое моделирование и исследование процессов в неоднородных средах. – Киев: Наук. думка, 1991. – 432 с.
- 2 Філатова І.А. Математичне моделювання впливу масопереносу на НДС ґрунтового масиву з використанням числових конформних відображень//Вісник НУВГП. – 36. наук. праць, вип.4(40). Ч.3, Рівне, 2007, С. 347-354.

ПРО ОДНУ ЗАДАЧУ ФІЛЬТРАЦІЙНОЇ КОНСОЛІДАЦІЇ ГРУНТУ З УРАХУВАННЯМ КОНТАКТНОГО РОЗМИВУ

Власюк А.П., Мартинюк П.М.

Національний університет водного господарства та
природокористування

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

Розглядається двовимірною задачею ущільнення масиву ґрунту під плоским флютбетом з урахуванням можливості контактної розмиву ґрунту фільтраційним потоком (рис. 1).

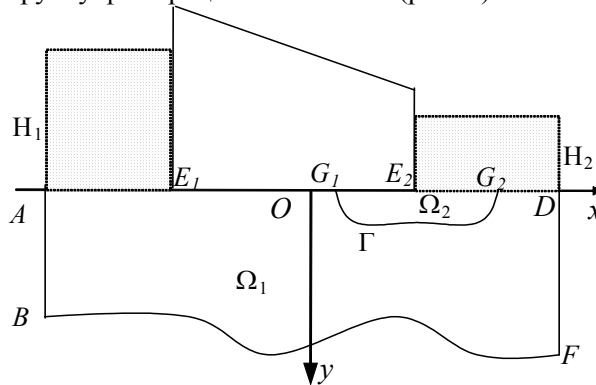


Рис.1. Фільтраційна консолідація та контактний розмив ґрунту

Нехай в області Ω_1 міститься ґрунт, який під впливом прикладеного зовнішнього навантаження у вигляді плоского флютбету знаходиться в процесі фільтраційної консолідації (див. рис.1). Область Ω_2 утворюється в результаті контактної розмиву ґрунту вздовж бетонної основи E_1E_2 флютбету в області Ω_1 і її займає порова рідина. В загальноприйнятих позначеннях математична модель двовимірної задачі фільтраційної консолідації з урахуванням контактної розмиву буде описуватись наступною крайовою задачею:

$$\frac{\partial h}{\partial t} = \frac{(1+e)(1+\xi)}{2\gamma a} \nabla \cdot (\mathbf{K} \nabla h), (x, y) \in \Omega_1, t > 0, \quad (1)$$

$$\frac{\partial h}{\partial x} = \frac{v}{g} \left(\frac{\partial^2 u_1}{\partial x^2} + \frac{\partial^2 u_1}{\partial y^2} \right), (x, y) \in \Omega_2, \quad (2)$$

$$\frac{\partial h}{\partial y} = \frac{v}{g} \left(\frac{\partial^2 u_2}{\partial x^2} + \frac{\partial^2 u_2}{\partial y^2} \right), (x, y) \in \Omega_2, \quad (3)$$

$$\frac{\partial u_1}{\partial x} + \frac{\partial u_2}{\partial y} = 0, (x, y) \in \Omega_2, \quad (4)$$

$$(\mathbf{u}, \mathbf{n})|_{AB} = (\mathbf{u}, \mathbf{n})|_{DF} = (\mathbf{u}, \mathbf{n})|_{BF} = (\mathbf{u}, \mathbf{n})|_{E_1 G_1} = 0, h|_{AE_1} = H_1, h|_{G_2 D} = H_2, \quad (5)$$

$$u_1|_{G_1 E_2} = u_2|_{G_1 E_2} = 0, u_1|_{E_2 G_2} = 0, h|_{E_2 G_2} = H_2, \quad (6)$$

$$[h]|_{\Gamma} = 0, [\mathbf{u}]|_{\Gamma} = 0, c(x, y, t) \left((\mathbf{v}, \mathbf{n}) + |(\mathbf{v}, \mathbf{d})| \right) = -m\rho_T \frac{d\Gamma}{dt}, (x, y) \in \Gamma, \quad (7)$$

$$\mathbf{u} = -\mathbf{K} \nabla h, (x, y) \in \Omega_1, \quad (8)$$

$$\mathbf{v} = \mathbf{F}(x, y, t, \mathbf{u}), (x, y) \in \Gamma, \quad (9)$$

$$h(x, y, 0) = h_0(x, y), (x, y) \in \Omega_1. \quad (10)$$

Числовий розв'язок крайової задачі (1)-(10) знайдено методом радіальних базисних функцій (РБФ) [1] з використанням розривних РБФ [2].

Аналіз результатів проведених числових експериментів дозволив зробити наступні висновки: 1) якщо не враховувати надлишкових напорів від прикладеного зовнішнього навантаження, або власної ваги ґрунту, то розмиву не відбувається або величина зони розмиву набагато менша, ніж при врахуванні наявності надлишкових напорів; 2) величина зони розмиву під час фільтраційної консолідації залежить від співвідношення швидкості фільтрації та критичної швидкості фільтрації в досліджуваному ґрунті; 3) величина зони розмиву може досягати значних розмірів.

Отже, урахування наявності надлишкових напорів в ґрунті суттєво може впливати на процеси контактного розмиву ґрунтового масиву фільтраційним потоком.

Література

- 1 Kansa E. J. Multiquadrics - a scattered data approximation scheme with applications to computational fluid-dynamics. II. Solutions

- to parabolic, hyperbolic and elliptic partial differential equations
// Comput. Math. Appl. – 1990. - 19. – Pp. 147-161
- 2 Мартинюк П.М. Метод радіальних базисних функцій в крайових задачах для параболічних рівнянь з умовами спряження // Вісник Київського ун-ту. Серія фіз.-матем. науки. – 2007. – Вип.4.-(подано до друку).

ФУНКЦІЯ РИЗИКУ ДЛЯ БАГАТОВИМІРНОЇ МОДЕЛІ СТРАХУВАННЯ

Война О. А.

Технічний ніверситет «Політехніка Кошалінська». Польща
avoina@hotmail.com

В рефераті розглядається математична модель компанії, яка надає послуги з різних типів страхування. Клієнти компанії, приймаючи страхові умови, намагаються позбутися за певну винагороду ризику можливого настання небажаних для них випадкової події, тоді як страхова компанія, купуючи той ризик, хоче отримати прибуток від своєї діяльності. Взявши на себе відповідальність за ліквідацію наслідків небажаних для клієнтів подій, компанія сама опиняється в ситуації невизначеності і змушена рахуватися з ризиком невиконання своїх зобов'язань. В класичних моделях страхового ризику, як правило, аналізується один тип страхування, а у випадку різних їх типів – припускається незалежність потоків відповідних для них страхових подій. Практика однак показує, що потоки вимог до компанії, пов'язані з різними типами страхування, є залежними між собою. При цьому часто адекватною для математичного описання випадкових потоків, що характеризують багатовимірні процеси страхування, є марковська залежність [3].

В представленому рефераті розглянуто багатовимірну модель страхування з напівмарковською залежністю страхових потоків. Це означає, що довжина часового проміжку до чергової події, її тип і величина страхового відшкодування залежать тільки від типу останньої події і не залежать від того, що відбувалося у минулому. Ключовим в побудові математичної моделі є вибір відповідної функції ризику. У багатьох випадках

найбільш природними і відповідними для таких моделей є міри типу “небезпеки” (“*downside risk measures*” [2]), оскільки вони виникають з суті явища, що вивчається, а отже можуть бути ефективними при управлінні ризиком. Варто однак зазначити, що використання на практиці таких мір пов’язане, як правило, з математичними труднощами. Цей реферат присвячений побудові функції ризику для наступної моделі: страхова компанія проводить m різних типів страхування, причому для кожного з них вона створює окремий страховий фонд у розмірі M_i , $i = 1, 2, \dots, m$; термін дії страхових умов для всіх типів страхування є таким самим і дорівнює T ; для страхових потоків різних типів спостерігається напівмарковська залежність. Функція ризику $\varphi(T, M_1, M_1, \dots, M_m)$ визначається як ймовірність наступної події: принаймні для одного типу страхування не вистачить коштів у створеному фонді для сплати страхових відшкодувань упродовж часу T дії умов страхування. Пропонується точний розв’язок для функції ризику у вигляді її перетворення Лапласа, наведено приклади, коли можна ним скористатися на практиці для обчислення ризику за конкретних параметрів моделі. Крім того, досліджуються наступні важливі з практичної точки зору функціонали: загальна сума m^*_i , $i = 1, 2, \dots, m$, страхових відшкодувань за кожним з m можливих типів страхування; ймовірність $\psi(T, M_1, M_1, \dots, M_m) = P\left\{\sum_{i=1}^m (M_i - m^*_i) < 0\right\}$ того, що момент настання події, яка визначає функцію ризику $\varphi(T, M_1, M_1, \dots, M_m)$, буде означати банкрутство страхової компанії; ймовірність $b_i = P\{M_i - m^*_i < 0\}$ того, що подія, яка визначає функцію ризику $\varphi(T, M_1, M_1, \dots, M_m)$, пов’язана з i – тим типом страхування тощо.

У випадку, коли кількість типів страхування є дуже великою, важко обчислити ризик, використовуючи безпосередньо згадану вище формулу, що визначає перетворення Лапласа функції $\varphi(T, M_1, M_1, \dots, M_m)$. Тому в рефераті проведено також асимптотичний аналіз запропонованої моделі: припускається, що загальна кількість клієнтів компанії дуже велика, і, як наслідок цього, величина страхового відшкодування не істотна в порівнянні з страховим фондом. Це

дає можливість застосувати граничні теореми для спеціальних багатовимірних схем зупинки випадкових процесів [1] і замінити «точну» модель «наближеною», а потім, використовуючи таке наближення, дослідити питання, пов'язані з розрахунком нетто-премії для різних типів страхування, а також розв'язати деякі оптимізаційні задачі.

Література

1. Анисимов В.В., Война А.А. О случайной остановке многомерных процессов, ДАН УССР, Сер. А, (1977), № 9, с.771-775.
2. Война О. А. Міри ризику для багатовимірних стохастичних моделей. (PDMU-2005). Abstracts p. 116 –118.
3. Wolthuis H. Life Insurance Mathematics. The Markovian Model. CAIRE, Brussels. 1994, 255 p.

ЗНАХОДЖЕННЯ ОПТИМАЛЬНОЇ СТРАТЕГІЇ ПРОВЕДЕННЯ КОНТРОЛЬОВАНОЇ РЕКЛАМНО- МАРКЕТИНГОВОЇ КАМПАНІЇ ОДНОЧАСНО НА РІЗНИХ ГЕОГРАФІЧНИХ СЕГМЕНТАХ

Война А.О.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

Глобалізація процесів виробництва і збуту продукції, що виражається в злиттях малих і середніх компаній у консорціуми, фінансово-промислові групи, об'єднання під єдиною торговою маркою з метою уніфікації конкурентної політики, взаємне проникнення фінансових потоків і капіталу, в тому числі на ринки, що розвиваються (до яких належить і український ринок), активний розвиток торговельних мереж – все це викликає необхідність знаходження відповідних математичних методів планування і оптимізації фінансово-ресурсних потоків. При цьому заходи, що одночасно здійснюються таким об'єднанням або компанією, яка має широку географічну мережу філій та структурних підрозділів на різних територіях (можливо навіть в різних країнах), є подібними і мають відповідати стандартам та вимогам, визначеним в певному корпоративному центрі. На такий корпоративний центр

зазвичай покладаються функції з планування та управління здійсненням подібних заходів, і саме перед ним стоїть задача знаходження підходів до побудови оптимальної стратегії проведення рекламно-маркетингової кампанії та внесення коректив в процесі її здійснення.

Деякі математичні моделі оптимізації маркетингових заходів просування товарів і послуг на ринок розглядались в [1]. Серед них була також описана модель, для якої час тривання акцій чітко не визначений. Модель з випадковою кількістю кроків у випадку, коли та сама акція повторюється багато разів або проводиться одночасно в багатьох місцях, розглядалась у рефераті [2], де було описано відповідний випадковий процес та детально вивчено його властивості. В цьому рефераті метою дослідження будуть ергодичні властивості цього процесу, що пов'язані з наступною його особливістю: випадковий процес, який описує поведінку системи в цілому, характеризується тим, що в деякі випадкові моменти часу повертається в той самий стан. Це впливає з його побудови, а також припущення, згідно з яким параметри, що характеризують різні рекламно-маркетингові акції, однакові.

Формально цю особливість можна сформулювати наступним чином. Впорядкуємо заплановані акції так, щоб кожна дістала свій номер s , $s = 1, 2, \dots$. Нехай випадковий процес $\{\xi^{*(j)}(s, t), t = 0, 1, 2, \dots, j \in A\}$, $s = 1, 2, \dots$, буде математичною моделлю рекламної акції з номером s , а випадковий процес $\{\zeta^{*(j)}(t), t = 1, 2, \dots, j \in A\}$ описує поведінку досліджуваної стохастичної системи в цілому. Тоді процес $\zeta^{*(j)}(t)$ має таку властивість: існує цілочисельний точковий випадковий процес θ_n , $n = 0, 1, 2, \dots$, такий, що $\zeta^{*(j)}(t) = \xi^{*(j)}(s+1, t - \theta^{(s)})$, якщо $\theta^{(s)} \leq t \leq \theta^{(s+1)} - 1$ (тут $A = \{1, 2, \dots, r\}$ означає множину можливих рішень, яка за припущенням є спільною для всіх процесів та для всіх станів $x \in X$ тих процесів).

Якщо через $\pi(f) = f^{(\infty)} = \{f, f, \dots, f, \dots\}$ позначити стаціонарну стратегію, побудовану на підставі вектора рішень $f = \{f(x), x \in X\}$, то випадковий процес $\zeta^{*(j)}(t)$, $t = 1, 2, \dots$ буде описувати хід рекламних акцій, що проходять у відповідності з цією стратегією. В рефераті вивчені властивості процесу $\zeta^{*(j)}(t)$, $t = 1, 2, \dots$, та знайдені головні його характеристики. Вводиться

поняття прибутку компанії $L_{\{\pi(f)\}}(T)$ за час T від акцій, що проходять у відповідності зі стаціонарною стратегією $\pi(f)$, а також середнього стаціонарного прибутку:

$$\bar{L}_{\{\pi(f)\}} = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} L_{\{\pi(f)\}}(T)$$

Якщо припустити, що та сама рекламна акція повторюється багато разів, то спільний час T їх тривання буде необмежено зростати, а отже середній прибуток $\bar{L}_{\{\pi(f)\}}$ можна вибрати в якості критерію оптимальності стаціонарної стратегії $\pi(f)$.

Автором сформульований критерій оптимальності стратегії на підставі ергодичних властивостей процесу $\zeta^{*(f)}(t)$, $t = 1, 2, \dots$ та представлений конструктивний числовий алгоритм знаходження оптимальної стратегії. Доведено також можливість її побудови за скінчену кількість кроків алгоритму.

Література

1 А.О. Война. Стохастичні математичні моделі та функція ризику при побудові оптимальних маркетингових стратегій. \ Журнал обчислювальної та прикладної математики. Вип. 2, 2004, №89, - с. 2-5.

2 А.О. Война. Планування заходів стимулювання збуту компанії з великою філійною мережею на основі стохастичного моделювання. // PDMU-2005. Thesis of conference reports – К.: “Київський університет” – 2005 – с. 118–120.

ЗАДАЧА КЕРУВАННЯ ЛІНІЙНОЮ СИСТЕМОЮ З НЕПОВНО ВИЗНАЧЕНИМИ ДИСКРЕТИЗОВАНИМИ ПОЧАТКОВО-КРАЙОВИМИ УМОВАМИ ВОЛОЩУК С.Д., СТОЯН В.А.

(Київський національний університет імені Тараса Шевченка)
serg_vls@rambler.ru

Продовжуючи дослідження, проведені в роботі [1], розглядається задача керування некоректною щодо кількості початково-крайових умов лінійною динамічною системою $L(\partial_s)y(s) = u(s)$, $s = (x, t) \in S_0^T = S \times [0, T]$ ($S \subset R^n$),

$$L_r^0(\partial_t)y(s)\Big|_{s=s_{rm}^0} = Y_{rm}^0 \quad (m=\overline{1, M_r^0}, r=\overline{1, R_0^*}),$$

$$L_\rho^\Gamma(\partial_x)y(s)\Big|_{s=s_{\rho m}^\Gamma} = Y_{\rho m}^\Gamma \quad (m=\overline{1, M_\rho^\Gamma}, \rho=\overline{1, R_\Gamma^*}),$$

з дискретними бажаними станами $y(s)\Big|_{s=s_m} = Y_m \quad (m=\overline{1, M})$,

яка функціонує в обмеженій просторово-часовій області S_0^T .

Керуюча функція $u(s)$ визначається згідно критерію

$$\begin{aligned} \Phi_u = & \sum_{m=1}^M (y(s)\Big|_{s=s_m} - Y_m)^2 + \sum_{r=1}^{R_0^*} \sum_{m=1}^{M_{r0}} (L_r^0(\partial_t)y(s)\Big|_{s=(x_{rm}^0, 0)} - Y_{rm}^0)^2 + \\ & + \sum_{\rho=1}^{R_\Gamma^*} \sum_{m=1}^{M_{\rho\Gamma}} (L_\rho^\Gamma(\partial_x)y(s)\Big|_{s=s_{\rho m}^\Gamma} - Y_{\rho m}^\Gamma)^2 \rightarrow \min_{u(s)}. \end{aligned}$$

Будується множина Ω_u керуючих функцій

$u(s) \ (s \in S_0^T \cup S_0 \cup S_\Gamma)$, таких що

$$y(s) = \int_{S_0^T} G(s-s')u(s')ds' + \int_{S_0} G(s-s')u(s')ds' + \int_{S_\Gamma} G(s-s')u(s')ds' \quad (s \in S_0^T)$$

(де $G(s-s')$ – фундаментальний розв'язок лінійного оператора

$$L(\partial_s), \text{ а } S_0 = S \times (-T_\varepsilon, 0), \ 0 < T_\varepsilon < \infty \text{ та } S_\Gamma = (S_\varepsilon \setminus S) \times [0, T],$$

$S_\varepsilon \in R^n$, $S_\varepsilon \supset S$ – деякі обмежені множини) буде задовольняти критерій Φ_u та рівняння системи.

Література

1. Волощук С.Д., Стоян В.А. Проблемы оптимизации в моделировании точечно управляемых динамических систем с распределенными параметрами // Проблемы управления и информатики. – 2003. – № 4. – С. 53-66.

**МОДЕЛЮВАННЯ ПРОЦЕСІВ РОЗПОДІЛУ НАСЕЛЕННЯ
ЗА РІВНЕМ ГРОШОВИХ ДОХОДІВ НА ОСНОВІ
ВИКОРИСТАННЯ ЛОГНОРМАЛЬНОЇ ФУНКЦІЇ**

РОЗПОДІЛУ

Гвелесіані А.Г.

Інститут демографії та соціальних досліджень

gvelana@ukr.net

Моделювання процесів розподілу населення за рівнем доходів (заробітної плати) має виключне значення, так як його основним призначенням є розрахунок поточних та очікуваних характеристик розподілу. Більшість зарубіжних та вітчизняних науковців визначають модель розподілу населення за грошовими доходами та заробітною платою як логарифмічно нормальну [1-9]. Українські науковці притримуються думки про необхідність її адаптації до певної економічної ситуації з розробкою відповідного апарату прогнозування [1, с.75; 2, с.34]. Новіков В.М. та Семенов В.В. розробили методику використання логнормальної двопараметричної моделі розподілу для короткострокового прогнозування розподілу населення за доходами [1,2,7].

У роботі використано властивості логнормальної функції з метою здійснення короткострокового прогнозу основних показників диференціації заробітної плати та встановлення впливу мінімальної заробітної плати на їх рівень. Для побудови розподілу були задані конкретні значення економічних характеристик (на основі даних Мінекономіки України про зростання МЗП та середньої заробітної плати), за якими розраховано параметри теоретичного розподілу, та здійснено прогноз параметрів та рівня диференціації заробітної плати на 2008-2010 роки на основі використання методики [1, 2]. Очікувані коефіцієнти концентрації та децильні коефіцієнти диференціації протягом 2008-2010 років будуть зростати та становитимуть 37,64-40,76 відс.п., та 5,5-7,53 рази.

Література

1 Новіков В.М., Семенов В.В. Актуальні питання структурного аналізу і прогнозування доходів населення // Економіка України. – 2005. – № 7. – С. 74-82.

- 2 Новіков В.М., Семенов В.В. Прогнозування доходів населення // Вісник Академії праці і соціальних відносин: Зб.наук. праць. – 2006. – № 1 (34). – С. 34-36.
- 3 Майер В.Ф. Доходы населения и рост благосостояния народа. – М., 1968. – 238 с.
- 4 Мигранова Л.А., Ольшанская Е.А. Макроэкономические прогнозы и оценка оплаты труда // Народонаселение. – 2004. – № 1. – С. 46-56.
- 5 Ольшанская Е.А. Моделирование распределения заработной платы // Народонаселение. – 2004. – № 4. – С.113-121.
- 6 Рабкина Н.Е., Римашевская Н.М. Основы дифференциации заработной платы и доходов населения – М., 1972. – 263 с.
- 7 Семенов В.В. Стохастичні моделі розподілу доходів, оцінка диференціації і нерівності добробуту // Соціальні трансформації: міжнародний та вітчизняний досвід. – К., 2003. – С. 224-237.
- 8 Шевяков А. Кирута А. Измерение экономического неравенства. – М.: „Лето”, 2002. – 320 с.
- 9 Aitchison J., Broun J.A.C. The Lognormal Distribution. Cambridge University Press, 1957.

АНАЛІЗ КРИТЕРІЇВ СТАЛОГО РОЗВИТКУ В УМОВАХ ІННОВАЦІЙНИХ ЗМІН

Гезь-Косовська О.І., Загородній Ю.В.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
yuzagor@ukr.net

На сьогоднішній день термін “сталий розвиток” розглядається вже не тільки у контексті світового розвитку, а проектується на окремі материки, країни, регіони [1]. Сталий розвиток регіону слід розуміти як забезпечення темпів соціально-економічного поступу в умовах гармонійної, збалансованої взаємодії природи та людини. Виникає необхідність окреслення критеріїв для визначення сталого розвитку регіонів, який неможливий без забезпечення екологічної безпеки, під якою розуміють систему показників стану навколишнього природного середовища з попередженням

погіршення екологічних умов і виникнення небезпеки для здоров'я людей.

Доповнимо цю систему такими важливими соціальними та економічними критеріями як чисельність населення, рівень освіти, стан здоров'я, трудові ресурси, випуск продукції та інвестиції в еколого-економічний розвиток регіону. Сьогодні моделі регіону повинні включати інноваційні процеси, які є засобом підвищення ефективності соціально-економічної діяльності і ведуть до успіху на ринку без зайвого негативного впливу на стан природного середовища.

При моделюванні регіон розглядається як відкрита система, умовно розділена на три взаємодіючі підсистеми: економічну, природну та соціальну. Агрегована модель розвитку з врахуванням інновацій може бути прикладом моделі, яка використовує вищевказані критерії [2, 3].

Література

1 Програма дій „Порядок денний на XXI століття” (“Agenda 21”) / ухв. конф. ООН з навкол. с-ща і сталого розвитку / Ріо-де-Жанейро, Саміт „Планета Земля”, 1992. – К.: Інтелсфера, 2000. – 360 с.

2 В.І. Гурман. Моделювання сталого розвитку з врахуванням інноваційних процесів. – М.: Економіка та математичні методи, 2003, том 39, № 1, с. 3-11

3 О.І. Гезь, Ю.В. Загородній, П.М. Зінько Розробка системи управління інноваціями з врахуванням економічного та екологічного критеріїв/Тези міжнародної наукової конференції «PDMU-2006».-Київ-Алушта, 2006.-С.88-90.

СИСТЕМИ КОНТРОЛЮ У СТРАХОВОМУ БИЗНЕСІ

Герман О.

Факультет кібернетики Київського національного
університету імені Тараса Шевченка

Метою страхування є захист майнових інтересів фізичних та юридичних осіб. Страхові компанії (СК) намагаються захистити свої страхові портфелі системою договорів перестрахування за якими вони передають частину своєї премії, а разом з нею і частину своєї фінансової

відповідальності іншим СК (перестраховальним компаніям). Це здійснюється для того, щоб СК змогла б виконати свої фінансові зобов'язання перед страхувальниками у разі виникнення великої кількості страхових випадків. З цією метою компанії підписують Угоди про перестраховування. Перестраховування буває факультативне (коли підписується окрема угода для кожного об'єкту страхування) та облігаторне. У випадку облігаторного перестраховування однією довгостроковою угодою (ДУ) регулюються відносини між СК по великій кількості об'єктів страхування (перестраховування). Кількість таких об'єктів може досягати півтори-дві сотні у місяць, і тому виникає необхідність здійснення ретельного контролю в діяльності СК.

До довгострокових угод кожного місяця підписуються Бордери ризиків-премій, у яких по кожному об'єкту страхування (наприклад страхування автотранспорту) вказується період страхування(перестраховування), тип страхування, страхова сума, утримання перестраховика (частка у відсотках та- у валюті за яку перед страхувальником несе фінансову відповідальність перестраховик, тариф перестраховування (відсоток від утримання перестраховика), нарахована перестраховочна премія, сума до сплати у звітному періоді. Перестраховальник повинен сплатити перестраховику суму коштів в обумовлений довгостроковою угодою термін.

Помилки та неточності у вищевказаних даних, можуть приводити до значних переоплат чи недооплат перестраховику з боку перестраховальника. Тому важливою задачею для СК є розробка автоматизованих систем контролю для запобігання та усунення помилок у розрахунках між різними СК.

**ДО РЕГУЛЮВАННЯ ГРОМАДСЬКОГО ПРОДУКТУ
ГОРБАЧУК В.М.*, ГАРКУША Н.І.** , КИРИЛЮК М.А.*****

*Інститут кібернетики імені В.М. Глушкова НАН України

**Київський національний університет імені Т. Шевченка

***Рівненський національний університет водного господарства
та природокористування

***GorbachukVasyl@netscape.net**

****NGarkusha@unicyb.kiev.ua**

Нехай тільки фірми 1 і 2 продають обсяг однорідного громадського продукту (скажімо, електроенергії) q_1 і q_2 відповідно за ціною $P = a - bQ$, де a , b – деякі додатні параметри, $Q = q_1 + q_2$. Фірма $i = 1, 2$ намагається максимізувати свій прибуток $\pi_i = (P - c)q_i$, де c – собівартість продукту ($c < a$).

Коли фірми кооперуються для монопольної (monopoly) ціни, то кожна обирає обсяг $q^m = (a - c)/(4b)$ й дістає прибуток $\pi^m = (a - c)^2/(8b)$; коли фірми конкурують за Курно (Cournot), то кожна обирає обсяг $q^c = (a - c)/(3b) > q^m$ й дістає прибуток $\pi^c = (a - c)^2/(9b) < \pi^m$.

Для регулятора, що максимізує суспільний добробут W із споживчого надлишку (consumer surplus) $CS = (a - P)Q/2$ та прибутків фірм, найвигіднішим є обсяг $q^w = (3a - 2c)/(12b)$. Цей обсяг більший за q^c при $2c > a$ і менший за q^c при $2c < a$, але завжди більший за q^m . Отже, регулятор (скажімо, НКРЕ), заохочуючи конкуренцію, має також контролювати параметри собівартості c та попиту a . Оскільки попит на електроенергію коливається протягом доби, то в загальному випадку регулятор має справу із задачею динамічної стохастичної оптимізації. Крім того, собівартість електроенергії різна для атомних, теплових, гідро- електростанцій. Іншим важливим питанням собівартості є стимулювання

альтернативних джерел енергії, які мають високі бар'єри входу в ринок [1].

Література

1. Gorbachuk V., Chumakov B. Who should lead: a producer or a supplier? /Modelare matematica, optimizare si tehnologii informationale. – Chisinau: Academia de transporturi, informatica si comunicatii, 2008. – P. 122–130.

ПРИНЯТИЕ РЕШЕНИЙ С ИНТЕРВАЛЬНЫМИ ОЦЕНКАМИ АЛЬТЕРНАТИВ

И.В. Гребенник, Т.Е. Романова, С.Б. Шеховцов
grebennik@onet.com.ua, tarom7@yahoo.com,
sherom@kharkov.ua

При создании систем поддержки принятия решений в геометрическом проектировании возникает задача вида

$$x^0 = \arg \underset{x \in X}{extr} \{k_1(x), k_2(x), \dots, k_n(x)\}, \quad (1)$$

где $k_i(x) \in \mathbf{I}_s\mathbf{R}$, $i \in J_n = \{1, 2, \dots, n\}$, $\mathbf{I}_s\mathbf{R}$ – пространство центрированных интервалов, X – множество допустимых решений.

Для решения задачи (1) предлагаются интервальные математические модели, реализация которых основана на применении известных методов решения многокритериальных задач, модифицированных для случая интервальных значений частных критериев $k_i(x)$ в $\mathbf{I}_s\mathbf{R}$.

В данном исследовании рассматриваются вопросы построения области компромиссов задачи принятия решений вида (1).

Если множество X дискретно и содержит небольшое число элементов, то для построения области компромиссов X^c используется попарное сравнение альтернатив $x \in X$ по

інтервальним оцінкам. Сравнение выполняется в смысле отношения порядка, введенного в $\mathbf{I}_s\mathbf{R}$.

В противном случае предлагается способ построения приближенной области компромиссов $\tilde{X}^c$, основанный на особенностях интервальной арифметики в $\mathbf{I}_s\mathbf{R}$, при этом $X^c \subset \tilde{X}^c \subset X$. Для конечного множества X приближенная область компромиссов $\tilde{X}^c$ представляется в виде $\tilde{X}^c = \bigcup_{i,j=1,\dots,n, i < j} \tilde{X}_{ij}^c$, где $\tilde{X}_{ij}^c \subset X$ – приближенная область компромиссов для двух критериев $\mathbf{k}_i(x), \mathbf{k}_j(x)$, $i \neq j \in I_n$. Если X – непрерывное множество, то $\tilde{X}^c = \prod_{i,j=1,\dots,n, i < j} \tilde{X}_{ij}^c$.

РЕКОНСТРУКЦІЯ МАТЕМАТИЧНОЇ МОДЕЛІ СИСТЕМИ ЗЕРНОВИРОБНИЦТВА ЗА ЧАСОВИМ РЯДОМ УРОЖАЙНОСТІ

Грицюк П. М.

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

Побудова математичної моделі динамічної системи з "перших принципів" на практиці часто є неможливою. У випадку коли експериментальні дані є головним джерелом інформації про досліджувану систему виникає проблема реконструкції емпіричної моделі за часовими рядами. Якщо вимірюванню доступна лише одна спостережувана величина x_1 , математичну модель будують у вигляді системи звичайних диференціальних рівнянь

$$\frac{dx_1}{dt} = x_2, \quad \frac{dx_2}{dt} = f(x_1, x_2) + g(t).$$

Функція f будується у вигляді степеневого полінома порядку K

$$f(x_1, x_2) = \sum_{l_1, l_2}^K c_{l_1, l_2} \prod_{j=1}^2 x_j^{l_j}, \quad \sum_{j=1}^2 l_j \leq K.$$

Полігармонічна функція g має вигляд

$$g(t) = \frac{a_0}{2} + \sum_{j=1}^{k_1} (a_j \cos(\frac{2\pi j t}{T_1}) + b_j \sin(\frac{2\pi j t}{T_1})) + \dots \\ + \sum_{j=1}^{k_m} (a_j \cos(\frac{2\pi j t}{T_m}) + b_j \sin(\frac{2\pi j t}{T_m}))$$

де $T_1, T_2, \dots, T_m$ періоди характерних для досліджуваного явища циклів. Описана вище модель була застосована нами для моделювання процесу зерновиробництва в областях України. Періоди характерних циклів були визначені шляхом мінімізації функціоналу

$$\Psi = \sum_{t=0}^{T_{\max}} (x_{1t} - \sum_{i=1}^m (a_i \cdot \cos(\omega_i t) + b_i \cdot \sin(\omega_i t)))^2 \rightarrow \min$$

Для визначення коефіцієнтів полінома f і функції g був використаний нелінійний варіант методу найменших квадратів з регуляризацією за Тихоновим. Часові ряди урожайності були попередньо згладжені методом дискретного віконного перетворення Фур'є.

ПРО ЗБІЖНІСТЬ ПОСЛІДОВНОСТІ ФУНКЦІЙ РОЗПОДІЛУ, ЩО ПОРОДЖУЄТЬСЯ СТАЦІОНАРНИМ СКЛАДНИМ ЛАНЦЮГОМ МАРКОВА.

Губеладзе А.К.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

Розглянута послідовність випадкових величин $\{\xi_i; i \geq 1\}$ є стаціонарним (у вузькому сенсі) складним ланцюгом Маркова порядку r . За цим визначенням послідовність випадкових векторів $\{(\xi_{i+1}; \dots; \xi_{i+r}) | i \geq 0\}$ є ланцюгом Маркова і r є найменшим числом, яке задовольняє визначенню послідовності

Маркова. $\xi_i \in \{0;1\}$, $\alpha_i \in \{0;1\}$ і $S_k = (\alpha_1; \dots; \alpha_r)$ – стан ланцюга з номером $k = 2^{r-1}\alpha_1 + \dots + \alpha_r + 1$, $k \in M = \{1; \dots; 2^r\}$. Матриця перехідних ймовірностей P задана перехідними ймовірностями $\{P_{kj}; k, j \in M\}$, де P_{kj} – ймовірність переходу зі стану з номером k в стан з номером j . $P\{\xi_1 = \alpha_1; \dots; \xi_r = \alpha_r\} = P_k$ – ймовірність початкового стану $S_k = (\alpha_1; \dots; \alpha_r)$ і стаціонарні початкові розподіли $(P_1; \dots; P_{2^r})$ є розв'язком системи лінійних рівнянь $\left\{P_k = P_{k'}P_{k'k} + P_{k'+2^{r-1}}P_{(k'+2^{r-1})k}; k \in M\right\}$, де $k' = k:2$ при парному k і $k' = (k+1):2$ при непарному k . $\xi^{(n)} = 0, \xi_1\xi_2 \dots \xi_n$ і $\xi = 0, \xi_1\xi_2 \dots$ – випадкові величини зі значеннями з одиничного сегменту, які визначені у двійковій системі числення у вигляді двійкових дробів за випадковими величинами складного ланцюга $\{\xi_i; i \geq 1\}$. $a_n = 0, \alpha_1\alpha_2 \dots \alpha_n$ число із одиничного сегмента $[0;1]$, задане у двійковій системі числення. $P\{a_n\} = P\{\xi_1 = \alpha_1; \dots; \xi_n = \alpha_n\} = P_{\alpha_1 \dots \alpha_n}$ – ймовірність числа a_n , яка визначається за початкові та перехідні ймовірності складного ланцюга. Функції розподілу $F_n(t)$ і $F(t)$, що відповідають складному ланцюгу $\{\xi_i; i \geq 1\}$, визначаються наступним чином: $F_n(t) = P\{\xi^{(n)} < t\} = \sum_{0, \alpha_1 \dots \alpha_n < t} P_{\alpha_1 \dots \alpha_n}$, $F(t) = P\{\xi < t\}$. $F(t)$ є границею послідовності $\{F_n(t); n \geq 1\}$ і $F_n(t) \geq F(t)$ при $t \in [0;1]$. Наступні результати є справедливими в загальному випадку для розглянутих складних ланцюгів Маркова, коли в множині станів ланцюга є декілька ергодичних класів $K_m = \{S_{i_1}; \dots; S_{i_{m'}}\}$, $1 \leq m < 2^r$.

Теорема 1. Нехай $\{\xi_i; i \geq 1\}$ – стаціонарний складний ланцюг Маркова порядку r з ергодичними класами $\{K_m; 1 \leq m < 2^r\}$. Тоді послідовність функцій розподілу $\{F_n(t); n \geq 1\}$ збігається до функції розподілу $F(t)$ за мірою Лебега, для довільного $\varepsilon > 0$ $\lim_{n \rightarrow \infty} \mu\{t | F_n(t) - F(t) \geq \varepsilon\} = 0$ при $n \rightarrow \infty$.

Теорема 2. Послідовність функцій розподілу $\{F_n(t); n \geq 1\}$, яка відповідає стаціонарному складному ланцюгу Маркова порядку r , збігається до функції розподілу $F(t)$ слабо: для довільної неперервної на сегменті $[0;1]$ функції

$$g(t) \lim_{n \rightarrow \infty} \int_0^1 g(t) dF_n(t) = \int_0^1 g(t) dF(t) \text{ при } n \rightarrow \infty.$$

Література

1. Губеладзе А.К., Шарапов М.М. Об аппроксимации некоторых классов сингулярных распределений. Тези міжнародної конференції PDMU-2003. с.8-14, Алушта, Україна.
2. Губеладзе А.К., Шарапов М.М. Скінченнозначні стаціонарні випадкові послідовності. Частина I. – К.: Миг-пресс, 2007 – 160с.

ПРО ОДИН ПІДХІД ДО ПРИЙНЯТТЯ РІШЕННЯ ТА КЕРУВАННЯ СИСТЕМОЮ ТИПУ «ЗАБРУДНЕННЯ- ОЧИЩЕННЯ»

Гурин В.А., Бомба А.Я., Сівак В.М., Сафоник А.П.

Національний університет водного господарства та природокористування, м. Рівне

abomba@ukr.net, safonik@ukr.net

Розглядається нелінійна модельна задача процесу типу «забруднення-очищення»:

$$\varepsilon \left(\frac{\partial}{\partial x} \left(D(x, y, t, c) \frac{\partial c}{\partial x} \right) + \frac{\partial}{\partial y} \left(D(x, y, t, c) \frac{\partial c}{\partial y} \right) \right) - v_x(x, y) \frac{\partial c}{\partial x} - v_y(x, y) \frac{\partial c}{\partial y} + f(x, y, t) = \frac{\partial c}{\partial t}, \quad (x, y, t) \in G_z \times (-\infty, \infty);$$

$$c(M, t)|_{L_0} = 0, \quad \alpha_i(M, t)c + \beta_i(M, t) \frac{\partial c}{\partial n} \Big|_{L_i} = \gamma_i(M, t), \quad i = 1, 2,$$

де G_z – криволінійна напівсмука (ріка), обмежена проміжком витoku $L_0 = \{(x, y) : x = -l_*, 0 \leq y \leq l\}$ та «береговими» ділянками L_1, L_2 ; $c = c(x, y, t)$ – концентрація забруднень у точці (x, y) в момент часу t , v_x, v_y – компоненти вектора швидкості, $\varepsilon \cdot D$ – коефіцієнт дифузії (ε – малий параметр), $n = n(M)$ – нормаль, M – біжуча точка відповідної кривої; $\alpha_i, \beta_i, \gamma_i$ – неперервні обмежені функції, що характеризують процеси, які відбуваються в прибереговій зоні ($\alpha^2 + \beta^2 \neq 0$). Тут $f(x, y, t) = \alpha_{jk}$, де $\alpha_{jk} = \alpha_{jk}^*$, якщо $(x, y) \in Z_j, t \in [t_k^*, t_{k+1}^*]$; $\alpha_{jk} = -\alpha_{jk}^0$, якщо $(x, y) \in O_j, t \in [t_k^0, t_{k+1}^0]$; $\alpha_{jk} = 0$ – в інших випадках, α_{jk}^* – інтенсивності виробничих забруднювачів (Z_j – ділянки їх дії), α_{jk}^0 – інтенсивності очищувачів (O_j – ділянки їх дії), $[t_k^*, t_{k+1}^*]$, $[t_k^0, t_{k+1}^0]$ – проміжки часу їх дії відповідно.

Керування та прийняття рішень здійснюється за умов оптимальних прибутків виробників (що враховують штрафи на очищення) та забезпечення допустимих концентрацій на ділянках контролю E_j .

**ОПТИМІЗАЦІЯ РОЗВ'ЯЗКІВ СИСТЕМИ ЛІНІЙНИХ
ДИФЕРЕНЦІАЛЬНИХ РІВНЯНЬ З НЕМАРКОВСЬКИМИ
КОЕФІЦІЄНТАМИ
ДЖАЛЛАДОВА І.А.
КНЕУ, Київ
irada-05@mail.ru**

Виведено необхідні умови оптимальності, що дають змогу здійснити синтез оптимального керування. При цьому вдалося дістати принципово нові види систем рівнянь типу Ріккаті. Розглядається лінійна система керування

$$\frac{dX(t)}{dt} = A(t, \zeta(t))X(t) + B(t, \zeta(t))U(t) \quad (1)$$

з випадковими напівмарковськими коефіцієнтами. Шукаємо вектор керування $U(t)$ за умовою мінімуму квадратичного функціоналу

$$v = \int_0^{\infty} \langle X^*(t)Q(t, \zeta(t))X(t) + U^*(t)L(t, \zeta(t))U(t) \rangle dt, \quad (2)$$

де $Q(t, \zeta(t))$ і $L(t, \zeta(t))$ — симетричні додатно визначені матриці з напівмарковськими елементами. Припускаємо, що оптимальне керування

$$U(t) = S(t, \zeta(t))X(t), \quad (3)$$

де $S(t, \zeta(t))$ — матриця з напівмарковськими елементами.

Припустимо також, що при кожному стрибку випадкового процесу $\xi(t)$ у момент часу t_j розв'язок системи рівнянь (1) має стрибок

$$X(t_j + 0) = C_{sk}X(t_j - 0) \quad (s, k = 1, \dots, n), \quad (4)$$

якщо $\xi(t_j + 0) = \theta_s$, $\xi(t_j - 0) = \theta_k$.

Теорема . Нехай коефіцієнти системи керування (1) є напівмарковськими функціями і визначаються рівностями

$$\frac{dX_k(t)}{dt} = G_k(t)X_k(t), \quad G_k(t) \equiv A_k(t) + B_k(t)S_k(t) \quad (k = 1, \dots, n).$$

Тоді оптимальне керування (3), що мінімізує функціонал (2), визначається із системи рівнянь

$$U_s(t) = -L_s^{-1}(t)B_s^*(t)R_s(t)X_s(t) \quad (s = 1, \dots, n).$$

де матриці $R_s(t)$ є розв'язками системи рівнянь типу Ріккати

$$\begin{aligned} \frac{dR_s(t)}{dt} = & -Q_s(t) - A_s^*(t)R_s(t) - R_s(t)A_s(t) + R_s(t)B_s(t)L_s^{-1}(t)B_s^*(t)R_s(t) - \\ & - \frac{\psi'_s(t)}{\psi_s(t)}R_s(t) - \sum_{k=1}^n \frac{q_{ks}(t)}{\psi_s(t)}C_{ks}^*R_k(0)C_{ks} \quad (s = 1, \dots, n), \end{aligned} \quad (5)$$

Вираз у дужках у системі рівнянь (5) визначається властивостями випадкового процесу $\zeta(t)$ і стрибками розв'язків у випадкові моменти часу.

**ПОСТРОЕНИЕ ОПТИМАЛЬНЫХ ПЛАНОВ
ДИАГНОСТИЧЕСКИХ ТРАЕКТОРИЙ В УСЛОВИЯХ
НЕОПРЕДЕЛЁННОСТИ**

И.Н. ДОЛГОПОЛОВ

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

В результате клинической диагностики, получают первичную диагностическую информацию о состоянии пациента, которая в результате индуктивного вывода обобщается в объёме набора правдоподобных диагнозов. Разработаны алгоритмы построения оптимальной диагностической траектории (ДТр), которые в условиях неполноты информации, характеризуемой высоким уровнем риска и неопределённости, генерируют планы последовательного и целенаправленного определения недостающих признаков для перевода множества правдоподобных диагнозов в единственно достоверный. Реализация плана связана с проблемой оптимального выбора и планирования метода исследований с учётом всех ограничений на диагностический процесс [1]. При добавлении актуализируемого признака к признакам состояния больного получаем некий исход, который можно обобщить в виде предварительного диагноза, выбираемого из некоего множества правдоподобных гипотез с разной степенью вероятности. В задачах диагностического цикла, результатом которых может быть только одно решение предлагается следующий алгоритм.- состояние описывается неким множеством текущих

признаков, входное воздействие представляет собой недостающий признак для постановки диагноза, и выставляемый диагноз. По этой же схеме, каждый выбранный признак, необходимый для постановки диагноза детерминирует выбор метода, времени, очереди определения и др., согласно схемы оптимизации ДТр. Для решения задач в условиях неопределённости вероятности возможных исходов принимаемых решений неизвестны.

Литература

1. Долгополов И.Н. Интеллектуальная система управления процессами клинической диагностики // Проблемы информатики и управления. -

РОЗРАХУНОК ФІНАНСОВОГО ПОТОКУ, ЩО МАКСИМІЗУЄ ДОХІД ВЛАСНИКА ПІДПРИЄМСТВА.

Доленко Г.О., Мироненко Д. М.
galinadolenko2006@yandex.ru

Розглянемо одну з найбільш актуальних для власників підприємств задач фінансового управління.

$$DA(T) \longrightarrow \max$$

$$I(t) = (1 + r)C(t-1) + S(t) \quad (1)$$

$$C(t-1) = I(t-1) - D(t-1) - CS(t-1) \quad (2)$$

$$C^{\min} \leq C(0) \leq C^{\max} \quad (3)$$

$$\sum_{t=1}^T CS(t) = \sum_{t=1}^T [S(t) + k(t) \sum_{\tau=1}^t (S(\tau) - CS(\tau))] \quad (4)$$

$$I(t) \geq 0, \quad C(t) \geq 0, \quad S(t) \geq 0, \quad CS(t) \geq 0 \quad (5)$$

де $I(t)$ - надходження (прибуток) в кінці бізнес циклу;

$C(t)$ - оборотні кошти що вкладаються на початку кожного циклу;

$C(0)$ - платіж на початок планового періоду;

$DA(T)$ - дохід власника підприємства;

$S(0)$ - позикові кошти; $CS(t)$ - платіж по кредиту;
 α - частка відрахувань; τ - тривалість бізнес-циклу;
 r - рентабельність; k - відсоток по кредиту;
 $C^{\max}(0), C^{\min}(0)$ - максимальне і мінімальне значення платежу;
 $I^{\max}$ - максимальне значення прибутку;
 CF^0 - власні кошти на початок планового періоду.

Потрібно знайти: оптимальну частку відрахувань α і
 розрахувати значення керованих параметрів
 $x = \{C(0), S(0), CS(t)\}$, що задовольняє обмеженням (1)-(5) та
 максимізує дохід власника $DA(T)$ за період $[0, T]$, при умові
 що α фіксоване $0 \leq \alpha \leq 1$.

Для розв'язання цієї задачі запропонований алгоритм і
 програмна реалізація.

МНОЖИННІ МОДЕЛІ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ ТА НЕЧІТКІ МНОЖИНИ

Донченко В.С.

voldon@unicyb.kiev.ua

Доповідь присвячена концепції множинних моделей
 невизначеності, як загальної «рамковій концепції» розуміння
 невизначеності, та опису специфіки кожного з методів опису
 невизначеності, зокрема, – нечіткого – в рамках пропонованої
 концепції. Підкреслена увага до нечіткого підходу визначається
 претензією його творців на спеціальне та особливе його місце
 серед інших підходів до математичного моделювання (опису)
 невизначеності.

В концепції «множинних моделей» невизначеність
 пов'язується з експериментом (спостереженням, дослідом,
 випробуванням), який складається з двох частин: 1) формування
 того, що називається умовами експерименту; 2) визначенням та
 фіксацією того, що за цих умов з'являється. Важливим для
 розуміння природи невизначеності в рамках пропонованої
 концепції є поділ умов експерименту на варіативну та сталу за
 умовчанням частини, а також визначення того, що таке

«реєстрація результатів» експерименту. Зазначимо, що різні варіанти тлумачення того, що представляє собою «реєстрація результатів» відіграють важливу роль у формалізації уявлень про невизначеність та її моделювання математичними засобами.

Місце нечіткого підходу в рамках обговорюваної концепції пропонується визначати [1,2] через такий класичний засіб опису невизначеності, як статистичний. Згадана можливість визначення місця нечіткого підходу уможливлується строгим результатом про статистичну інтерпретацію функції належності класичної нечіткої множини через систему умовних ймовірностей певної події за повною групою подій. Розглядаються також застосування запропонованого результату для розв'язання низки внутрішніх проблем теорії нечітких множин.

Література

1. Donchenko V. Fuzzy sets: Abstraction axiom, Statistical Interpretation. Observations of Fuzzy Sets. //International Journal "Information Theories and Applications". – V.13, №3. – 2005.– P.233-239.
2. Донченко В.С. Умовні розподіли та нечіткі множини//Вісник Київського університету. Серія: фізико-математичні науки.– №3.–1998. – С.175-179.

УСЛОВИЯ УСТОЙЧИВОСТИ ВЕКТОРНОЙ КОМБИНАТОРНОЙ ЗАДАЧИ С ЧАСТНЫМИ КРИТЕРИЯМИ ВИДА MINMIN

В. А. Емеличев, К. Г. Кузьмин

Белорусский государственный университет

emelichev@bsu.by, kuzminkg@mail.ru

Пусть $N_m = \{1, 2, \dots, m\}$, $T \subseteq 2^{N_m} \setminus \{\emptyset\}$, $|T| \geq 2$, A_i – i -я строка матрицы $A = [a_{ij}] \in \mathbf{R}^{n \times m}$, $n \geq 1$, $m \geq 2$. И пусть компонентами вектор-функции $f(t, A) = (f_1(t, A_1), f_2(t, A_2), \dots, f_n(t, A_n))$, заданной на множестве (допустимых) решений T , являются миниминные критерии

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

Под векторной (n -критериальной) задачей $Z^n(A)$ будем понимать задачу нахождения множества Парето $P^n(A)$ [1]. Как обычно [2], задачу $Z^n(A)$ назовем T_3 -устойчивой (устойчивой в терминологии [3]), если

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

где $\Omega(\varepsilon) = \{B \in \mathbf{R}^{n \times m} : \|B\| < \varepsilon\}$, $\|\cdot\|$ – некоторая норма в пространстве $\mathbf{R}^{n \times m}$.

Ясно, что при выполнении равенства $P^n(A) = T$ задача $Z^n(A)$ является T_3 -устойчивой. Задачу $Z^n(A)$, для которой $P^n(A) \neq T$, будем называть нетривиальной.

Известно [4], что совпадение множеств Парето $P^n(A)$ и Слейтера $Sl^n(A)$ [1], будучи достаточным условием T_3 -устойчивости нетривиальной задачи $Z^n(A)$, не является необходимым. Для формулировки необходимого и одновременно достаточного условия T_3 -устойчивости введем следующие обозначения:

$$V(t, I, A) = \prod_{i \in I} N_i(t, A_i), \quad I \subseteq N_n,$$

$$N_i(t, A_i) = \text{Arg min} \{a_{ij} : j \in t\}, \quad i \in N_n,$$

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

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

Через v_I будем обозначать проекцию вектора $v \in \mathbf{R}^n$ на координатные оси с номерами из множества $I \subseteq N_n$.

Теорема. Для того чтобы векторная нетривиальная задача $Z^n(A)$, $n \geq 1$, с частными критериями вида MINMIN была T_3 -устойчива, необходимо и достаточно, чтобы для всякого решения $t \in Sl^n(A)$ выполнялось условие

$$\forall v \in V(t, N_n, A) \exists t^* \in P^n(t, A) \left(v_{I(t, t^*)} \in V(t^*, I(t, t^*), A) \right).$$

Следствие 1. Если векторная нетривиальная задача $Z^n(A)$, $n \geq 1$, является T_3 -устойчивой, то

$$\forall t \in Sl^n(A) \exists t^* \in P^n(A) \quad (t \cap t^* \neq \emptyset).$$

Следствие 2. Любое из следующих условий является достаточным для T_3 -устойчивости векторной задачи $Z^n(A)$, $n \geq 1$:

- (i) $P^n(A) = Sl^n(A)$,
- (ii) $\forall t \in Sl^n(A) \exists t^* \in P^n(t, A) \forall i \in I(t, t^*) \quad (N_i(t, A_i) \subseteq N_i(t^*, A_i))$,

(iii) каждая строка матрицы A состоит из попарно различных элементов.

Следствие 3. Скалярная задача $Z^1(A)$ является T_3 -устойчивой при любом векторе $A \in \mathbf{R}^m$.

Литература

- 1 Подиновский В. В., Ногин В. Д. Парето-оптимальные решения многокритериальных задач. – М.: Наука, 1982, – 256 с.
- 2 Сергиенко И. В., Шило В. П. Задачи дискретной оптимизации. Проблемы, методы решения, исследования. – Киев: Наук. думка, 2003, – 261 с.
- 3 Сергиенко И. В., Козерацкая Л. Н., Лебедева Т. Т. Исследование устойчивости и параметрический анализ дискретных оптимизационных задач. – Киев: Наук. думка, 1995, – 169 с.
- 4 Гирлих Э., Ковалев М. М., Кравцов М. К. Стабильность, устойчивость и квазиустойчивость многокритериальной задачи на системе подмножеств // Кибернетика и системный анализ, 1999, № 5, с. 111–124.

**МЕРА КВАЗИУСТОЙЧИВОСТИ ВЕКТОРНОЙ ЗАДАЧИ
ЦЕЛОЧИСЛЕННОГО ЛИНЕЙНОГО
ПРОГРАММИРОВАНИЯ С ОБОБЩЕННЫМ
ПРИНЦИПОМ ОПТИМАЛЬНОСТИ В МЕТРИКЕ
ГЁЛЬДЕРА**

Емеличев В. А., Платонов А. А.

Белорусский государственный университет

emelichev@bsu.by, plabian@gmail.com

Пусть задана m -критериальная задача целочисленного линейного программирования (ЦЛП) с n переменными $Cx = (C_1x, C_2x, \dots, C_mx)^T \rightarrow \min_{x \in X}$, где $C = [c_{ij}]_{m \times n} \in \mathbf{R}^{m \times n}$, $m, n \in \mathbf{N}$, C_i – i -я строка матрицы C , $i \in N_m = \{1, 2, \dots, m\}$, X – конечное множество решений в $\mathbf{Z}^n$, причем $|X| > 1$, $x = (x_1, x_2, \dots, x_n)^T$. Пусть $s \in N_m$, $N_m = \bigcup_{r \in N_s} I_r$ – разбиение множества N_m на s непустых непересекающихся подмножеств (групп), т. е. $I_r \neq \emptyset$, $r \in N_s$; $p \neq q \Rightarrow I_p \cap I_q = \emptyset$. В критериальном пространстве $\mathbf{R}^m$ каждому такому разбиению $(I_1, I_2, \dots, I_s)$ поставим в соответствие бинарное отношение строгого предпочтения $\Omega^m(I_1, I_2, \dots, I_s)$ между различными векторами $y = (y_1, y_2, \dots, y_m)$ и $y' = (y'_1, y'_2, \dots, y'_m)$, полагая $y \Omega^m(I_1, I_2, \dots, I_s) y' \Leftrightarrow \exists k \in N_s (y_{I_k} \succ y'_{I_k} \&$
 $k = \min\{i \in N_s : y_{I_i} \neq y'_{I_i}\})$; y_{I_k} и y'_{I_k} – проекции соответственно векторов y и y' на координатные оси пространства $\mathbf{R}^m$ с номерами группы I_k ; $\succ$ – отношение, порождающее принцип оптимальности по Парето [1].

Введенное бинарное отношение $\Omega^m(I_1, I_2, \dots, I_s)$ задает такой принцип упорядоченности сформированных групп критериев, в котором каждая предыдущая группа существенно важнее всех последующих. В результате это отношение порождает множество $(I_1, I_2, \dots, I_s)$ -эффективных (обобщенно-

эффективных) решений в соответствии с правилом

$$G^m(C, I_1, I_2, \dots, I_s) = \{x \in X : \forall x' \in X \quad (Cx \overline{\Omega^m(I_1, I_2, \dots, I_s)} Cx')\},$$

где $\overline{\Omega^m(I_1, I_2, \dots, I_s)}$, как обычно, означает отрицание отношения $\Omega^m(I_1, I_2, \dots, I_s)$.

Очевидно, что множество N_m -эффективных решений $G^m(C, N_m)$ ($s=1$) является множеством Парето, то есть множеством эффективных решений [1], а множество $(\{1\}, \{2\}, \dots, \{m\})$ -эффективных решений $G^m(C, \{1\}, \{2\}, \dots, \{m\})$ ($s=m$) совпадает с множеством лексикографических оптимумов [2].

Векторную задачу ЦЛП, состоящую в поиске множества $G^m(C, I_1, I_2, \dots, I_s)$, будем обозначать через $Z^m(C, I_1, I_2, \dots, I_s)$.

По аналогии с [3], радиусом квазиустойчивости (в терминологии [4] T_4 -устойчивости) задачи $Z^m(C, I_1, I_2, \dots, I_s)$ в пространстве с метрикой Гёльдера l_p , $1 \leq p \leq \infty$, назовем число

$$\rho_p^m(C, I_1, I_2, \dots, I_s) = \begin{cases} \sup \Xi, & \text{если } \Xi \neq \emptyset, \\ 0 & \text{в противном случае,} \end{cases}$$

где

$\Xi = \{\varepsilon > 0 : \forall C' \in \Psi_p(\varepsilon) (G^m(C, I_1, I_2, \dots, I_s) \subseteq G^m(C + C', I_1, I_2, \dots, I_s))\}$, $\Psi_p(\varepsilon) = \{C' \in \mathbf{R}^{m \times n} : \|C'\|_p < \varepsilon\}$. Здесь под нормой матрицы $\|C'\|_p$ понимается норма Гёльдера l_p вектора, состоящего из всех компонент матрицы C' . Введем в рассмотрение оператор проектирования вектора $a = (a_1, a_2, \dots, a_n) \in \mathbf{R}^n$ на неотрицательный ортант $[a]^+ = (a_1^+, a_2^+, \dots, a_n^+)$, где $a_i^+ = \max\{0, a_i\}$. Тем самым, знак $\langle\langle + \rangle\rangle$ над вектором означает положительную срезку этого вектора.

Используя известное неравенство Гёльдера, доказана следующая теорема.

Теорема. 1 При любых $1 \leq s \leq m$, $1 \leq p \leq \infty$ и всяком

разбиении множества N_m на s групп для радиуса квазиустойчивости $\rho_p^m(C, I_1, I_2, \dots, I_s)$ векторной задачи ЦЛП $Z^n(C, I_1, I_2, \dots, I_s)$ справедлива формула

$$\rho_p^m(C, I_1, I_2, \dots, I_s) = \min_{x \in G^m(C, I_1, I_2, \dots, I_s)} \min_{x' \in X \setminus \{x\}} \frac{\| [C_{I_1} (x' - x)]^+ \|_p}{\| x' - x \|_q}.$$

Здесь C_{I_1} – подматрица матрицы C , состоящая из строк с

номерах группы I_1 ; $q = \frac{p}{p-1}$ при $1 < p < \infty$; $q = 1$ при $p = \infty$;

$q = \infty$ при $p = 1$.

Из теоремы, в частности, получаем известные (см., например, [3], [5]) формулы радиуса квазиустойчивости векторных задач ЦЛП с паретовским и лексикографическим принципами оптимальности в метриках l_1 , l_∞ и l_p .

Литература

- 1 Подиновский В. В., Ногин В. Д. Парето-оптимальные решения многокритериальных задач. - Москва: Наука, 1982. - 256 с.
- 2 Сергиенко И. В. Математические модели и методы решения задач дискретной оптимизации. - Киев: Наукова думка, 1988. - 471 с.
- 3 Emelichev V. A., Girlich E., Nikulin Yu. V., Podkopaev D. P. Stability and regularization of vector problems of integer linear programming. Optimization, 51 (2002), N 4, p. 645 - 676.
- 4 Сергиенко И. В., Шило В. П. Задачи дискретной оптимизации. Проблемы, методы решения, исследования. - Киев: Наукова думка, 2003. - 261 с.
- 5 Емеличев В. А., Кузьмин К. Г. О радиусе устойчивости эффективного решения векторной задачи целочисленного линейного программирования в метрике Гельдера, Кибернетика и системный анализ, 42 (2006), № 4, с. 175 - 181.

ОДНА ЗАДАЧА ОПТИМАЛЬНОГО ВЫБОРУ

Слейко Я.І., Музичук А.А.

Львівський національний університет ім.І.Франка

Нехай на момент $t=0$ задані функції:

$$f_i : T \rightarrow [0, +\infty), \quad r : S \rightarrow [0, 1],$$

де $T = \{0, 1, \dots, L\}$, $i = \overline{1, k}$, S - скінченна множина станів в яких може перебувати зовнішнє середовище в довільний момент часу $t \in T$.

Будемо казати, що стан s є кращий за стан q ($s \succ q$) якщо виконується нерівність $r(s) < r(q)$ і стан s є еквівалентний станів q ($s \sqsim q$) якщо $r(s) = r(q)$ для всіх $s, q \in S$. Необмежуючи загальності вважаємо, що множина S не містить двох еквівалентних станів та всі елементи є впорядковані від «найкращого» до «найгіршого», тобто $s_1 \succ s_2 \succ \dots \succ s_n$.

Через x_t ($t \in T$) позначимо випадкову величину, яка набуває значень із множини S , з функцією розподілу $F_{x_t}(x)$. Майбутню поведінку зовнішнього середовища в дискретні моменти часу $t \in T$ будемо описувати за допомогою випадкових послідовностей $\xi = \{x_0, x_1, \dots, x_L\}$, множину яких позначимо через S_L . Для порівняння впливу випадкових послідовностей на значення функції побудуємо наступний показник ефективності при умові $\xi \in S_L$:

$$e(f_i | \xi) = \frac{1}{f_i(0, x_0)} \left(\sum_{t=1}^L f_i(t | x_t) - 1 \right), \quad (1)$$

де $f_i(t | x_t = s)$ - переоцінене значення $f_i(t)$ на момент $t=0$ при умові, що зовнішнє середовище на момент часу $t \in T$ знаходиться в стані $x_t \in S$,

$$f_i(t | x_t = s) = f_i(t) \cdot B(s, t), \quad \text{де } B(s, t) = (1 + r(s))^{-t}.$$

Будемо казати що для функції f_i випадкова полідовність ξ є кращою за послідовність η ($\xi \succ \eta$) якщо виконується нерівність $e(f_i|\xi) > e(f_i|\eta)$ і послідовність ξ є еквівалентною з η ($\xi \sqsim \eta$) якщо $e(f_i|\xi) = e(f_i|\eta)$.

Оскільки функція $B(s,t)$ спадна по t , то для максимізації значення функції введемо ще один критерій, а саме – швидкість накопичення значень функції f_i при умові $\xi \in S_L$ [1]:

$$\nu(f_i|\xi) = \sum_{t=1}^L f_i(t) \cdot v_t(\xi), \quad (2)$$

$$\text{де } v_t(\xi) = 1 - \left(\sum_{j=1}^t B(x_j, j) \right) \left(\sum_{l=1}^L (L-l+1) B(x_l, l) \right)^{-1}. \quad (3)$$

Через α_i позначимо вагу функції f_i в портфелі особи, що приймає рішення (ОПР). Тоді задача оптимального вибору зводиться до наступної двокритеріальної задачі:

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^k \alpha_i \cdot \sum_{\xi \in S_L} e(f_i|\xi) \cdot p(\xi) &\rightarrow \max_{\alpha} \\ \sum_{i=1}^k \alpha_i \cdot \sum_{\xi \in S_L} \nu(f_i|\xi) \cdot p(\xi) &\rightarrow \max_{\alpha} \end{aligned}$$

При обмеженнях $\sum_{i=1}^k \alpha_i = 1$, $\sum_{i=1}^k f_i(0) \leq R_0$, де $R_0 > 0$ встановлюється ОПР.

Зауважимо, що ймовірності $p(\xi)$ ($\xi \in S_L$) шукаються в залежності від припущень про поведінку зовнішнього середовища.

Література

1. Музичук А. Масна О. Критерій порівняння банком інвестиційних проектів з однаковим NPV // тези доповідей міжнародної наукової конф. «Банківська система України в умовах глобалізації фінансових ринків» Черкаси 18-20 жовтня 2006, С.97-100.

СИСТЕМА ДИСТАНЦІЙНОГО НАВЧАННЯ «OMEGA»

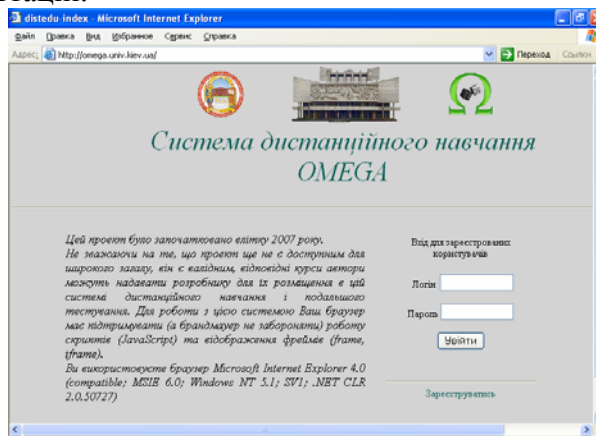
Закусило О.К., Лебедєв Є.О., Шарапов М.М.,

Кучеренко О.В., Лукович О.В., Усар І.Я.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

Зростання попиту на неперервну освіту, яка повинна бути доступною будь-де і будь-коли, дало поштовх розвитку електронним програмам та курсам, консультаціям. Зараз навчальні заклади намагаються надати студентам можливість дистанційного навчання. При впровадженні навчальних дистанційних курсів більшість стикаються з проблемою вибору оболонки, веб-платформи, які є або громіздкими, або мають обмеження у своїх можливостях та незручність відповідного процесу наповнення.

Система дистанційного навчання «OMEGA» розроблялася з метою забезпечення більш зручного наповнення навчальними курсами, значно зменшити об'єм, в чому зацікавлені провайдери, та розширити можливість інтерактивного контролю студента та надання йому консультацій.



Основні типи користувачів системи дистанційного навчання(СДН) «OMEGA» – викладач, адміністратор і студент. Викладач готує курси, які будуть використовуватись в СДН «OMEGA», та контролює процес навчання, адміністратор

забезпечує функціонування системи і інтеграцію курсів, студент використовує СДН «OMEGA» для навчання.

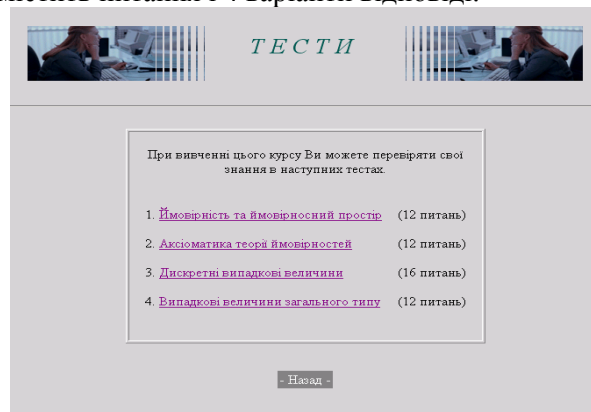
Базовими навчально-методичними елементами СДН «OMEGA» є навчальні курси та тести. На поточний момент завершено розробку першої версії взаємопов'язаних дистанційних курсів «Теорія ймовірностей» і «Математична статистика». Ведеться робота по створенню курсів «Соціальна статистика», «Актварна математика».

Дистанційний курс «Теорія ймовірностей» складається з чотирьох модулів:

1. Скінченний та злічений імовірносний простір. Геометричне визначення імовірності.
2. Аксиоматика теорії ймовірностей.
3. Дискретні випадкові величини.
4. Випадкові величини загального типу.

Лекційний матеріал викладено на основі навчального посібника [1]. У кожному модулі підрозділи, з яких він складається, закінчуються питаннями. Це зосереджує увагу студента на важливих моментах теорії, стимулює його до самостійного поглибленого вивчення матеріалу. Це допомагає засвоїти теорію до того рівня, щоб використовувати її на практиці. Перші модельні задачі подані з повним їх розв'язком.

Нарешті у кінці кожного модуля наведені тести, які викладач у діалоговому режимі може використовувати для поточного контролю засвоєння теоретичного матеріалу. Кожний тест містить питання і 4 варіанти відповіді.



Дистанційний курс «Математична статистика» містить в доступній формі елементи основних напрямків сучасної статистичної теорії (див., наприклад, [2]). При викладенні матеріалу акцент робиться на дослідженні питань оптимальності відповідних статистичних процедур і їх практичної реалізації. В курсі широко використовуються асимптотичні методи теорії ймовірностей, значна увага приділяється питанням прикладної інтерпретації матеріалу і результатів, що презентуються. «Математична статистика» складається з наступних п'яти модулів:

- 1 Елементи вибіркової теорії.
- 2 Оцінювання невідомих параметрів.
- 3 Перевірка статистичних гіпотез.
- 4 Параметричні гіпотези.
- 5 Лінійна регресія і метод найменших квадратів.

Відносно діалогу із студентською аудиторією цей курс має також засоби, як і попередній: питання, задачі і тести.

Курси «Теорія ймовірностей» і «Математична статистика» розраховані на студентів факультетів кібернетики класичних університетів (спеціальності прикладна математика, інформатика, соціальна інформатика), фізико-математичних факультетів технічних та педагогічних ВУЗів.

Література.

1. Лебедєв Є.О., Шарапов М.М. Курс лекцій з теорії ймовірностей-К.: Норіта-плюс, 2007.-168с.
2. Ивченко Г.И., Медведев Ю.И. Математическая статистика.- М.: Высшая школа, 1984.-248с.

ПРИНЦИП РІЗНОТИПНОСТІ В МОДЕЛЯХ ПРИЙНЯТТЯ РІШЕНЬ ТА ЕКОНОМІЧНИХ МЕХАНІЗМАХ КІОТСЬКОГО ПРОТОКОЛУ

Заславський В.А., Козар Н.М., Пасічна М.В.

vzas@univ.kiev.ua

Кіотський протокол (КП) базується на положеннях Рамкової конвенції ООН про зміну клімату і є інструментом, який включає три економічні механізми: торгівля квотами, проекти спільного впровадження (СВ) та проекти механізму

чистого розвитку. КП привів до виникнення нового міжнародного ринку – ринку викидів парникових газів (ПГ). У базовому 1990 р. Україна займала 5 місце за кількістю викидів ПГ серед країн з Додатку I КП, а у 1998 р. - 10 місце (рис.1) і тому має «в резерві» квоти на викиди, які можуть бути продані на міжнародному ринку ПГ. Україна на даний момент посідає 1 місце в списку найбільш привабливих країн для здійснення проектів СВ, з потенціалом у різних галузях (рис.2).

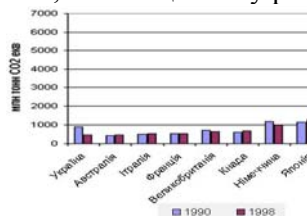


Рис.1. Зміна викидів ПГ

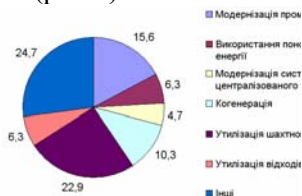


Рис.2. Потенціал створення одиниць скорочення викидів по типам проектів СВ

Впровадження механізмів КП потребує розробки нових еколого-економічних підходів та оптимізаційних математичних моделей, які на основі принципу різнотипності дозволяти б моделювати стадії та етапи процесів прийняття рішень та проектів СВ, що забезпечують зниження викидів ПГ з участю України.

МОДЕЛІ АНАЛІЗУ ТА ОПТИМІЗАЦІЇ ФУНКЦІОНУВАННЯ ПЛАТІЖНОЇ СИСТЕМИ

Заславський В.А., Стрижак Г.О.

Факультет кібернетики Київського національного
університету імені Тараса Шевченка
zas@unicyb.kiev.ua, st-anna@ukr.net

Платіжна система (ПС) розглядається як складна ієрархічна територіально-розподілена система, що відповідає за організацію, ефективне функціонування та забезпечення високонадійного виконання операцій з платіжними картками (ПК). ПС забезпечує безготівкові розрахунки між банками,

банкоматами та торговими точками, в яких обслуговуються власники ПК [1-3].

ПС складається з великої кількості різнотипних елементів та взаємозв'язків між ними. Тому при формуванні стратегії управління в ПС, автоматизації моніторингу, аналізі та оптимізації процесів функціонування ПС необхідно враховувати специфіку операцій, розробляти нові та використовувати відомі математичні моделі та алгоритми прийняття рішень та інформаційні технології.

Структуру ПС з її складовими частинами можна представити наступними множинами елементів та зв'язками між ними: $B = \{b_i, i = 1, 2, \dots, i_B\}$ - банки емітенти (b_i^I) та еквайри (b_i^A); $C = \{c_k, k = 1, 2, \dots, k_C\}$ - процесингові центри (ПЦ); $B_0 = \{b_0\}$ - розрахунковий банк (РБ); $V = \{v_m, m = 1, 2, \dots, m_V\}$ - торгівельно-сервісні підприємства (ТСП) та $W = \{w_n, n = 1, 2, \dots, n_W\}$ - торгівельні термінали; $A = \{a_r, r = 1, 2, \dots, r_A\}$ - пункти видачі готівки (банкомати); $Z = \{z_l, l = 1, 2, \dots, l_Z\}$ - власники карт. Позначимо $\Omega = (B, C, Z, V, W, A)$ - множину всіх складових елементів ПС. В процесі функціонування ПС елементи $e_i \in \Omega$ взаємодіють між собою, що задається функцією взаємодії $\varphi(e_j; e_i)$ між елементами $e_i, e_j \in \Omega$. Таким чином, ПС представляється як сукупність елементів та взаємозв'язків між ними $(\Omega; \varphi)$ і представляється графом (рис.1), що має деревовидну структуру.

Архітектура ПС проявляється в її організаційній, технологічній, інформаційній та фінансовій структурі у відповідності з

основними
типами
взаємодій
елементів ПС
[4,5].
Технологічно-
організаційна
модель ПС

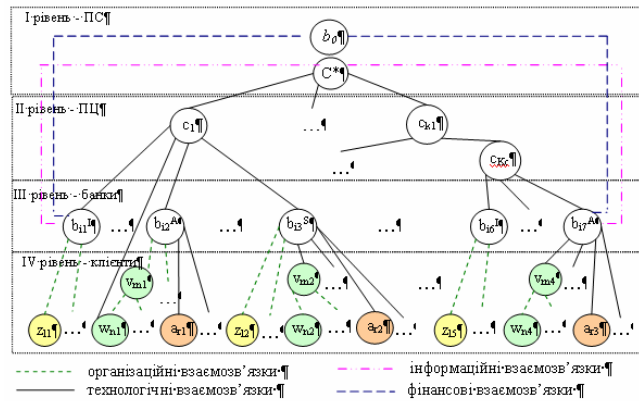


Рис. 1 - Ієрархічна структура ПС

представляється у вигляді графа (рис.1), у якому вузлами є елементи $e_i \in \Omega$, а зв'язками – функції організаційної $(\varphi^L(e_j^{\alpha-1}; e_i^\alpha))$ та технологічної взаємодії $(\varphi^T(e_j^{\alpha-1}; e_i^\alpha))$. Таке представлення ПС надає можливість розв'язувати задачі: оцінки та управління технологічними ризиками ПС, виявлення вузьких місць в роботі ПС, підвищення її надійності, дослідження та вироблення стратегії оптимального управління ПС.

Модель інформаційної взаємодії елементів ПС також може бути представлена у вигляді графа (рис.1), у якому вузлами є елементи $e_i \in \Omega$, а зв'язками – функції інформаційних потоків $(\varphi^I(e_j^{\alpha-1}; e_i^\alpha))$. На основі моделі інформаційної та організаційної взаємодії можна виділити наступні множини транзакцій:

$$T_{OU}^A = \{t_{z_l}^{a_r} : \varphi^L(z_l; b_i) = 1 \wedge \varphi^L(a_r; b_i) = 1\},$$

$$T_{NU}^A = \{t_{z_l}^{a_r} : \varphi^L(z_l; b_i) = 1 \wedge \varphi^L(a_r; b_j) = 1 \wedge i \neq j\},$$

$$T_{OU}^P = \{t_{z_l}^{w_n} : \varphi^L(z_l; b_i) = 1 \wedge \varphi^L(w_n; v_m) = 1 \wedge \varphi^L(v_m; b_i) = 1\}$$

$$T_{NU}^P = \{t_{z_l}^{w_n} : \varphi^L(z_l; b_i) = 1 \wedge \varphi^L(w_n; v_m) = 1 \wedge \varphi^L(v_m; b_j) = 1 \wedge i \neq j\}$$

Фінансова модель ПС представляється через функції фінансових потоків між елементами ПС $\varphi^F(e_j^{\alpha-1}; e_i^\alpha)$ і має

вигляд:

$$\varphi^F(z_l; b_j) = \sum_{t_{z_l}^{a_r} \in T_{OU}^A} (s(t_{z_l}^{a_r}) + r_{b_j}^{SA}(t_{z_l}^{a_r})) + \sum_{t_{z_l}^{a_r} \in T_{NU}^A} (s(t_{z_l}^{a_r}) + r_{b_j}^{IA}(t_{z_l}^{a_r})) + \sum_{t_{z_l}^{w_n} \in T_{OU}^P \cup T_{NU}^P} s(t_{z_l}^{w_n})$$

$$\varphi^F(b_j; b_i) = \sum_{t_{z_l}^{a_r} \in T_{NU}^A} (s(t_{z_l}^{a_r}) + r_{b_i}^{AA}(t_{z_l}^{a_r})) + \sum_{t_{z_l}^{w_n} \in T_{NU}^P} (s(t_{z_l}^{w_n}) - r_{b_j}^{IP}(t_{z_l}^{w_n}))$$

$$\varphi^F(b_i; v_m) = \sum_{t_{z_l}^{w_n} \in T_{OU}^P \cup T_{NU}^P} (s(t_{z_l}^{w_n}) - r_{b_i}^{AP}(t_{z_l}^{w_n}))$$

$$\varphi^F(b_i; c_k) = \sum_{t_{z_l}^{a_r} \in T_{OU}^A \cup T_{OU}^P} r_{c_k}^{CS}(t_{z_l}^{a_r}) + \sum_{t_{z_l}^{a_r} \in T_{NU}^A} r_{c_k}^{CA}(t_{z_l}^{a_r}) + \sum_{t_{z_l}^{w_n} \in T_{NU}^P} r_{c_k}^{CP}(t_{z_l}^{w_n})$$

де $s(t_{z_l}^\bullet)$ - сума транзакції $t_{z_l}^\bullet$ ($t_{z_l}^\bullet = t_{z_l}^{a_r}$ або $t_{z_l}^\bullet = t_{z_l}^{w_n}$); $r_{b_i}^{SA}(t_{z_l}^{a_r})$ – комісія банку-емітента b_i за транзакцію $t_{z_l}^{a_r}$, якщо $t_{z_l}^{a_r} \in T_{on-us}^A$; $r_{b_i}^{IA}(t_{z_l}^{a_r})$ – комісія банку-емітента b_i за транзакцію $t_{z_l}^{a_r}$, якщо

$t_{z_l}^{a_r} \in T_{not-on-us}^A$; $r_{b_i}^{IP}(t_{z_l}^{w_n})$ – міжбанківська комісія банку-емітента b_i за транзакцію $t_{z_l}^{w_n}$, якщо $t_{z_l}^{w_n} \in T_{not-on-us}^P$ (interchange fee); $r_{b_i}^{AA}(t_{z_l}^{a_r})$ – міжбанківська комісія банку-еквайєра b_i за транзакцію $t_{z_l}^{a_r}$, $t_{z_l}^{a_r} \in T_{not-on-us}^A$ (interchange fee); $r_{b_i}^{AP}(t_{z_l}^{w_n})$ – еквайрингова комісія банку b_i за транзакцію $t_{z_l}^{w_n}$, $t_{z_l}^{w_n} \in T_{on-us}^P \cup T_{not-on-us}^P$; $r_{c_k}^{CA}(t_{z_l}^{\bullet})$ – комісія ПЦ, який обслуговує термінали банку-еквайєра b_i , за авторизацію транзакції $t_{z_l}^{\bullet}$, $t_{z_l}^{\bullet} \in T_{not-on-us}^A \cup T_{not-on-us}^P$; $r_{c_k}^{CI}(t_{z_l}^{\bullet})$ – комісія ПЦ, який обслуговує банку-емітента b_i , за авторизацію транзакції $t_{z_l}^{\bullet}$, $t_{z_l}^{\bullet} \in T_{not-on-us}^A \cup T_{not-on-us}^P$; $r_{c_k}^{CS}(t_{z_l}^{\bullet})$ – комісія ПЦ, який обслуговує банк b_i , за авторизацію транзакції $t_{z_l}^{\bullet}$, $t_{z_l}^{\bullet} \in T_{on-us}^A \cup T_{on-us}^P$.

На основі наведеної фінансової моделі платежів в ПС можна побудувати модель прибутків елементів ПС: прибуток банку b_i : $f_{b_i} = f_{b_i}^I + f_{b_i}^A + f_{b_i}^S$; прибуток ПЦ c_k $f_{c_k}(t_{z_l}^{w_n})$.

$$\begin{aligned}
 f_{b_i}^I(t_{z_l}^{\bullet}) &= \sum_{t_{z_l}^{a_r} \in T_{NU}^A} (r_{b_i}^{IA}(t_{z_l}^{a_r}) - r_{b_i}^{AA}(t_{z_l}^{a_r}) - r_{c_k}^{CI}(t_{z_l}^{a_r})) + \sum_{t_{z_l}^{w_n} \in T_{NU}^P} (r_{b_i}^{IP}(t_{z_l}^{w_n}) - r_{c_k}^{CI}(t_{z_l}^{w_n})) \\
 f_{b_i}^A(t_{z_l}^{\bullet}) &= \sum_{t_{z_l}^{a_r} \in T_{NU}^A} (r_{b_i}^{AA}(t_{z_l}^{a_r}) - r_{c_k}^{CA}(t_{z_l}^{a_r})) + \sum_{t_{z_l}^{w_n} \in T_{NU}^P} (r_{b_i}^{AP}(t_{z_l}^{w_n}) - r_{b_i}^{IP}(t_{z_l}^{w_n}) - r_{c_k}^{CP}(t_{z_l}^{w_n})) \\
 f_{b_i}^S(t_{z_l}^{\bullet}) &= \sum_{t_{z_l}^{a_r} \in T_{OU}^A} (r_{b_i}^{SA}(t_{z_l}^{a_r}) - r_{c_k}^{CS}(t_{z_l}^{a_r})) + \sum_{t_{z_l}^{w_n} \in T_{OU}^P} (r_{b_i}^{AP}(t_{z_l}^{w_n}) - r_{c_k}^{CS}(t_{z_l}^{w_n})) \\
 f_{c_k}(t_{z_l}^{\bullet}) &= \sum_{t_{z_l}^{a_r} \in T_{OU}^A} r_{c_k}^{CS}(t_{z_l}^{a_r}) + \sum_{t_{z_l}^{w_n} \in T_{OU}^P} r_{c_k}^{CS}(t_{z_l}^{w_n}) + \sum_{t_{z_l}^{a_r} \in T_{NU}^A} (r_{c_k}^{CA}(t_{z_l}^{a_r}) + r_{c_k}^{CI}(t_{z_l}^{a_r})) + \\
 &+ \sum_{t_{z_l}^{w_n} \in T_{NU}^P} (r_{c_k}^{CA}(t_{z_l}^{w_n}) + r_{c_k}^{CI}(t_{z_l}^{w_n}))
 \end{aligned}$$

Представлені співвідношення являються основою для побудови оптимізаційних математичних моделей прогнозування та оптимізації фінансові потоків між елементами ПС, оцінки ризиків неплатежів, оцінки потенційних прибутків від підключення нового учасника ПС, розв'язання задач формування оптимальних тарифів ПС.

На основі наведених співвідношень можна поставити та розв'язувати задачі аналізу ризиків, що виникають в процесі

функціонування ПС та оцінки збитків від реалізації даних ризиків. Якщо для кожного з елементів ПС визначено можливі ризики, що виникають в процесі діяльності та відомі імовірності їх появи, то оцінюються втрати від реалізації даних ризиків як окремого елемента, так і кожного з елементів з якими він пов'язаний у ієрархії, а також збитки у ПС в цілому.

Література

1. <http://ema.com.ua/>
2. Быстров Л.В., Воронин А.С., Гамольский А.Ю. и др. Пластиковые карты, - М.: "БДЦ-пресс", 2005 – 624с.
3. Вавилов А.В., Ильин И.И. Пластиковые карты: принципы построения платежных систем, - М.: Европиум-пресс, 1999 - 128с.
4. Усоскин В.М. Банковские пластиковые карточки – М. ИПЦ «Вазар-Ферро», 1995. – 144 с.
5. Кистанов А.М. Оценка надежности систем безналичных расчетов на пластиковых картах // Вестник СамГТУ Серия "Технические науки". – 2000. - №8.
6. Оре О. Теория графов, - М.: Наука, 1980. - 336с.

ЗАСТОСУВАННЯ АЛГОРИТМІВ ТЕОРІЇ РОЗВ'ЯЗУЮЧИХ ОПЕРАТОРІВ ДЛЯ МОДЕЛЮВАННЯ ПЕРЕНОСУ І ВИКИДІВ ЗАБРУДНЮЮЧИХ РЕЧОВИН В АТМОСФЕРІ

Зінько П.М.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка.

zinko@unicyb.kiev.ua

Нестационарный просторовий перенос забруднення в атмосфері в області, яка прилягає до місць викидів описується диференціальним рівнянням [1–2]

$$\frac{\partial \varphi}{\partial t} + \frac{\partial u \varphi}{\partial x} + \frac{\partial v \varphi}{\partial y} + \frac{\partial (w - w_s) \varphi}{\partial z} + \sigma \varphi =$$

$$\operatorname{div}(\mu \cdot \nabla \varphi) + \sum_{i=1}^N q_i(t) \delta(r - r_i(t)), \quad (1)$$

де $\varphi(x, y, z, t)$ – концентрація забруднюючої речовини в одиниці об'єму повітря; u, v, w – компоненти вектора швидкості повітряного середовища в декартовій системі координат $oxyz$ (площина $хоу$ відповідає поверхні Землі); w_s – швидкість гравітаційного осідання «важких» частинок забруднюючої речовини; σ – коефіцієнт розпадання, хімічного розкладу забруднення (враховує зміну концентрації домішок з плином часу); $\mu = (\mu_x, \mu_y, \mu_z)$ – коефіцієнти турбулентної дифузії; $q_i(t)$ – інтенсивність точкових джерел забруднень; $r_i = (x_i, y_i, z_i)$ – місцезнаходження точкових джерел забруднення; $\delta(r - r_i)$ – дельта-функція Дірака; t – час. Розв'язок рівняння (1) визначається в області D , яка має форму паралелепіпеда, $D = \{(x, y, z) \mid 0 \leq x \leq X, 0 \leq y \leq Y, 0 \leq z \leq Z\}$.

Сформулюємо граничні умови для рівняння (1).

Якщо виконуються розрахунки поширення забруднення з врахуванням занесення ззовні забруднюючої речовини з концентрацією φ_s , то

$$\varphi|_{\Gamma^-} = \varphi_s, \text{ при } (\vec{v} \cdot \vec{n}) < 0; \quad (2)$$

у випадку коли не враховується занесення ззовні забруднюючої речовини, то

$$\varphi|_{\Gamma^-} = 0, \text{ при } (\vec{v} \cdot \vec{n}) < 0. \quad (3)$$

На границі витоку повітряної маси із розрахункової області D :

$$\partial\varphi/\partial n|_{\Gamma^+} = 0, \text{ при } (\vec{v} \cdot \vec{n}) \geq 0. \quad (4)$$

Тут $\vec{v}$ – вектор швидкості повітря, $\vec{n}$ – одиничний вектор зовнішньої нормалі до границі Γ розрахункової області D .

На поверхні Землі ставиться умова:

$$\partial\varphi/\partial z|_{z=0} = \alpha\varphi, \quad \alpha > 0, \quad (5)$$

де α – коефіцієнт, який враховує характер взаємодії забруднюючої речовини із землею поверхнею.

На верхній границі поширення забруднення ($z = Z$) вертикальна складова швидкості повітря $w = 0$, а тому задається умова:

$$\partial\varphi/\partial z|_{z=Z} = 0 \quad (6)$$

(або умова $\varphi|_{z=Z} = 0$ для «важких» забруднюючих речовин).

Початкова умова для рівняння (1) задається у вигляді

$$\varphi = 0 \quad \text{при } t = 0, \quad (7)$$

(або $\varphi = \varphi_0(x, y, z)$ при $t = 0$ у випадку поширення початкового викиду у формі «хмаринки»).

Сформульована крайова задача (1)–(7) має єдиний розв’язок [1–2].

Вводячи сітку ω_Δ в області D і використовуючи апроксимації першої та другої похідних функції φ , крайову задачу (1)–(7) зводимо до задачі Коші для звичайного диференціального рівняння

$$\frac{du(t)}{dt} = f(u(t), t), \quad u(0) = u^0. \quad (8)$$

Наближений розв’язок задачі (8) знаходиться на основі формули типу "прогноз-корекція" [3,4]

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

де $h > 0$ – крок інтегрування системи (8), p – "прогнозна" функція

$$p(\tau) = u(t) + (\tau - t)f(u(t), t) + O(h^2), \quad \tau \in [t - h; t + h]$$

Наближене значення $u(t + h)$ апроксимує розв'язок задачі

Коші (8) з похибкою $O(h^3)$.

Література

1. Марчук Г.И. Математическое моделирование в проблеме окружающей среды. –М.: Наука. –1982. –320 с.
2. Згуровский М.З., Скопецкий В.В., Хрущ В.К., Беляев Н.Н. Численное моделирование распространения загрязнения в окружающей среде. –К.: Наук. думка. –1997. –367 с.
3. Зінько П.М. Методи наближеного розв'язування задач Коші, які використовують розв'язуючі оператори і формулу Тейлора // Обчислювальна і прикладна математика. –1997. –вип.1. –с.54–59.
4. Зінько П.М. Неявна різницева схема для розв'язування неоднорідного рівняння теплопровідності зі змінними коефіцієнтами //Вісник Київ. ун-ту. Серія: фіз.-мат. науки.–2006.–Вип.№2.–с.186–191.

ОБРОБКА АУДИОСИГНАЛІВ ТА ВИДІЛЕННЯ ФОРМАНТ.

ЗІНЬКО Т.П.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка.

tzinko@ukr.net

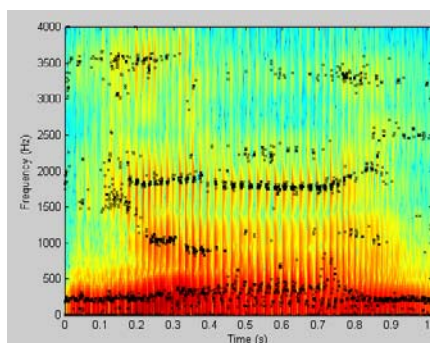
Розглядається важлива задача обробки мовних сигналів і розв'язування задач Speech Recognition та побудови природнього інтерфейсу для комп'ютерних систем. Задача обробки мовних сигналів є областю дослідження, що інтенсивно розвивається [1]. Існують різні відкриті (для вільного доступу) системи, якими дослідник може користуватися в цій області [2, 3].

Одним із важливих підходів у формуванні векторів ознак є аналіз спектральних характеристик: побудова векторів ознак на основі перетворення Фур'є (частотні характеристики (абсолютне значення перетворення Фур'є), енергетичний спектр (абсолютне значення перетворення Фур'є у квадраті));

кепстральні характеристики (дійсна частина оберненого перетворення Фур'є від енергетичного спектру); комбінація згаданих підходів на основі проміжних перетворень відповідних характеристик, так звані, melscale-перетворення.

В роботі пропонується підхід до формування векторів ознак на основі формантних характеристик короточасових спектрів організованих у спектрограмі. Форманти представляють собою «основні» спектральні характеристики аналізованого сигналу – локальні максимуми енергетичного спектру. Загалом, типовим формантним представленням сигналу може слугувати наступний малюнок 1.

Вектором ознак на основі формантних характеристик можна розглядати гістограму у частотній області побудовану за спектрограмою. Перевагою цього підходу є стандартизованість представлення спектрограми у вигляді вектора ознак. Використання такого вектора ознак показало свою ефективність в аналізі мовних сигналів.



Мал. 1. Спектрограма та формантне представлення звуку «Я»

Література

1. Сергиенко А.Б. Цифровая обработка сигналов. –СПб.: Питер. – 2003. – 604 с.
2. GoldWave Digital Audio Editor. <http://www.goldwave.com/>
3. Praat: doing phonetics by computer. www.fon.hum.uva.nl/praat/

ПРО ІНФОРМАТИКУ ЯК НАУКОВУ ДИСЦИПЛІНУ

Зубенко В.В.¹, Сидоренко Ю.В.² Скрипниченко В.А.³

¹ Київський національний університет ім.Тараса Шевченка

² Національний технічний університет України “КПІ”

³ Національний аграрний університет
vvz@unicyb.kiev.ua

Не зважаючи на стрімкий розвиток індустрії інформатики протягом останніх кількох десятиріч, процес самовизначення інформатики як науки все ще не можна вважати завершеним. Проходить він досить суперечливо в нелегкій боротьбі між кількома полюсами - "інженерним", "математичним", "комунікативним", тощо. Кожний з них має своє підґрунтя і зорінтований на ті чи інші аспекти процесів обробки інформації..

Сьогодні наукову складову інформатики "обслуговує" цілий ряд розділів математики та математичної логіки, семіотики та математичної лінгвістики і така тенденція буде зберігатись і в майбутньому. Але поряд з процесом "переварювання" та засвоєння результатів суміжних дисциплін, в інформатиці іде активний пошук та формування і власних основ. Створення власного фундаменту є однією з найбільш актуальних задач сучасної інформатики [1]. В зв'язку з цим виникають питання, а на які моделі повинен спиратися такий фундамент, які їх стосунки з кібернетичними моделями, тощо.

У доповіді пропонується розглянути у якості предмета інформатики *інтенсимальні моделі* комунікативних процесів та систем. Ми виходимо з того, що інформація в комунікативній системі існує не абстрактно, а вона передається і отримується суб'єктами комунікативного процесу у вигляді спеціальних дескрипцій. Це означає, що комунікативні процеси та системи по своїй суті, своїй природі, не можуть

предметно розглядатись та вивчатись поза межами їх дескриптивних засобів – екстенсимальних та інтенсимальних. При цьому екстенсимальні та змішані моделі пропонується залишити кібернетиці та іншим наукам, а інформатиці відвести саме інтенсимальні, конструктивні моделі [2,3]. Таке обмеження, з одного боку, дозволило б урегулювати взаємовідносини інформатики з найближчими сусідами (наприклад, зняти питання про нібито “смерть” кібернетики, поглинення її інформатикою, тощо), а з другого могло б уберегти її саму від необґрунтованих подальших узагальнень.

В рамках даного дескриптивного підходу уточнюються основні поняття інформатики: інформаційної системи та моделі, процедури як загального засобу подання функцій, конструктивного об’єкту та алгоритму, мови програмування та програми.

Спираючись на вказані поняття, робиться стислий огляд дескриптологічних витоків інформатики.

Література

1. Редько В.Н. Основания дескриптологии // Кибернетика и системный анализ.-2003.-№ 5.-с.16-36.
2. Зубенко В.В. Про деякі загальні поняття інформатики. Наукові записки НаУКМА, Комп’ютерні науки, К., Т.16, 1999, с.17-22.
- 3.Зубенко В.В. Про становлення інформатики як наукової та учбової дисципліни.// Тези доповіді. Наук.-практ. конф. з програмування “УкрПрог-2008”, Київ, 27-29 травня 2008 р. (Подано)
- 4.Поспелов Д.А. Становление информатики в Россию.- В кн.: Очерки истории информатики в России.(Редакторы-составители Д.А.Поспелов и Я.И.Фет).-Н.:Научно-издательский центр ИГТМ СО РАН.-1998.

НОВІ РЕЗУЛЬТАТИ ПРО ГРАТКИ БЕРНУЛЛІ

О.М. Іксанов

КНУ ім. Т.Шевченка

iks@unicyb.kiev.ua

Нехай $\xi_1, \xi_2, \dots$ -- незалежні копії випадкової величини із заданим розподілом на $(0,1)$. Гратка Бернуллі—це випадковий об'єкт, що утворюється послідовним розміщенням n куль у нескінченний масив урн, помічених числами $1, 2, \dots$. На першому кроці кожна з n куль, незалежно від інших, кидається в урну 1 з ймовірністю ξ_1 . На другому кроці кожна з куль, що залишилися, незалежно від інших, кидається в урну 2 з ймовірністю ξ_2 і т.і. Процедура повторюється, доки всі кулі не будуть розміщені по урнах. Випадкова ймовірність того, що окрема куля потрапить в урну j дорівнює

$$P_j = (1 - \xi_1) \cdots (1 - \xi_{j-1}) \xi_j, \quad j \in N.$$

У доповіді обговорюється слабка збіжність таких функціоналів, визначених на гратці Бернуллі: індекса K_n^* останньої зайнятої урни, індекса першої порожньої урни, числа K_n зайнятих урн, числа $K_{n,0}$ порожніх урн з індексами, що не перевищують K_n^* , числа куль в останній зайнятій урні.

Найважливіший результат стверджує, що за слабких моментних припущень послідовність $K_{n,0}$ слабо збігається без нормалізації і, отже, асимптотична поведінка послідовностей K_n^* та K_n однакова.

Література.

1. Gneden, A., Iksanov, A., Negadajlov, P., Roesler, U. The Bernoulli sieve revisited. Препрінт.

**АСИМПТОТИКИ ОСЦИЛЮЮЧИХ ОБМЕЖЕНИХ
ОПТИМАЛЬНИХ КЕРУВАНЬ ДЛЯ КРИТИЧНОГО
ВИПАДКУ В ПАРАБОЛІЧНИХ ПЕРІОДИЧНИХ
КРАЙОВИХ ЗАДАЧАХ**

Капустян В.О., Скорик О.М., Фартушний І.Д.

Київ, Україна, НТУУ „КПІ”

У даній роботі розглядаються задачі оптимального осцилюючого керування для сингулярно збурених параболічних періодичних задач у критичному випадку. Критичність полягає в тому, що відповідна вироджена задача має непусте ядро [1]. Обмеження на керування мають глобальний характер. Показано, що точка $\varepsilon = 0$ є полюсом кінечної кратності [2]. Знайдені умови, які дозволяють модифікувати задачу оптимального керування для сингулярно збуреної параболічної періодичної системи у критичному випадку.

Побудовано і обґрунтовано асимптотики осцилюючих глобально обмежених оптимальних керувань для сингулярно збурених параболічних періодичних задач в критичному випадку для модифікованої задачі.

Література.

1. Васильєва А. Б., Бутузов В. Ф. Асимптотические методы в теории сингулярных возмущений. - М.: Высшая школа, 1990. - 208 с.
2. Капустян В.О., Фартушний І. Д. Асимптотики розділених глобально обмежених оптимальних керувань для сингулярно збурених параболічних періодичних задач у критичному випадку. - Наукові вісті НТУУ "КПІ", 2007, № 3, с. 57 - 66.

**МІНІМАКСНЕ ОЦІНЮВАННЯ ФУНКЦІОНАЛІВ ВІД
РОЗВ'ЯЗКІВ КРАЙОВОЇ ЗАДАЧІ ДЛЯ ПАРАБОЛІЧНОГО
РІВНЯННЯ ЗІ ШВИДКО ОСЦИЛЮЮЧИМИ
КОЕФІЦІЄНТАМИ**

Капустян О.А.

Київський національний університет імені Тараса
Шевченка

alexkap@i.com.ua

Раніше в роботах [1, 2] були знайдені мінімаксні оцінки лінійних функціоналів від розв'язків параболічної крайової задачі за спостереженнями в дискретні моменти часу за станом

системи у випадку спільних і окремих обмежень на похибки. Та питання про знаходження мінімаксних оцінок функціоналів від розв'язків такої задачі, але зі швидко осцилюючими коефіцієнтами, раніше не вивчалось.

У даній роботі встановлюється, що задача мінімаксного оцінювання лінійних функціоналів, визначених на розв'язках крайової задачі для параболічного рівняння зі швидко осцилюючими коефіцієнтами еквівалентна задачі оптимального керування з неквадратичним критерієм якості. Але отримані оцінки неефективні через відсутність результатів про їх представлення. Тому отримано результати мінімаксного оцінювання, коли вимірювання беруться з деякого еліпсоїду (α -мінімаксні оцінки). Запропоновано підхід для визначення апроксимуючих α_0^ε -мінімаксних оцінок, які зберігають властивість теореми про представлення.

Література

- 1.Наконечный О.Г., Капустян О.А. Мінімаксне оцінювання функціоналів від розв'язку крайових задач для параболічних рівнянь при точкових спостереженнях // Вісник Київського університету. Серія: фізико-математичні науки, 2001. – Випуск 1, с.191-197.
- 2.Капустян О.А. Мінімаксні задачі точкового спостереження для параболічної крайової задачі при окремих та спільних обмеженнях на збурення // Проблемы управления и информатики, 2002. - №3, с.44-57.

АНАЛИЗ ОДНОГО ТИПА УСТОЙЧИВОСТИ МНОГОКРИТЕРИАЛЬНОЙ МИНИСУММНОЙ КОМБИНАТОРНОЙ ЗАДАЧИ РАЗМЕЩЕНИЯ

О. В. Карелкина, К. Г. Кузьмин

Белорусский государственный университет
ok00100@gmail.com, kuzminkg@mail.ru

Рассмотрим многокритериальный вариант задачи нахождения медиан, т. е. задачи поиска такого размещения пунктов обслуживания, чтобы сумма кратчайших расстояний до пунктов потребления была минимальной. Для формальной постановки задачи введем следующие обозначения.

Пусть $N_m = \{1, 2, \dots, m\}$ – множество возможных пунктов размещения поставщиков (оборудования, складов, предприятий, средств обслуживания и т. п.), N_n – места расположения потребителей (клиентов), c_{ijk} – затраты, связанные с доставкой требуемого количества продукции из пункта $i \in N_m$ в пункт $j \in N_n$ по критерию $k \in N_s$. Наряду с трехиндексной матрицей $C = (c_{ijk})$ размера $m \times n \times s$ с элементами из $\mathbf{R}$, будем использовать и ее двумерные сечения $C_k \in \mathbf{R}^{m \times n}$, $k \in N_s$.

Пусть на множестве T непустых подмножеств (траекторий) $T \subset 2^{N_m}$, $|T| \geq 2$, задана вектор-функция $f(t, C) = (f_1, f_2, \dots, f_s)$ с частными критериями вида

$$f_k = f_k(t, C_k) = \sum_{j \in N_n} \min_{i \in t} c_{ijk} \rightarrow \min, \quad k \in N_s.$$

Под s -критериальной минисуммной задачей размещения $Z^s(C)$ будем понимать задачу поиска множества Парето $P^s(C)$. Если $s=1$ и для любой траектории $t \in T$ верно равенство $|t| = p$, где натуральное число $p \leq m-1$, то рассматриваемая задача представляет собой широко известную экстремальную комбинаторную задачу о p -медиане [1, 2].

Возмущения параметров векторного критерия $f(t, C)$ будем осуществлять путем сложения матрицы C с матрицами множества $\Omega(\varepsilon) = \{C' \in \mathbf{R}^{m \times n \times s} : \|C'\| < \varepsilon\}$, где $\varepsilon > 0$, $C' = (c'_{ijk})$, $\|\cdot\|$ – некоторая норма в пространстве $\mathbf{R}^{m \times n \times s}$. Согласно [3] задачу $Z^s(C)$ назовем T_4 -устойчивой (в терминологии [4] – квазиустойчивой), если существует такое число $\varepsilon > 0$, что при любой возмущающей матрице $C' \in \Omega(\varepsilon)$ имеет место включение $P^s(C) \subseteq P^s(C + C')$.

Полагая $N_{jk}(t, C_k) = \text{Argmin}\{c_{ijk} : i \in t\}$, введем обозначение

$$t \sqsubset_C t' \Leftrightarrow \forall (j, k) \in N_n \times N_s \quad (N_{jk}(t, C_k) = N_{jk}(t', C_k)).$$

Теорема. Для того чтобы s -критериальная задача $Z^s(C)$, $s \geq 1$, была T_4 -устойчивой, необходимо и достаточно, чтобы

для любых двух траекторий $t, t' \in P^s(C)$, подчиненных условию $f(t, C) = f(t', C)$, выполнялось отношение $t \sqsubset_C t'$.

Определим традиционное множество Смейла:

$$Sm^s(C) = \{t \in P^s(C) : \forall t' \in T \setminus \{t\} \ (f(t, C) \neq f(t', C))\}.$$

Следствие 1. Равенство $P^s(C) = Sm^s(C)$ является достаточным условием T_4 -устойчивости задачи $Z^s(C)$, $s \geq 1$.

Следствие 2. Если $|P^s(C)| = 1$, $s \geq 1$, то задача $Z^s(C)$ является T_4 -устойчивой.

Следствие 3 [4]. Для того чтобы s -критериальная, $s \geq 1$, комбинаторная задача с частными критериями вида MINMIN была T_4 -устойчивой, необходимо и достаточно, чтобы для всякой траектории $t \in P^s(C)$ выполнялась формула

$$Q^s(t, C) \neq \emptyset \Rightarrow \forall t' \in Q^s(t, C) \ \forall k \in N_s \ (f_k(t' \setminus t, C_k) > f_k(t, C_k)).$$

Здесь $Q^s(t, C) = \{t' \in T \setminus \{t\} : f(t, C) = f(t', C)\}$, $f_k(\emptyset, C_k) = +\infty$.

Литература

- 1 Кристофидес Н. Теория графов. Алгоритмический подход. – М.: Мир, 1978, – 432 с.
- 2 Daskin M. Network and discrete location. – New York: Wiley, 1995.
- 3 Сергиенко И. В., Шило В. П. Задачи дискретной оптимизации. Проблемы, методы решения, исследования. – Киев: Наук. думка, 2003, – 261 с.
- 4 Емеличев В. А., Степанишина Ю. В. Квазиустойчивость векторной нелинейной траекторной задачи с паретовским принципом оптимальности // Изв. вузов. Математика, 2000, № 12, с. 27–32.

ДО ПИТАННЯ ПРО ЗБУРЕННЯ ПСЕВДООБЕРНЕНИХ МАТРИЦЬ

Кириченко Н.Ф., Кудін Г. І.

ІК НАНУ ім. В.М. Глушкова

КНУ імені Тараса Шевченка

Перспективними представляються дослідження задач оптимального синтезу систем управління, коли оптимізація здійснюється не тільки на етапі побудови оптимального управління по тому або іншому критерію оптимальності, але і оптимізуються також параметри математичної моделі. Постановка задачі оптимального синтезу структур для лінійних систем і можливий підхід до її розв'язання розглянуті в роботі [1].

Природним представляється залучення до вирішення проблеми результатів по побудові загального розв'язку системи лінійних алгебраїчних рівнянь з використанням псевдообернених і проекційних матриць [3], а також аналітичному представленню збурень псевдообернених матриць [2]. В роботах [2,4] побудовані формули перетворення псевдообернених матриць при збуренні значень їх елементів, коли ці збурення є аддитивною матрицею змін елементів початкових матриць на значення елементів матриці ab^T , тобто збурення задаються стовпцем a і рядком b^T .

В доповіді представляються аналітичні вирази -збурень елементів псевдообернених матриць від збурень окремих елементів початкової матриці, досліджується отримані залежності.

1. Постановка задачі

Нехай для матриці $A \in R^{m \times n}$, складеної з елементів a_{ij} , тобто

$$A = (a(1) : \dots : a(n)) \equiv (a_{(1)} : \dots : a_{(n)})^T \in R^{m \times n} \quad (1)$$

де $a(j) \in R^m$, $a_{(j)}^T = (\alpha_{j1}, \dots, \alpha_{jn}) \in R^n$,

$i = \overline{1, m}$, $j = \overline{1, n}$, відома її псевдообернена матриця

$A^+ \in R^{n \times m}$, яку можна подати у вигляді

$$A^+ = (p(1) : \dots : p(m)) = (p_{(1)} : \dots : p_{(m)})^T,$$

$$p(i) \in R^n, \quad p_{(j)} \in R^m \quad i = \overline{1, m} \quad j = \overline{1, n}. \quad (2)$$

Якщо елемент α_{ij} матриці $A \in R^{m \times n}$ змінюється на деяку величину $\delta \in R$, тобто матриця A набуває збуреного вигляду

$$\tilde{A} = A + \delta e_i(m) e_j^T(n), \quad (3)$$

де $e_i(k) = (0 \quad \dots \quad 1 \quad \dots \quad 0)^T \in R^k$, то це викликає

збурення для псевдооберненої матриці A^+ :

$$\Delta A^+(\alpha_{ij}) = (A + \Delta A(\alpha_{ij}))^+ - A^+. \quad (4)$$

По відношенню до матриці A вектори $e_i(m)$ і $e_j^T(n)$ можуть бути лінійно залежними або незалежними з вектор - стовпчиками та вектор - рядками вихідної матриці A відповідно і це, як випливає з роботи [2], істотно впливає на аналітичне представлення збурених елементів псевдообернених та проєкційних матриць.

Література

- 1 Кириченко Н.Ф., Матвиенко В.Т. Оптимальный синтез структур для линейных систем. // Проблемы управления и информатики. –1996.-№1-2. – С.162-171.
- 2 Кириченко Н.Ф. Аналитическое представление возмущений псевдообратных матриц. // Кибернетика и системный анализ. – 1997.-№2.-С.98-107.
- 3 Кириченко Н.Ф., Лепеха Н.П. Псевдообращение в задачах управления и наблюдения // Автоматика.-1993.-№5.-С.69-81.
- 4 Кириченко Н.Ф., Донченко В.С. Псевдообращение в задачах кластеризации // Кибернетика и системный анализ.-2007.-№4.-С. 73-91.

ЛІНІЙНІ СТРУКТУРИ В ЗАДАЧАХ КЛАСТЕРИЗАЦІЇ ТА ПСЕВДООБЕРНЕННЯ

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

Принципова роль ІТ – технологій для розвитку та існування сучасного суспільства, що знаходить своє відбиття у концепції е-економіки та е-держави, надають особливої актуальності

проблемі створення можливостей користування комп'ютерної техніки для широкого кола непідготовлених користувачів. Значною мірою ця проблема може бути розв'язана розробкою та впровадженням систем «природного інтерфейсу», що у свою чергу пов'язуються з успішним розв'язанням проблем аналізу мовних сигналів, зображень та документів з метою їхньої кластеризації - класифікації та розпізнавання. Доповідь присвячена розвитку математичних засобів та алгоритмів кластеризації на їх основі, які можуть бути ефективно застосовані в задачах обробки мовних сигналів та зображень.

Основою будь якого методу кластеризації є аналіз множин, породжених скінченими наборами елементів, що представляють чи можуть представляти відповідний клас-кластер. Інформація про класи-кластери пов'язується з «навчальними вибірками» того чи іншого типу. Слід також зауважити, що алгоритми кластеризації мають, як правило, рекурентний характер. Кожен рекурентний крок застосування алгоритму полягає в формуванні уточненого опису відповідних класів - кластерів на основі формування нового «образу» відповідних класів та перевірки «відповідності» наявних елементів цьому новому образу. Висновок про «ступінь відповідності» здійснюється на основі значень «відстаней відповідності». Зазначимо, що особливого значення набувають у цьому випадку можливість рекурентного перерахунку необхідних характеристик і, зокрема, – «відстаней відповідності».

Слід також зауважити, що обговорювані алгоритми можуть мати ієрархічний характер, як це, наприклад, має місце в онтологіях, чи реалізовувати класифікацію-кластеризацію за представниками(за прототипами(prototypes) у англійських джерелах), як це має у такому поширеному засобі, як метод к-середніх. Відзначимо також, що класифікаційні ієрархії можуть будуватися і на основі класифікації за представниками, якщо розбиття на фіксовану кількість частин будувати послідовно, застосовуючи таку процедуру розбиття спочатку до первинної множини елементів, а потім до всіх елементів отриманого розбиття. Типовим представником такого підходу може бути дихотомна класифікація, за якої первинна множина розбивається спочатку на дві частини, потім кожна з них у свою чергу – на дві, і т.д.

У пропонованій доповіді розглядається новий варіант «відстаней відповідності». Їх пропонується обчислювати як відстані до гіперплощин, породжених сукупностями векторів, віднесених до відповідного класу на черговому кроці алгоритму кластеризації. Псевдообернення за Муром – Пенроузом та SVD – представлення матриць[1] надають можливості ефективного опису гіперплощин, що породжуються наявними на тому чи іншому рекурентному кроці застосування частинами розбиття, та обчислення «відстаней відповідності». Таке обчислення уможливилося застосуванням стандартних ортогональних проекторів, вигляд яких явно описується через псевдообернення. Прямі та обернені формули Гревілья[1,2], а також формули рекурентного обчислення псевдообернення та стандартних ортогональних проекторів за заміни векторів рядків чи стовпчиків матриці, отримані на їх основі[3,4], а також результати теорії збурення псевдообернення [2], дають можливість виписування явних рекурентних формул перерахунку «відстаней відповідності» за рекурентними кроками застосування алгоритму послідовного уточнення класів-кластерів розбиття. Детальний опис варіанту формування та застосування пропонованого підходу можна знайти в [5].

Зауважимо, що пропоновані алгоритми кластеризації можуть розглядатися як варіант розв'язання задачі Дуди та Гарта(Duda&Hart) про віднесення наявної сукупності векторів до підходящих гіперплощин, навколо яких вони групуються..

Література.

- 1.Алберт А. Регрессия, псевдо инверсия, рекуррентное оценивание. – Пер. с англ. – М.: Наука, 1977.–305 с. 2. Кириченко Н.Ф, Аналитическое представление возмущений псевдообратных матриц // Кибернетика и системный анализ. – 1997. – №2.–С. 98–107.
- 3.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. 4. Кириченко М.Ф., Донченко В.С. Задача термінального спостереження динамічної системи: множинність розв'язків та оптимізація // Журнал обчислювальної та прикладної математики. – 2005. – №5.– С. 63–78. 5. Кириченко Н.Ф, Донченко В.С. Псевдообращение в задачах кластеризации // Кибернетика и системный анализ. – 2007. – № 4. –С. 73–92.

МАТРИЧНІ ІГРИ З ПРИРОДОЮ ЗАЛЕЖНІ ВІД ПАРАМЕТРІВ ДЛЯ ДОСЛІДЖЕННЯ ЕФЕКТИВНОСТІ ТЕХНОЛОГІЙ ЗРОШЕННЯ

Ковальчук П.І., Ковальчук В.П., Матяш Т.В.

Національний університет водного господарства та
природокористування, м.Рівне

Інститут гідротехніки і меліорації УААН, м. Київ

В сучасних умовах виникає необхідність розробки технологій, що забезпечують високу економічну ефективність зрошення та задовольняють екологічні вимоги, детально враховують водний режим ґрунтів і забезпечують водоощадливе зрошення та мінімізацію інфільтраційних втрат води. Пропонується імітаційно-оптимізаційна система, що використовує ігри з природою, залежні від параметрів (фізичних властивостей ґрунту η_1 , глибини розрахункового шару η_2 , типу культури η_3 тощо), яка дозволяє проводити імітаційне моделювання різних технологій зрошення на основі багат шарової моделі вологоперенесення.

Імітаційне моделювання проводиться за багат шаровою математичною моделлю на основі диференціального рівняння руху ґрунтової вологи, яке описує насичено-ненасичений водний потік в негетерогенному ґрунтовому профілі

$$\frac{\partial \theta}{\partial \tau} = \frac{\partial}{\partial z} \left[k(z, \theta, \eta_1, \dots, \eta_n) \frac{\partial \psi(z, \theta, \eta_1, \dots, \eta_n)}{\partial z} - k(z, \theta, \eta_1, \dots, \eta_n) \right] - I_\theta(z, \theta, \eta_1, \dots, \eta_n)$$

(1)

де θ – об’ємна вологість ґрунту, % об; $\partial \psi(z, \theta, \eta_1, \dots, \eta_n)$ – водний потенціал, кПа або см вод.ст.; $k(z, \theta, \eta_1, \dots, \eta_n)$ – коефіцієнт вологопровідності, см/добу; $I_\theta(z)$ – функція внутрішніх “джерел вологи”; z – вертикальна координата, см; τ – час, діб, $\eta_1, \dots, \eta_n$ – фізичні властивості ґрунту.

Ідентифікація параметрів рівняння (1) здійснюється за програмою “ROSETTA”, яка базується на багат шаровій, напівемпіричній моделі Ван-Генухтена, в якій параметри - це гідрофізичні функції, індивідуальні для різних шарів ґрунтів, розподілені по глибині ґрунтового профілю. Кількість шарів у

імітованій зоні аерації визначається ступенем диференціації ґрунтового профілю за їх гідрофізичними властивостями:

$$k = k(z, \theta, \eta_1, \dots, \eta_n), \quad \psi = \psi(z, \theta, \eta_1, \dots, \eta_n) \quad (2)$$

Задача екологічного обґрунтування режимів зрошення полягає у мінімізації сумарного потоку вологи за межі розрахункового шару при дії комплексу техногенних і природних факторів. Отже, потрібно визначити такий набір параметрів поливного режиму $x_k \in X$, $X = (x_1, \dots, x_m)$, для якого сумарний потік вологи на інтервалі $[\tau_0; \tau_1]$ на глибині z задовольняє умові:

$$Q(\tau_0, \tau_1, x_k, \eta_1, \dots, \eta_n) = \int_{\tau_0}^{\tau_1} g_k(\tau, \eta_1, \dots, \eta_n) d\tau \leq C, \quad (3)$$

тобто величина інфільтрації не перевищує заданого рівня C . Величина C задає критерій оптимізації у вигляді обмеження.

Сумарний потік $Q_h(\tau_0, \tau, x_k, \eta_1, \dots, \eta_n)$. (перетікання об'єму вологи) на глибині суттєво залежить від режиму зрошення $x_k \in X$ та погодних умов $\theta_j \in \Theta$, тобто є функцією

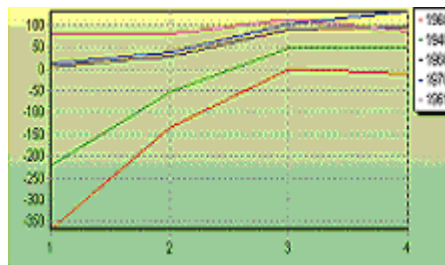
$$f(\theta_j, x_k, \eta_1, \dots, \eta_n) = Q_h(\tau_0, \tau, \theta_j, x_k, \eta_1, \dots, \eta_n) \quad (4)$$

В розгорнутій формі ситуація прийняття рішень характеризується матрицею $F(\theta_j, x_k, \eta_1, \dots, \eta_n)$, елементами $\{f_{jk}\}$ якої, залежними від параметрів $\eta_1, \dots, \eta_n$, являються кількісні оцінки прийнятого рішення $x_k \in X$ (або еквівалентної множини рішень $x \in \bar{X}$) при умові, що середовище знаходиться в стані $\theta_j \in \Theta$.

$$F(\theta_j, x_k, \eta_1, \dots, \eta_n) = \begin{matrix} & \begin{matrix} x_1 & \dots & x_m \end{matrix} \\ \begin{matrix} 1 \\ \vdots \\ N \end{matrix} & \begin{vmatrix} f_{11}(\eta_1, \dots, \eta_n) & \dots & f_{1m}(\eta_1, \dots, \eta_n) \\ \vdots & & \vdots \\ f_{N1}(\eta_1, \dots, \eta_n) & \dots & f_{Nm}(\eta_1, \dots, \eta_n) \end{vmatrix} \end{matrix}, j \in [1, N], k \in [1, m] \quad (5)$$

Розроблений програмний комплекс дозволяє графічно оцінювати набір сценаріїв або варіантів розрахунку x_k . (рис.). Особа, що приймає рішення, проводить оптимізацію в кількісному змістовому вираженні (однокритеріальна чи багатокритеріальна оптимізація, оптимізація в вигляді

обмежень на значення критерію та ін.) на основі критеріїв розкриття невизначеності в матричній грі з природою.



МОДЕЛЮВАННЯ РИЗИКІВ В СИСТЕМНІЙ МОДЕЛІ ІНТЕГРОВАНОГО УПРАВЛІННЯ МЕЛІОРОВАНИМИ ТЕРИТОРІЯМИ

Ковальчук П.І., Пендак Н.В.

Інститут гідротехніки і меліорації УААН, м. Київ

При управлінні меліорованими територіями необхідно проводити оцінки технологічного, економічного, погодного та екологічного ризиків. Інтегроване управління на прикладі Краснославіської зрошувальної системи передбачає побудову трьох підсистем (технологічної, економічної, екологічної), моделі яких є основою для оцінки критеріїв ефективності та відпрацювання відповідних ризиків.

В технологічній підсистемі виникає оцінка працездатності зрошувальної системи, можливості реалізації поливів, що пов'язані з технічними та технологічними ризиками. Моделювання ризиків здійснюється на основі побудови гістограм [1].

В економічній підсистемі моделювання сценаріїв розвитку меліорованої території здійснюється на основі функції чистого прибутку від продукції рослинництва. Чистий прибуток визначається як сумарна валова продукція зі зрошуваних земель, від якої віднімаються сумарні витрати. Сумарні витрати поділяються на постійні, які не змінюються в залежності від величини урожайності, та змінні витрати, величина яких залежить від величини програмованого врожаю. Таким чином, ефективність сільськогосподарського виробництва на зрошуваних землях описується функцією чистого прибутку від продукції рослинництва, яка визначається за формулою:

$$F_1(U, K_2) = \sum_{i=1}^n S_i C_i f_i(U^i, K_2^i) y^{II(max)} - \sum_{i=1}^n B_i S_i - \sum_{i=1}^n S_i g_i(y^{II}) E_i(y^{II(max)}), \quad \left(\begin{matrix} 1 \\ 1 \end{matrix} \right)$$

де S_i – площа i -тої культури, га; C_i – закупівельна ціна 1ц вирощуваної продукції, грн/ц; $f(U^i, K_2^i)$ – функція програмованого врожаю в залежності від водного фактору U та добрив K_2 ; U^i – зрошувальна норма, м³/га; K_2^i – дози добрив; $y^{II(max)}$ – проектна врожайність, ц/га; B_i – постійні витрати на вирощування певної сільськогосподарської культури на одиницю площі, грн/га; $E_i(y^{II(max)})$ – змінні витрати в розрахунку на 1га при максимально можливому розрахунковому проектному врожаю; $g_i(y^{II})$ – функція зниження експлуатаційних (змінних) витрат в частках одиниці при зниженні максимального проектного врожаю до значення y^{II} ; $\sum_{i=1}^n S_i C_i f_i(U^i, K_2^i) y^{II(max)}$ – валова продукція на всій площі; $\sum_{i=1}^n B_i S_i$ – постійні витрати на всій площі, грн.; $\sum_{i=1}^n S_i g_i(y^{II}) E_i(y^{II(max)})$ – змінні

витрати на всій площі, грн.

Економічна функція (1) використовується для моделювання сценарії ефективності зрошення в різні за погодними умовами роки, при змінних площах застосування зрошення, інтенсивності водного фактора та розрахункового внесення добрив. Оскільки функція має стохастичну складову, то доцільно провести оцінку погодного та економічного ризиків водоспоживачів [2] на основі моделі гри з природою.

Екологічний ризик полягає у застосуванні інформаційно-аналітичної системи для оцінки стану територій, що зазнають підтоплення. Моделювання ризиків також здійснюється на основі побудови гістограм [3]. Обґрунтування екологічно-безпечних технологій вирощування рису для недопущення забруднення рекреаційних територій в зоні впливу Краснознам'янської зрошувальної системи буде проводитись на основі моделювання впливу застосовуваних пестицидів на забруднення рекреаційних зон та вибір найбільш раціональних варіантів технологій вирощування рису. Оцінка зменшення антропогенного навантаження на територію оцінюється на

основі функцій абсолютного та відносного ризиків з безпосереднім картографічним аналізом екологічного стану рисових систем.

Література:

1. Ковальчук П.І., Пендак Н.В. Математичні моделі оцінки ризиків в платному водокористуванні при зрошенні // Рівне: Вісник НУВГП, Вип.4(36), частина 2, 2006.– С.116-122.
2. Ковальчук П.І., Пендак Н.В. Моделювання погодного ризику для оптимізації платного водокористування при зрошенні // Рівне: Вісник УДУВГП, Вип.2 (26), 2004.– С.109-116.
3. Пендак Н.В. Моделювання екологічного ризику для аналізу довгострокової динаміки процесів підтоплення сільськогосподарських угідь // Збірник матеріалів III міжвузівської науково-практичної конференції студентів, аспірантів та молодих вчених „Наука. Молодь. Екологія - 2007”.- Житомир, 2007.- С.162-166.

**МАТЕМАТИЧНІ МЕТОДИ В ІНФОРМАЦІЙНО –
АНАЛІТИЧНІЙ СИСТЕМІ ДОСЛІДЖЕННЯ
ПІДТОПЛЕННЯ СІЛЬСЬКОГОСПОДАРСЬКИХ
ТЕРИТОРІЙ ТА НАСЕЛЕНИХ ПУНКТИВ.**

Ковальчук П.І., Шевчук С.А., Демчук О.С.

Інститут гідротехніки і меліорації УААН, м. Київ

Sergey_Shevchuk_@ukr.net

Підтоплення територій на півдні України є значною екологічною та соціальною проблемою. Для дослідження підтоплення територій та прийняття рішень стосовно заходів по зменшенню та запобіганню процесів шкідливої дії вод розроблена інформаційно – аналітична система [1], яка вирішує наступні задачі на основі підсистем:

-ГІС-системи (програма побудови ізоліній та визначення площ рівнів ґрунтових вод); оцінка стану територій за статистичними критеріями; ситуаційне прогнозування підтоплення сільськогосподарських угідь;

-підсистеми використання меліорованих земель (визначення відповідності об'єктів господарювання до

екологічних вимог; встановлення технологічних обмежень щодо режимів зрошення при використанні земель у різних зонах ризику підтоплення);

-підсистеми оцінки економічних збитків від підтоплення (визначення збитків від вилучення, порушення сільськогосподарських угідь та зниження врожайності сільськогосподарських культур).

Для реалізації поставлених задач створена специфічна ГІС –система, в задачі якої входить побудова трьохвимірної поверхні рівнів ґрунтових вод з відображенням їх у вигляді карт на різні проміжки часу.

В природних умовах карту рівня ґрунтових вод доцільно будувати на умови квазістаціонарного руху ґрунтових вод, які задовольняють рівнянню Лапласа.

В основу математичної моделі покладені дані вимірювань в спостережних свердловинах, які здійснює гідрогеолого-меліоративна експедиція. Нами пропонується для побудови карт між спостережними свердловинами створювати триангуляційну сітку. Для області трикутника розв'язується задача Діріхле для рівняння Лапласа. Граничними умовами першого роду є поверхні натягу на сторонах трикутника (між спостережними свердловинами), які знаходяться за допомогою формул гідрогеологічних розрахунків.

Оцінка внутрірічної та багаторічної динаміки зміни стану території здійснюється як картографічно, так і за статистичними критеріями на основі побудови гістограм та функцій розподілу площ з різним рівнем залягання ґрунтових вод. Для ситуаційного прогнозування використовуються ланцюги Маркова.

Наведені також моделі визначення зрошувальних норм та встановлення технологічних обмежень щодо режимів зрошення при використанні земель у різних зонах ризику підтоплення. Розроблені розрахункові моделі визначення збитків від вилучення, порушення сільськогосподарських угідь та зниження врожайності сільськогосподарських культур

Запропоновані моделі застосовуються у вирішенні задач, пов'язаних з підтопленням сільськогосподарських угідь Херсонської області.

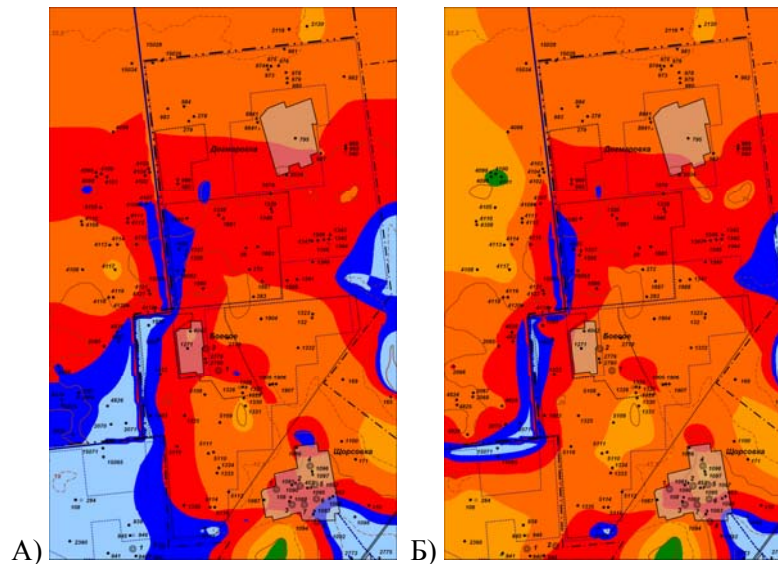


Рис. 1. Оцінка внутрірічної динаміки залягання рівня ґрунтових вод (а – 20.04.1997, б – 01.07.1997).

Література:

1. Ковальчук П.І., Шевчук С.А., Яковенко Ю.П. Наукові принципи та задачі інформаційно – аналітичної системи оцінки зміни меліоративного стану для захисту від підтоплення сільськогосподарських угідь. Таврійський науковий вісник. Випуск 45. ТОВ “Айлант”, Херсон – 2006, С.81-89.

ПРИСКОРЕНЕ МОДЕЛЮВАННЯ ЙМОВІРНОСТІ БЛОКУВАННЯ ЗАЯВКИ У СОТОВІЙ МЕРЕЖІ ЗВ’ЯЗКУ ІЗ ЗМІННИМ НАВАНТАЖЕННЯМ

Колотий А.

Національний технічний університет України
“Київський політехнічний інститут”

andrew911@ipnet.ua

Останнім часом спостерігається швидке зростання попиту на телекомунікаційні послуги, що, зокрема, пов’язано із потужною розбудовою сотових мереж зв’язку. Випереджаючий розвиток технічних систем потребує побудови відповідних адекватних

імовірнісних моделей та розробки ефективних високоточних методів їх дослідження. Велику кількість різноманітних моделей було запропоновано та досліджено у [1]. У всіх цих моделях вхідні потоки вважалися пуасонівськими із сталою інтенсивністю, що суттєво спрощувало їх аналіз і дозволяло, зокрема, використати апарат фазового укрупнення станів. Однак це припущення у більшості випадків не відповідає реальній ситуації (наприклад, інтенсивність потоку заявок вечором і вночі може відрізнятися на порядок).

У даному повідомленні досліджується узагальнення моделі з [1] на той випадок, коли інтенсивності надходження заявок є періодичними функціями і час обслуговування має довільний розподіл. Модель визначається таким чином:

- у систему обслуговування надходять два потоки заявок: o -заявки (нові заявки) та h -заявки (хендовер-заявки) з інтенсивностями $\lambda_o(t)$ та $\lambda_h(t)$ відповідно; припускається, що ці функції є періодичними з одним і тим же періодом T і обмеженими на цьому проміжку;
- система обслуговування (сота) має N каналів обслуговування, $1 < N < \infty$; час обслуговування o -заявки (h -заявки) має функцію розподілу $G_o(x)$ (відповідно $G_h(x)$);
- o -заявка приймається на обслуговування лише у випадку, коли кількість вільних каналів більше, ніж r , де $0 \leq r \leq N-1$;
- h -заявка приймається на обслуговування, коли у наявності є хоча б один вільний канал.

Позначимо через n_o та n_h кількість o -заявок та h -заявок у системі. Введемо множини блокуючих станів:

$$S_o = \{(n_o, n_h) : 0 \leq n_o \leq N-r, N-r \leq n_o + n_h \leq N\},$$

$$S_h = \{(n_o, n_h) : 0 \leq n_o \leq N-r, n_o + n_h = N\}$$

Метою дослідження є оцінка стаціонарної ймовірності знаходження системи у множині блокуючих станів:

$$P_o(\tau) = \lim_{k \rightarrow \infty} P\{(\nu_o(kT + \tau), \nu_h(kT + \tau)) \in S_o\},$$

$$P_h(\tau) = \lim_{k \rightarrow \infty} P\{(\nu_o(kT + \tau), \nu_h(kT + \tau)) \in S_h\},$$

де $0 \leq \tau \leq T$, а $\nu_o(t)$ ($\nu_h(t)$) – кількість o -заявок (h -заявок) у системі в момент t .

У цьому повідомленні запропоновано метод прискореного моделювання, що використовує ідею побудови мажоруючого пуассонівського потоку з постійною інтенсивністю [2]. Розроблено алгоритм керування процесом надходження та обслуговування заявок, який дозволив суттєво збільшити ймовірність потрапляння системи у множину блокуючих станів. Оцінки є асимптотично незміщеними. Виграш у дисперсії порівняно з методом Монте-Карло становить декілька порядків.

Література

1. Меликов А.З., Пономаренко Л.А., Паладюк В.В. Телетрафик: Модели, методы, оптимизация. – Киев: ИПК “Политехника”, 2007. – 251 с.
2. Kovalenko I.N., Kuznetsov N.Yu., Pegg Ph.A. Mathematical theory of reliability of time dependent systems with practical applications. – Chichester: Wiley. – 1997. – 303 p.

СТІЙКІСТЬ ЗА ПЕРШИМ НАБЛИЖЕННЯМ ІМПУЛЬСНИХ ДИНАМІЧНИХ СИСТЕМ ІЗ СКІНЧЕННОЮ ПІСЛЯДІЄЮ ПРИ НАЯВНОСТІ МАРКОВСЬКИХ ПАРАМЕТРІВ

Королюк В.С., Мусурівський В.І., Ясинський В.К.

Чернівецький національний університет ім. Ю. Федьковича

victor_musa@ukr.net

Припустимо, що імпульсна система має вигляд

$$\frac{dx(t)}{dt} = a_0(t, \xi(t), x_t, u(t)) + a_1(t, \xi(t), x_t, u(t)), \quad (1)$$

$$\Delta x|_{t_k} = g_0(t_k, \xi(t_{k-}), x_{t_{k-}}, \eta_k) + g_1(t_k, \xi(t_{k-}), x_{t_{k-}}, \eta_k), \quad (2)$$

Назвемо імпульсну систему $\frac{dx(t)}{dt} = a_0(t, \xi(t), x_t, u(t))$, (3)

системою першого наближення для (1)-(2) при

$$\Delta x|_{t_k} = g_0(t_k, \xi(t_{k-}), x_{t_{k-}}, \eta_k). \quad (4)$$

Припустимо, що: А) функціонали в (1)-(4) вимірні, задовольняють глобальній умові Ліпшица

$$|a_j(t, y, \varphi, u) - a_j(t, y, \psi, u)| + |g_j(t, y, \varphi, h) - g_j(t, y, \psi, h)| \leq L \|\varphi - \psi\|$$

за третім аргументом;

$$\text{В) } a_j(t, \xi(t), x_t, u(t)) \equiv 0 \text{ і } g_j(t_k, \xi(t_{k-}), x_{t_{k-}}, \eta_k) \equiv 0, \quad j = \overline{0, 1};$$

С) марковський процес $\xi(t) \in \mathbf{R}^m$ не залежить від ланцюга Маркова η_k .

Нехай $v(t, y, \varphi, h)$ -неперервний й неперервно-диференційовний по t й за третім аргументом неперервно-диференційовний за Фреше невід'ємний функціонал. Пара $\{\xi(t), x_t\}$ утворює феллеровський марковський процес. Введемо інфінітезимальний оператор для (3) за третім аргументом

$$(\mathbf{Q} v)(t, y, \varphi, h) = \lim_{\theta \rightarrow 0} \frac{1}{\theta} [\mathbf{E}_{y, \varphi}^{(t)} \{v(t + \theta, \xi(t + \theta), \bar{x}_{t+\tau}, h)\} - v(t, y, \varphi, h)]$$

, де- $\xi(t) = y$, $\bar{x}_t = \varphi$. Вводиться різницевий оператор Ляпунова

$\mathbf{R}$, що пов'язаний з імпульсним впливом (4) у момент $t_k \in S$, і діє на послідовність функціоналів $v(t_k, y, \varphi, h)$ за правилом

$$(\mathbf{R} v)(t_k, y, x, h) \equiv \mathbf{E}_h^k \{v(t, y, x + g_0(t_k, y, x, h), h)\} - v(t_k, y, x, h).$$

Вірна основна теорема стійкості за ймовірністю в цілому розв'язку незбуреної системи (3)-(4).

Теорема. Нехай: 1) $\sup_{k \in \mathbf{N}} (t_{k+1} - t_k) = \Delta < \infty$; 2) для (3)-(4)

виконано умови існування розв'язку;

3) марковський процес $\xi(t) \in \mathbf{R}^m$ стохастично неперервний; 4) існує невід'ємний функціонал $\mathbf{v} \in D(\mathbf{Q})$, що $\inf_{t \geq 0, y \in \mathbf{Y}, h \in \mathbf{H}, \|\varphi\| \geq r} \mathbf{v}(t, y, \varphi, h) = \bar{\mathbf{v}}(r) \rightarrow +\infty$;
 $\sup_{t \geq 0, y \in \mathbf{Y}, h \in \mathbf{H}, \|\varphi\| < r} \mathbf{v}(t, y, \varphi, h) = \underline{\mathbf{v}}(r) \rightarrow 0$; $(\mathbf{Q}\mathbf{v})(t, y, \varphi, h) \leq 0$,
 $(\mathbf{R}\mathbf{v})(t, y, \varphi, h) \leq 0, \quad \forall t \geq 0, \quad t_k \in S, \quad y \in \mathbf{Y}, \quad h \in \mathbf{H},$
 $\varphi \in \mathbf{D}([-\tau, 0], \mathbf{R}^m)$. Тоді імпульсна система (3)-(4) стійка за ймовірністю в цілому.

Література

1. Корольок В.С., Мусуриевский В.И., Ясинский В.К. Стабилизация импульсных динамических систем с конечным последствием при наличии марковских параметров. Часть I // Проблемы управления и информатики. — 2008. — №1. — С. 16-35.
2. Корольок В.С., Мусуриевский В.И., Ясинский В.К. Стабилизация импульсных динамических систем с конечным последствием при наличии марковских параметров. Часть II // Проблемы управления и информатики. — 2008. — №3. — С. 43-58.

СИСТЕМНИЙ АНАЛІЗ БАГАТОФАКТОРНИХ МОДЕЛЕЙ У ВИПАДКОВОМУ СЕРЕДОВИЩІ

Косаревич К., Єлейко Я.І.

Львівський національний університет імені Івана Франка

katia_kosarevych@mail.ru

Розглядаємо $X_1, X_2, \dots, X_n$ - деякі фактори зовнішнього середовища, до зміни яких є чутливою певна економічна система. При побудові ефективної багатофакторної моделі досліджуваного явища на основі економетричних моделей з метою уникнення громіздкості постає задача вибору набору домінуючих чинників, вплив яких враховуватиметься. Відомий сьогодні метод Хелвіга працює лише в умовах стабільності.

Тому пропонується узагальнений механізм знаходження визначальних факторів для умов невизначеності.

Нехай $A_1, A_2, \dots, A_k$ - повна група попарно несумісних подій таких, що можуть мати місце в зовнішньому середовищі і відображають його нестабільність: $P(A_1) = p_1, \dots, P(A_k) = p_k$.

Методом Хелвіга в кожній з можливих ситуацій A_k знаходиться домінуючий набір факторів. Знайдені набори порівнюються між собою. У випадку відсутності спільних факторів пропонується побудувати кореляційні матриці виду $R = \sum_{l=1}^k p(A_l) R^{A_l}$ та

$R_0 = \sum_{l=1}^k p(A_l) R_0^{A_l}$ і вже по даних цих матриць знаходиться набір визначальних факторів.

На основі знайденого набору будується факторна регресія та досліджується її залежність від еволюції зовнішніх чинників. Зміну станів навколишнього середовища в факторній динамічній моделі

$$Y(\xi(t)) = a_1(\xi(t))X_1 + a_2(\xi(t))X_2 + \dots + a_n(\xi(t))X_n$$

пропонується змодельовати однорідним ланцюгом Маркова $x(t)$ з дискретним (неперервним) часом та скінченною множиною станів. Прогноз щодо майбутнього стану досліджуваного економічного явища та значення параметрів динамічної багатофакторної моделі отримуються з наближень функцій $a_n(\xi(t))$ при $t \rightarrow \infty$. Відповідні наближення дає ергодична теорема для ланцюгів Маркова та усереднені характеристики.

Отже, для динамічної системи, яка зазнає постійних випадкових зовнішніх впливів, незалежних у різні моменти часу, помітним є існування деякої стабільності в регресії. Вона задається відповідними коефіцієнтами у дискретному та неперервному випадках:

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \sum_{t=0}^{T-1} a_1(x(t)) = \sum_y q_y a_1(y) \quad \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \int_0^T a_1(x(t)) = \sum r_i a_1(i)$$

..... та

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \sum_{t=0}^{T-1} a_n(x(t)) = \sum_y q_y a_n(y) \quad \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \int_0^T a_n(x(t)) = \sum r_i a_n(i)$$

Таким чином, динамічну факторну модель спрощено до звичайної факторної моделі:

$$\frac{1}{T} \sum_{t=0}^{T-1} Y(x(t)) \xrightarrow{T \rightarrow \infty} \sum_y q_y a_1(y) \cdot X_1 + \dots + \sum_y q_y a_n(y) \cdot X_n.$$

ОБҐРУНТУВАННЯ РОЗРАХУНКОВИХ ЗНАЧЕНЬ ДЕФОРМАЦІЙНИХ ХАРАКТЕРИСТИК ҐРУНТІВ НА МНОЖИНІ ГІПОТЕЗ ЇХ ЗАКОНІВ РОЗПОДІЛУ З ВРАХУВАННЯМ РИЗИКУ

М. Т. Кузло

Національний університет водного господарства та
природокористування

M.T.Kuzlo@rstu.rv.ua

В роботі пропонується методика вибору розрахункових значень деформаційних характеристик ґрунтів на множині гіпотез стосовно їх законів розподілу, з врахуванням "внесків" кожної з гіпотез та пов'язаного з ними ризику. Апробація методики та практичні розрахунки були виконані на основі даних, що характеризують одну із ділянок проїзної частини в житловому районі м. Рівного.

При статистичних підрахунках середнє значення модуля деформації склало 183,5 кг/см², стандарт - 84,5 кг/см², коефіцієнт варіації - 0,46, коефіцієнт асиметрії - 1,47.

Були розглянуті наступні гіпотези щодо аналітичного закону розподілу модуля деформації: нормальний закон, розподіл Гумбеля 1-го типу, логарифмічно-нормальний і трьохпараметричний гамма-розподіл.

В залежності від закону розподілу забезпеченість середнього значення модуля деформації $183,5 \text{ кг/см}^2$ змінювалась: для емпіричного вона склала 48,2%, нормального закону - 47,5%, логарифмічно - нормального розподілу - 43,5%, розподілу Гумбеля 1-го типу - 43%, трьохпараметричного гамма - розподілу - 41%.

Значення модуля деформації 50%-ї забезпеченості в залежності від вибраного закону розподілу змінювалась наступним чином: нормального закону - 177 кг/см , емпіричного - 176 кг/см^2 , розподілу Гумбеля 1-го типу - 169 кг/см^2 , логарифмічно-нормального - 168 кг/см^2 , трьохпараметричного гамма-розподілу - 165 кг/см^2 .

Найбільш статистично достовірним аналітичним законом розподілу виявився трьохпараметричний гамма-розподіл, для якого достовірність $P(\chi^2)=0,32$, найменш статистично достовірним - нормальний закон з достовірністю $P(\chi^2)=0,095$.

На множині гіпотез $H = \{H_i\}$, $i = 1, \dots, 4$ щодо аналітичного закону розподілу (H_1 - нормальний закон, H_2 - розподіл Гумбеля 1-го типу, H_3 - логарифмічно-нормальний, H_4 - трьохпараметричний гамма-розподіл) можна сформулювати повну групу гіпотез. Для цього розглянемо відповідні "ваги" достовірностей $P(\chi^2)$ для кожної з гіпотез:

$$P(H_i) = P(\chi^2, H_i) / \sum_{i=1}^4 P(\chi^2, H_i), \quad (1)$$

де $P(\chi^2, H_i)$ - достовірність гіпотези H_i .

Використання відповідних "ваг" достовірностей $P(H_i)$ як "ймовірнісних мір" виправдовується тим, що будь-яка нормалізована система невід'ємних ваг підкорюється аксіомам теорії ймовірностей [3]. Тоді, "зважене" значення модуля деформації забезпеченості p на множині гіпотез $H=\{H_i\}$, $i = 1, \dots, 4$

$$\text{буде:} \quad E(H)_p = \sum_{i=1}^4 E(H_i)_p P(H_i), \quad (2)$$

де $E(H_i)_p$ - значення модуля деформації забезпеченості p , яке відповідає гіпотезі H_i .

Наприклад, у нашому випадку при забезпеченості 50% отримаємо "зважене" значення модуля деформації $E(H)_{50\%}=167,9 \text{ кг/см}^2$.

За значенням допустимого осідання ґрунту можна встановити нижнє граничне значення модуля деформації E^{inf} . Визначимо забезпеченості $p(E^{inf} | H_i)$ граничного значення модуля деформації E^{inf} , що відповідають різним законам розподілу (гіпотезам H_i). Відповідні цим гіпотезам ймовірності (ризик) того, що дійсне значення модуля деформації E_{est} виявиться меншим за E^{inf} будуть:

$$P(E_{est} < E^{inf} | H_i) = 1 - p(E^{inf} | H_i) \quad (3)$$

Тоді повна ймовірність події $E_{est} < E^{inf}$ (власне ймовірність недопустимого осідання) на множині гіпотез $H = \{H_i\}, i = 1, \dots, 4$

$$\text{буде: } P(E_{est} < E^{inf}) = \sum_{i=1}^4 P(E_{est} < E^{inf} | H_i) P(H_i) \quad (4)$$

Літератури

1. Комаров И. С. Накопление и обработка информации при инженерно-геологических исследованиях. -М.: Недра, 1972. -296 с.
2. Справочник по математическим методам в геологии/ Д. А. Родионов, Р. И. Коган, В. А. Голубева и др. -М.: Недра, 1987. -335 с.
3. Райфа Г., Шлейфер Р. Прикладная теория статистических решений. Пер. с англ. под ред. Ю. Н. Благовещенского. -М.: Статистика, 1977. -306 с.

НАВЧАННЯ ПРИЙНЯТТЮ ПРАВИЛЬНИХ РІШЕНЬ МЕТОДОМ АДАПТИВНОГО ТЕСТУВАННЯ

Кук⁽¹⁾ Ю.В., Лаврикова⁽²⁾ О.О.,

¹⁾ Інститут кібернетики ім. В.М. Глушкова НАН України,

²⁾ Національний технічний університет України «КПІ»

1913@i.com.ua

У доповіді пропонується методика навчання прийняття правильних рішень у тій або іншій ситуації. Ця методика заснована на технології адаптивного тестування в навчальних комп'ютерних системах [1-2]. Описуються переваги й недоліки даної методики, пропонується процедура організації процесу

адаптивного тестування. Адаптивне тестування – це така технологія тестування, при якій список завдань, пропонується студентові, заздалегідь невідомий, а формується послідовно залежно від правильності ухваленого рішення студентом. Ця технологія дозволяє за допомогою адаптації тестів більш ефективно навчати студента приймати правильні рішення в тій або іншій ситуації. Система адаптивного тестування дозволяє задавати кожне наступне питання залежно від відповідей на всі попередні питання. Питання, що задаються системою по кожному предметі, розбиваються на кілька рівнів у міру зростання складності питань. Питання задаються цілеспрямовано, враховуючи попередню оцінку кожного студента, отриманої на етапі проміжного тестування. Проводячи опитування, система адаптивного тестування накопичує відомості про студента й виставляє йому комплексну оцінку, з огляду на такі параметри, як кількість правильних відповідей, час проходження тесту, а також кількість спроб проходження кожного рівня. Основою існуючих систем навчання прийняття рішень є деякий навчальний курс, що розробляється викладачем з урахуванням даної аудиторії студентів. При такому підході ігноруються індивідуальні особливості студентів. Деякі з них можуть мати низький, а інші – високий початковий рівень знань. Такого роду проблеми можуть бути переборені з використанням засобів адаптивного навчання прийняття правильних рішень. У докладі проводяться дослідження шляхом порівняння адаптивних методів тестування із класичними методами, а також за допомогою варіації комбінацій методів і параметрів адаптації тестування з метою виявлення найкращої адаптивної моделі. Адаптивне тестування в навчальних системах має наступні особливості. 1) Потрібна попередня інформація про початковий рівень знань студента у даній предметній області. З метою виявлення такої інформації використовується вступний тест. 2) Оскільки при адаптивному тестуванні в навчальних системах тести генеруються автоматично в залежності від поточного рівня знань студента, то не можна заздалегідь знати, які тести будуть надані йому, а які – ні. Тому необхідна надмірність і ретельна деталізація тестів. 3) Необхідно також установлення залежностей між тестами навчального курсу,

оскільки, незважаючи на те, що різні частини адаптивного навчання прийняття правильних рішень не залежать один від одного за змістом, але вони можуть залежати один від одного за порядком вивчення. Відповідальність за встановлення залежностей між тестами лежить на розроблювачі технології адаптивного тестування. Дослідження й порівняння методів адаптивного тестування здійснюється за допомогою наступних прийомів: 1) використання різних типів питань: допоміжних, уточнюючих; 2) градація рівня складності завдань; 3) обмеження часу відповіді на завдання; 4) використання нечіткої математики. У доповіді процес взаємодії студента з навчальною комп'ютерною системою представляється у вигляді автоматизованої системи регулювання із зовнішнім зворотним зв'язком. Ланкою прямого каналу регулювання виступає навчальна система, а об'єктом регулювання – студент. Генерація впливів на студента з боку автоматизованої системи навчання (АСН) будується у відповідності зі знаннями студента на основі накопиченого їм раніше досвіду. Залежно від характеру впливу з боку АСН студент приймає певне, достовірне з його погляду, рішення. У доповіді розглядаються також імітаційні АСН, які моделюють реальну ситуацію в тій або іншій сфері предметної області. Те або інше рішення відразу веде до відповідної реакції з боку навчальної системи. Технологія адаптивного тестування в навчальних комп'ютерних системах дозволяє враховувати діапазон підготовленості студентів, зменшити число завдань, вартість тестування, виявити теми, які студент знає погано, і задати по них ряд додаткових тестів, і тим самим підвищити відсоток правильно ухвалених рішень у різних завданнях.

Література

1. Атанов Г.А., Пустырникова И.Н. Обучение и искусственный интеллект, или Основы современной дидактики высшей школы – Донецк: изд. ДООУ, 2002, 504 с.
2. Аванесов В.С. Теория и методика педагогических измерений, <http://testolog.narod.ru/Programs.html>

ЗАДАЧА ПРО ОПТИМАЛЬНЕ УПРАВЛІННЯ ВОДНИМИ РЕСУРСАМИ ЕКОСИСТЕМИ

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

¹Київський національний університет імені Тараса Шевченка

²Національний авіаційний університет, м. Київ

E-mail: kulyan@unicyb.kiev.ua

Для математичної моделі масопереносу [2], де на кількість води, яка може бути спожита, та на концентрацію забруднюючої речовини накладено обмеження формулюється задача оптимального розподілу водних ресурсів екосистеми

$$J = \min_u \left(\int_{t_0}^{t_1} f_0(x(t), u(t), t) dt + \Phi(x(t_1)) \right),$$

Оптимізаційна процедура має вигляд

$$\nabla_u(J) = \left[\frac{\partial f(x(t), u(t), t)}{\partial u} \right]^* \varphi(t) - \frac{\partial f_0(x(t), u(t), t)}{\partial u(t)},$$

де функція $\varphi(t)$ така, що

$$\frac{d\varphi(t)}{dt} = -[\nabla_x f(x(t), u(t), t)]^* \varphi(t) + \nabla_x f_0(x(t), u(t), t).$$

Для визначення $\varphi(t_1)$ скористаємось умовою

$$\varphi(t_1) = -\nabla_x \Phi(x(t_1), u(t_1))$$

і для деякого крокового множника h можемо визначити

$$\varphi(t-h) = \varphi(t) + h[\nabla_x f(x(t), u(t), t)]^* \varphi(t) - h \nabla_x f_0(x(t), u(t), t).$$

Отримали можливість сформулювати задачу Коші для $\varphi(t)$

$$\frac{d\varphi(t)}{dt} = -[\nabla_x f(x(t), u(t), t)]^* \varphi(t) + \nabla_x f_0(x(t), u(t), t), \quad \varphi(t_0) = \varphi_0,$$

Література

1 Крылов И.А., Черноусько Ф.Л. Алгоритм метода последовательных приближений для решения задач оптимального управления. – М.: Наука, 1971. -258с.

2 Лаврик В.И. Экологическая емкость и ее количественная оценка.//Гидробиологический журнал. 1991. Т.27. № 3. С.14-20.

МОДЕЛИ ПРИНЯТИЯ РЕШЕНИЙ ПО ФИНАНСИРОВАНИЮ ИТ-ПРОЕКТОВ ПРЕДПРИЯТИЯ

Листопад А.

Ново-Краматорский машиностроительный завод

tern@nkmz.donetsk.ua

Одна из причин в мировой практике высокого процента неудач создаваемых ИТ-систем крупных предприятий кроется в большом количестве проектов – с неясно сформулированными последствиями для бизнеса. Отсев ненужных проектов заключается в широком привлечении менеджментов автоматизируемых подразделений для участия в формировании портфеля проектов ИТ. Участие заключается в том, что они вместе с ИТ-специалистами работают над проектом на всех стадиях жизненного цикла от составления технического задания, оценки влияния на показатели эффективности, потребности в инвестициях и ресурсах на исполнение проекта до внедрения.

Для принятия решений по финансированию ИТ-проектов на основании заявок на разработку и модернизацию приложений или видения развития информационной системы бизнес-процесса(БП) составляется портфель проектов с указанием потребности в ресурсах (финансовых и трудовых), места и срока внедрения, оценки значимости для бизнеса и приоритета.

Принятие решений по присвоению приоритетов ИТ-проектам и распределению инвестиций по бизнес-процессам осуществляется, исходя из следующих критериев: значимости БП в стратегических планах предприятия; трудоемкости функций управления бизнес-процессами; оценки готовности информационного капитала по БП и карты его ключевых показателей.

Системно-техническая платформа(СТП) представляет собой целостное органичное сочетание аппаратных средств сетевой и серверной инфраструктуры с системным программным обеспечением, направленное на предоставление ИТ услуг с максимально возможным уровнем качества. На аппаратном уровне СТП представляет собой следующие составляющие: информационно-вычислительная сеть, корпоративная серверная

платформа, автоматизированные рабочие места пользователей (АРМ).

Аппаратный уровень системно-технической платформы не может существовать без системного уровня. Лишь рациональным и использованием возможностей, предоставляемых системным уровнем можно добиться максимальной отдачи от аппаратного уровня СТП. В состав системного уровня кроме систем, обеспечивающих предоставление информационных ресурсов, входят также системы, обеспечивающие безопасность системы на аппаратном уровне корпоративной информационно-вычислительной сети и серверной платформы.

На самом верхнем уровне системно-технической платформы находится системно-прикладной уровень, который в контексте СТП представляет собой прикладные программные комплексы обеспечения управления системно-технической платформой (как правило данные комплексы обеспечивают комплексное управление информационной инфраструктурой, где управление СТП является одной из поставленных задач по управлению). Посредством данных комплексов осуществляет как мониторинг состояния СТП, так и анализ проблем, возникающих при функционировании СТП.

Для принятия решений по формированию инвестиций в развитие СТП разработан комплекс моделей на основе методологии SLA, целью которого является обеспечение реализации стратегии предприятия.

Работа этих моделях для определения уровня предоставления ресурсов по компонентам СТП носит итерационный характер. Каждая итерация определяется периодом прогнозирования (краткосрочное, среднесрочное или долгосрочное). Итерация начинается со сбора входных данных, необходимых для расчетов. Этот процесс описывается блоком входных данных. Входные данные разделяются на технологические, то есть те данные, которые с технической стороны характеризуют прикладные программные комплексы, функционирующие в рамках предприятия, организационные, то есть данные по количеству пользователей соответствующих программных приложений и степени их квалификации при

использовании ПО, и показатели Сбалансированной системы показателей, отражающие эффективность функционирования завода и его подразделений. Основополагающими данными в технологическом направлении является архитектура построения прикладных программных приложений, которая показывает на какие ресурсы СТП оказывает влияние соответствующее программное приложение.

ГАЛУЗЕВІ ВИРОБНИЧІ ФУНКЦІЇ ТА ФУНКЦІЇ ПРИБУТКУ ДЛЯ ЕКОЛОГІЧНОЇ ЕКОНОМІКИ

Ляшенко І.М.

Київ

Об'єктом дослідження є екологічна економіка, в якій діють механізми досконалої конкуренції. Розглядається галузь, що випускає однорідну продукцію і при цьому використовує n видів виробничих факторів (економічних ресурсів) та m видів лімітів на викиди забруднювачів у навколишнє середовище (екологічних ресурсів). У галузі є різні технологічні процеси виробництва, що характеризуються різними витратами

економічних ресурсів $x = (x_1, x_2, \dots, x_n)^T$ та різними викидами забруднювачів у навколишнє середовище

$z = (z_1, z_2, \dots, z_m)^T$ при випуску одиниці продукції галузі.

Інтенсивності використання технологій обмежені наявними в галузі потужностями, що мають відомий розподіл по

технологіях $\mu(y, z) \geq 0$.

Нехай $l = (l_1, l_2, \dots, l_n)^T$ - вектор потоків економічних ресурсів, $s = (s_1, s_2, \dots, s_m)^T$ - вектор потоків екологічних

ресурсів, що надходять до галузі. Нехай $u(x, z)$ - інтенсивність використання відповідної технології (x, z) .

$$\int_{R_{n+m}^+} u(x, z) \mu(x, z) dx dz \rightarrow \max_{u(x, z)}, \quad (1)$$

$$\int_{R_{n+m}^+} x u(x, z) \mu(x, z) dx dz \leq l, \quad (2)$$

$$\int_{R_{n+m}^+} z u(x, z) \mu(x, z) dx dz \leq s, \quad (3)$$

$$0 \leq u(x, z) \leq 1. \quad (4)$$

Існування розв'язків задачі (1) – (4) випливає із узагальненої леми Неймана-Пірсона, якщо $\mu(x, z), x\mu(x, z), z\mu(x, z)$ інтегровані на R_{n+m}^+ .

Еколого-економічною виробничою функцією $F(l, s)$ будемо називати функцію, яка ставить у відповідність векторам $l \geq 0, s \geq 0$ оптимальне значення функціонала (1) в задачі (1) – (4).

Нехай $p_0 > 0$ - ціна на продукцію галузі, $p = (p_1, \dots, p_n) \geq 0$ - вектор цін на економічні ресурси, $q = (q_1, \dots, q_m) \geq 0$ - вектор цін на екологічні ресурси. Збиткові технології, для яких $p_0 - px - qz < 0$, не використовуються в ринкових умовах. Тоді для сумарного прибутку галузі $\Pi(p_0; p, q)$ та виробничої функції $F(l, s)$ справедливі співвідношення

$$\Pi(p_0, p, q) = \sup_{\substack{l \geq 0, \\ s \geq 0}} [p_0 F(l, s) - pl - qs], \quad (5)$$

$$F(l, s) = \frac{1}{p_0} \inf_{\substack{p \geq 0, \\ q \geq 0}} [\Pi(p_0; p, q) + pl + qs]. \quad (6)$$

Пропонується ефективний метод побудови виробничої функції для лінійної економіки зі скінченим числом технологічних способів.

ВИКОРИСТАННЯ КРИТЕРІЮ КОРИСНОСТІ ДЛЯ ПОШУКУ ІНФОРМАЦІЇ

Ляшкевич В.Я.

Чернівецький національний університет ім. Юрія Федьковича
vaslya@mail.ru

Нехай, в процесі діяльності, в людини виникає інформаційна потреба, яку може задовольнити конкретна інформація. Вся інша інформації по відношенню до неї може містити якийсь умовний ступінь корисності, тому в основу пошуку інформації, потрібно покласти принцип зняття невизначеності щодо інформації.

У якості прикладу розглянемо інформацію, котра дає можливість розпізнавати технічний стан комп'ютерних систем (КС) як об'єктів діагностування й назвемо її діагностичною. [1]

Під ознакою діагностичної інформації для тестування КС вважатимемо наявність у відомостях про КС повідомлень, що дають можливість визначати їх технічний стан або сприяють його визначенню. Тому множина ознак ДІ: $M_q = \{q_1, q_2, \dots, q_i, \dots, q_\ell\}$, де q_i - i -та ознака ДІ; ℓ - кількість ознак ДІ. Множина джерел ДІ: $M_d = \{d_1, d_2, \dots, d_j, \dots, d_m\}$, де d_j - j -те джерело ДІ; m - кількість джерел ДІ. $M_q \subseteq M_d$, де $M_q \neq \emptyset$, $M_d \neq \emptyset$.

У якості критерію корисності ДІ приймемо умовний ступінь наявності ДІ, знання якої необхідно для реалізації тестування КС.

Загальна корисність джерела ДІ: $K = \{k_1, k_2, \dots, k_i, \dots, k_s\}$, де k_i - корисність (ступінь корисності) i -ї ознаки ДІ джерела, що розглядається; s - кількість ознак ДІ джерела, що розглядається.

Ступінь корисності i -ї ознаки ДІ може встановлюватись експертним шляхом.

$$f_4\left(\sum_{i=1}^s k_i \cdot (f_1(q_1, q_2, \dots, q_\ell))\right) \geq K'_T(M_d).$$

[illegible]

$$\begin{cases} k_i(f_1(q_{i1}, q_{i2}, \dots, q_{i\ell}) \geq k'_i(d_i), \quad i = \overline{1, s}; \\ f_3\left(f_2\left(\sum_{i=1}^{\ell} p(q_i)\right)\right) \geq D'(T). \end{cases} \quad (2)$$

Функціонали $f_1 \dots f_4$ не є відомими, нерівності являють собою функції від багатьох змінних, тому аналітичне вирішення системи (2) неможливо реалізувати. За теоремою Колмогорова-Арнольда [2] нерівності (2) можна представити суперпозиціями неперервних функцій межної кількості змінних, а за теоремою Хехт-Нільсена доведено можливість представлення функцій багатьох змінних за допомогою двохарової ШНМ з прямими повними зв'язками, які є універсальними структурами, що дозволяють реалізувати вирішення системи (2).

Використання критерію корисності інформації дає можливість обмежити кількість відшуканих джерел інформації, за рахунок відкидання тих, котрі не відповідають за змістом тематиці запиту користувача. Напрямом подальших досліджень

обрано дослідження можливості застосування критерію корисності в онтологічних системах пошуку інформації.

Література:

1. Ляшкевич В. Я. Оцінка корисності та достатності діагностичної інформації для тестування комп'ютерних засобів у системі Simulink // Вісник Хмельницького національного університету. – Хмельницький: ХНУ. - 2006. - №.6(87). – С.77 - 85.
2. Круглов В. В., Борисов В. В. Искусственные нейронные сети. Теория и практика. – М.: Горячая линия - Телеком, 2001. – 382 с.

АПРОКСИМАЦІЯ ФУНКЦІЇ ВИЖИВАННЯ КУБІЧНИМИ СПЛАЙНАМИ

**Макушенко І.А., Шаріпова М.К.
iamak@ukr.net**

Нехай ξ - час життя людини. Будемо вважати, що у нас є однорідна популяція людей, які живуть в однакових умовах і час життя навмання обраної людини випадкова величина з відповідною функцією розподілу $F(x) = P\{\xi \leq x\}$. Зазначимо, що функція $S(x) = 1 - F(x)$ у страховій математиці називається функцією виживання.

При побудові моделей страхування життя важливою є задача апроксимації функції виживання. Традиційними на сьогоднішній день у страховій математиці є апроксимація лінійними сплайнами, експоненційними сплайнами та апроксимація Балдуччі. Ці підходи до апроксимації мають суттєвий недолік, оскільки у вузлах інтерполяції є невизначеними такі важливі характеристики, як щільність розподілу часу життя людини та інтенсивність смертності.

У представлений роботі ця задача розв'язується на основі апроксимації кубічними сплайнами. Головною перевагою цього підходу є більша точність апроксимації. На основі апроксимації

функції виживання кубічними сплайнами будуються найважливіші моделі страхування життя, такі як:

- повне страхування життя;
- n-річне страхування життя;
- n-річне змішане страхування життя;
- відстрочене страхування життя.

Література

1. Корнилов И. А. Основы страховой математики. – М.: Изд-во ЮНИТИ, 2004. – 300 с.
2. Фалин Г. И., Фалин А. И. Теория риска для актуариев в задачах: Учеб. пособие. – М.: МГУ, 2001. – 206 с.

СТІЙКІСТЬ СИСТЕМ СТОХАСТИЧНИХ ДИФЕРЕНЦІАЛЬНО – РІЗНИЦЕВИХ РІВНЯНЬ НЕЙТРАЛЬНОГО ТИПУ

¹Малик І.В., ²Царков Є.Ф., ¹Ясинський В.К.

¹ M_Ihor_V@rambler.ru

² carcovs@livas.lv

Нехай на імовірнісному базисі $(\Omega, F, P, \mathfrak{F})$, де $\mathfrak{F} = \{F_t, t \geq 0\}$ - фільтрація, задано сильний розв'язок $x(t) = x(t, \omega) \in R^n$ системою стохастичних диференціально – різницьових рівнянь нейтрального типу (ЛСДРРНТ)

$$d\left(x(t) + \sum_{j=1}^N A_j x(t - \tau_j)\right) = \left(B_0 x(t) + \sum_{j=1}^N B_j x(t - \tau_j)\right) dt + \sum_{j=0}^N dW_j(t) x(t - \tau_j) \quad (1)$$

за початковою умовою

$$x_0 = \varphi, \quad (2)$$

де $\varphi \in C([-h, 0])$; $0 = \tau_0 < \tau_1 < \tau_2 < \dots < \tau_N = h$; A_j , $j = 1, N$, B_j , $j = 0, N$ - матриці з постійними дійсними коефіцієнтами розмірності $n \times n$; W_j , $j = 0, N$ - матриці, елементами яких є

незалежні вінерові процеси $w_{i,k}^{(j)}$ з середнім 0 і дисперсією $Dw_{i,k}^{(j)} = \sigma_{i,k}^{(j)} > 0$.

Отримані необхідні та достатні умови експоненціальної стійкості розв'язків задачі (1) – (2). Також отримано достатні умови нестійкості розв'язку (1) – (2) і умови стійкості та нестійкості збуреного рівняння (3)

Література

1. Беллман Р., Кук К.Л. Дифференциально – разностные уравнения – М.: Мир, 1967. – 545 с.
2. Деч Г. Руководство к практическому применению преобразования Лапласа и Z – преобразования. – М.: Наука, 1971. – 288 с.

ПРО ФАРМАКОКІНЕТИЧНЕ МОДЕЛЮВАННЯ НА ОСНОВІ НЕЛІНІЙНИХ ДИФЕРЕНЦІАЛЬНИХ РІВНЯНЬ ІЗ ЗАПІЗНЕННЯМ

В.П.Марценюк, І.Є.Андрущак
marceniuk@yahoo.com

У попередніх дослідженнях було запропоновано двокомпартментну модель, в якості компартментів якої розглядаються: шлунково-кишковий тракт та усе інше тіло людини включаючи печінку. Ця модель добре описує якісні зміни для фармакокінетики лікарських препаратів, які проходять ентерогапатичну циркуляцію, відповідно до змін у виділенні жовчі та швидкості реабсорбції.

Прогнози двокомпартментної моделі в значній мірі узгоджуються з експериментальними даними. Найбільш значна розбіжність – така модель не показує існування другого пікового моменту для концентрації в сироватці крові. Такий другий піковий момент спостерігався, наприклад, після внутрішньовенного, орального та внутрішньопортального введення морфіну у щурів. Для моделювання такого явища використовувалися: 8-компартментна модель, де компартмент шлунково-кишкового тракту розбивався на систему трьох компартментів, які утворюють цикл, що з'єднується з

центральною компартментом; двокомпартментна модель із запізненням, яка ґрунтується на припущенні, що існує запізнення в часі між екскрецією даної молекули речовини в жовч і її реабсорбцією з кишечника. Це запізнення в часі може бути спричинене затримками біоперетворення в печінці, зберіганням речовини в жовчному міхурі (наприклад, в людей) або просто її транспортуванням в жовчі при обмеженій швидкості течії з місця екскреції до місця реабсорбції.

Модель, представлена в даному дослідженні, – двокомпартментна модель на основі системи нелінійних диференціальних рівнянь із запізненням. Нелінійність в такій моделі зумовлена перенесенням лікарського препарату з компартменту 1 в компартмент 2 згідно до кінетики елімінації Міхаеліса-Ментена. В роботі також запропоновано спосіб знаходження наближеного розв'язку на основі методу декомпозиції.

ПРОГРАМНЕ СЕРЕДОВИЩЕ МОДЕЛЮВАННЯ ПРОЦЕСІВ РЕКОНСТРУКЦІЇ КІСТКОВОЇ ТКАНИНИ

В.П.Марценюк, Д.В.Вакуленко

кафедра медичної інформатики

Тернопільський державний медичний університет

ім.І.Я. Горбачевського

м. Тернопіль, Україна

dmitro_v@ukr.net

У другій половині ХХ сторіччя стала стрімко збільшуватись кількість захворювань кісткової тканини та травм опорно-рухового апарату внаслідок різних катастроф. Виникла необхідність в поглибленні системного аналізу процесів кісткової тканини, автоматизації процесів створення протезів. В 80-х, 90-х роках почали з'являтися методи об'єктно-орієнтованого аналізу та проектування. Мова UML (уніфікована мова моделювання) уніфікує методи Буча, Рамбо та Джекобсона. Мова UML стала стандартним способом зображення діаграм в об'єктно-орієнтованих проектах. Розроблено та реалізовано програмне середовище підтримки

системних досліджень реконструкції кісткової тканини, яке включає програмні середовища детермінованої, просторової моделі реконструкції кісткової тканини та програмне середовище задачі оптимального керування медикаментозної терапією, за допомогою програмного середовища Borland Delphi 6.

Однією з складових програмного середовища моделювання процесів реконструкції кісткової тканини є модель реконструкції кісткової тканини на клітинному рівні на основі звичайних диференціальних рівнянь з двома розподіленими запізненнями.

$$\begin{aligned}\frac{dC(t)}{dt} &= e_{CB}B(t) - d_C C(t), \\ \frac{dB(t)}{dt} &= e_B B(t) - d_B B(t) + e_{BM} M(t - \phi_B) B(t - \phi_B), \\ \frac{dK(t)}{dt} &= e_K K(t) - d_K K(t) + e_{KM} M(t - \phi_K) K(t - \phi_K), \\ \frac{dM(t)}{dt} &= k_C C(t) + k_B B(t) M(t) - k_M M(t) - k_{KM} M(t) K(t)\end{aligned}$$

Проведено якісний аналіз моделі, знайдено три стаціонарні стани, представлено біологічну інтерпретацію кожного з них. Показано, що саме один з них має біологічний зміст. Дану умову можна трактувати, як одну з умов гомеостазу кісткової тканини. За допомогою розробленої комп'ютерної програми здійснене кількісне дослідження моделі реконструкції кісткової тканини, розглянуто поведінку системи при різних біфуркуючих параметрах та показано стаціонарні стани - стійкий вузол, нестійкий граничний цикл та стійкий фокус. Представлену модель дослідили на стійкість розв'язків. Здійснили кількісне дослідження моделі реконструкції. Ще однією складовою

програмного середовища моделювання процесів реконструкції кісткової тканини є модель реконструкції кісткової тканини на клітинному рівні на основі чотирьох нелінійних рівнянь у частинних похідних.

Розглянуто задачу побудови режимів медикаментозної та фізіотерапії як задачу оптимального керування з фазовими обмеженнями. Проведено перевірку існування оптимального керування для моделі реконструкції кісткової тканини при додаткових обмеженнях. За допомогою VisSim (візуального симулятора) (програма моделювання технічних та фізичних об'єктів та систем) здійснене кількісне дослідження оптимального керування медикаментозної та фізіотерапії для моделі реконструкції кісткової тканини на основі звичайних диференціальних рівнянь.

МАТЕМАТИЧНА МОДЕЛЬ ОПТИМІЗАЦІЇ НОРМ ВОДОКОРИСТУВАННЯ В УМОВАХ ОБМЕЖЕНИХ РЕСУРСІВ

Матяш Т.В.

Інститут гідротехніки і меліорації УААН, м. Київ

Важливою задачею, яка традиційно виникає та вирішується на протязі останніх 30-40 років, є задача річного планування водних ресурсів в зрошуваному землеробстві. В попередні роки, коли ресурси електроенергії і води були практично необмеженими, плани водокористування розроблялися на рік 75 % забезпеченості. Це означає, що розраховувались зрошувальні норми (в розрахунку на 1 га) для різних культур на рік 75 % забезпеченості, а загальна величина потрібних водних ресурсів визначалась на основі відповідних площ вирощуваних культур. В даних умовах енергетичні ресурси на міжгосподарській мережі, які відшкодовуються за рахунок державного фінансування недостатні для того, щоб здійснити водоподачу на рік 75% водозабезпеченості. Відповідно за рахунок державного фінансування не можна відшкодувати всі витрати водоспоживачів в рік 75%, а також в більш посушливі роки, тобто річне планування водних ресурсів повинно проводитись завідомо в умовах їх дефіциту. При платному водокористуванні

водокористувач повинен сплачувати за зменшеними (пільговими) тарифами вартість послуг з подачі води, що стосуються виділених лімітів кожному водоспоживачу. За воду, яка подається зверх запланованих лімітів, водоспоживачі повинні сплачувати її повну вартість, включаючи вартість електроенергії на міжгосподарській зрошувальній мережі.

З математичної точки зору в задачі розподілу наявних водних ресурсів в умовах дефіциту і оптимізації норм водокористування мова йде про визначення екстремуму функції багатьох змінних з обмеженнями у вигляді рівнянь і нерівностей. Вирішення цієї достатньо складної задачі нелінійного програмування пропонується за допомогою методу множників Лагранжа. Якщо критерій оцінки один, записаний у вигляді функції, а обмеження мають вигляд рівнянь, то функція Лагранжа запишеться в наступному вигляді:

$$L(U_1, \dots, U_n, \alpha_1, \dots, \alpha_{n+1}) = \sum_{i=1}^n C_i f(U_i) S_i - \alpha_{n+1} \left(\sum_{i=1}^n U_i S_i - Q \right) - \sum_{i=1}^n \alpha_i (f_i(U_i) S_i - D_i) \rightarrow \max_{\alpha_i, U_i} \quad (1)$$

де S_i – площа окремого поля, га; C_i – закупівельна ціна вирощуваної продукції, грн/ц; $f_i(U_i, K_i)$ – функція програмованого врожаю в залежності від водного фактору для кожної культури; U_i – зрошувальна норма, м³/га; ξ – опади за вегетаційний період; Y^{np} – проектна урожайність, ц/га; Q – фактично наявна кількість води, $D_i = f_i(W_i) S_i$ – максимальний валовий збір по даній культурі.

При цьому повинні виконуватись наступні обмеження: об'єм водоподачі для конкретної культури не повинен перевищувати об'єму води для забезпечення біологічно оптимального режиму зрошення цієї культури, а валова урожайність культур – не перевищуватиме свого максимального рівня:

$$\begin{cases} \sum_{i=1}^n Q_i \leq Q_{\text{пот}}; \\ Q_{\text{пот}} \geq Q_{\text{макс}}, \text{ та } f_i(U_i) S_i \leq D_i, \quad i = 1, \dots, n, \end{cases} \quad (2)$$

де $Q_{\text{пот}}$ – об'єм водних ресурсів, який планується подати в поточному році для господарства.

Необхідною умовою існування екстремального значення функції Лагранжа є рівність нулю часткових похідних цієї функції.

$$\begin{cases} \frac{\partial L}{\partial U_i} = 0; \\ \frac{\partial L}{\partial \alpha_i} = 0 \end{cases} = \begin{cases} \frac{\partial (C_i f(U_i) S_i)}{\partial U_i} - \alpha_{n+1} \frac{\partial (\sum_{i=1}^n U_i S_i - Q)}{\partial U_i} - \sum_{i=1}^n \alpha_i \frac{\partial (f_i(U_i) S_i - D_i)}{\partial U_i} = 0; & i = 1, \dots, n \\ \sum_{i=1}^n U_i S_i \leq Q; & f_i(U_i) S_i \leq D_i, \quad i = 1, \dots, n \end{cases} \quad (3)$$

Розв'язуючи рівняння отриманої системи знаходимо відповідні значення зрошувальних норм для вирощуваних культур

$$U_i = \frac{\alpha_{n+1} (W_i + \xi)^2 + (a_1 \alpha_i - C_i) (W_i + \xi)}{2 a_2 (C_i - \alpha_i)} - \xi \quad ; i = 1, \dots, n \quad (4)$$

В випадку, коли обмеження мають вигляд нерівностей, необхідно зробити зауваження: якщо $f_i(U_i) S_i < D_i$, то $\alpha_i = 0$.

Для розрахунку значень цієї функції запропонована програма розроблена в середовищі Mathcad, що дає можливість задавати наявні водні ресурси, перелік вирощуваних культур, площі під кожною культурою, ціну реалізації та розраховувати зрошувальні норми для кожної культури. В таких умовах вологою забезпечуватимуться більш продуктивні культури, а сільськогосподарський виробник прийматиме відповідне рішення щодо доцільності проведення зрошення кожної культури.

ІНДІВІДУАЛЬНО-ОПТИМАЛЬНІ РІВНОВАГИ В ІГРАХ, ЩО ЗАДАНІ ВІДНОШЕННЯМ ПЕРЕВАГИ

Мащенко С.О.

(Київський університет ім. Т.Шевченка)

msomail@yandex.ru

Для гри G у нормальній формі $(X_i, R_i; i \in N)$, де $N = \{1, 2, \dots, n\}$ - множина з n гравців; X_i - множина стратегій гравця $i \in N$; R_i - бінарне відношення нестрогої переваги гравця $i \in N$ на множині ситуацій гри $X = \prod_{i \in N} X_i$, у доповіді

пропонується принцип “індивідуальної оптимальності”. Відповідно до цього принципу кожен гравець вибирає свої стратегії індивідуально, але враховує функції виграшу всіх інших гравців (компроміс заради вирішення конфлікту).

Для формалізації поняття індивідуально-оптимальної рівноваги розглядається спеціальне відношення домінування Неша [1-3]. Будемо казати, що ситуація y гри G домінує за

Нешем ситуацію x (будемо позначати це через $y \succ^{NE} x$), якщо y дістається із ситуації x зміною якимсь, але одним гравцем

$i \in N$, своєї власної стратегії, тобто $y = (y_i, x_{N \setminus i})$, та $y \left(\bigcap_{i \in N} S_i \right) x$

, де $S_i = R_i \setminus R_i^{-1}$ - відношення домінування індуковане відношенням нестрогої переваги $R_i, i \in N$, тобто:

$y \succ^{NE} x \Leftrightarrow \exists i \in N: (y_i, x_{N \setminus i}) \left(\bigcap_{i \in N} S_i \right) (x_i, x_{N \setminus i})$. Ситуацію x^*

будемо називати індивідуально-оптимальною рівновагою, якщо не існує іншої ситуації, яка б домінувала її за Нешем. Таким чином, індивідуально-оптимальні рівноваги являють собою певний компроміс кожного гравця з іншими, який не вигідно порушувати жодному з гравців.

Застосування індивідуально-оптимальних рівноваг мотивується наступним сценарієм гри. До початку гри гравці складають необов'язкову угоду (за порушення угоди не передбачено жодної карної санкції) про те, що будуть дотримуватися ситуації $x^* = (x_i^*)_{i \in N}$. Далі, гравці незалежно один від іншого приймають рішення про вибір своєї стратегії. Тоді й лише тоді, коли основою угоди буде індивідуально-оптимальна рівновага, i - му гравцю окремо буде не вигідно вибирати іншу стратегію, ніж $x_i^*, i \in N$, оскільки виграш свій та інших гравців, чий інтереси він враховує, не покращиться. Лояльність (або сподівання, що інші гравці поділяться виграшем) кожного гравця по відношенню до інших, буде запорукою стабільності такої угоди.

Індивідуально-оптимальні рівноваги узагальнюють властивості та включають у себе усі рівноваги Неша, коаліційні рівноваги, рівноваги за Бержем, оптимальні за Парето ситуації гри. У доповіді пропонується конструктивний спосіб опису множини індивідуально-оптимальних рівноваг за допомогою параметричної характеристичної функції бінарного відношення. Різним типам рівноваг, які мають різну стабільність, відповідають певні значення параметрів характеристичної функції.

Таким чином, з'являється можливість побудови загальної моделі рівноваг гри G . На основі цієї моделі кожену ситуацію гри можна оцінити максимально та мінімально можливим рівнем її стабільності необхідним й достатнім для того, щоб вона була індивідуально-оптимальною рівновагою. У доповіді на основі цієї ідеї пропонується критерій стабільності рівноваг. Індивідуально-оптимальна рівновага гри G , яка максимізує критерій стабільності, може бути рекомендована гравцям як основа для стабільної угоди.

Принцип індивідуальної оптимальності обґрунтовує нову модель вибору рівноваг за критерієм стабільності. Цей підхід є актуальним, коли у грі G не існує рівноваг Неша. Тоді буде знайдена “найбільш стабільна” індивідуально-оптимальна рівновага.

Література

- 1 Машенко С.О. Рівновага за Нешем у багатокритеріальній грі// Вісник Київського університету. Серія: фіз.-мат. науки. -2001.- 3.-с.214-222.
- 2 Машенко С.О. Исследование стабильности равновесий на основе принципа индивидуальной оптимальности //Кибернетика и системный анализ.-2007. -4. –С. 162-169.
- 3 Машенко С. О. Слабкі індивідуально- оптимальні рівноваги// Вісник Київського університету. Серія: фіз.-мат. науки. -2006.- 2.-с.169-177.

ОЦІНКА ЗАГРОЗ БЕЗПЕКИ ІНФОРМАЦІЙНОЇ СИСТЕМИ З ВИКОРИСТАННЯМ ІНСТРУМЕНТАРІЮ НЕЧІТКОЇ ЛОГІКИ

Мельник Г.

Чернівецький національний університет ім. Юрія Федьковича
mehalya@rambler.ru

Аналіз вимог національних стандартів і нормативних документів з питань технічного захисту інформації України, а також досвіду розвитку міжнародних стандартів безпеки [1]-[2] свідчить про те, що при розробці моделі порушника доцільно моделювати його дії і атаки, які можуть створювати потенційні загрози для безпеки інформації ІС. Пропонується формалізований підхід до аналізу рівня загроз безпеки інформаційної системи з використанням нечітких описів [3].

Для кожного класу порушників ставляться у відповідність лінгвістичні показники X_1, X_2, X_3, X_4 . Для кожного з класу порушників проводиться оцінювання за відповідним набором з вищезазначених показників. Для оцінювання рівня загроз інформаційній системі від порушників 1-го класу:

$$X_1 = f_1(X_{11}, X_{12}, X_{13}, X_{14}, X_{15}, X_{16}, X_{17}, X_{18}, X_{19}, X_{20}, X_{21}, X_{22}) \quad (1)$$

Для оцінювання рівня загроз інформаційній системі від порушників 2-го класу:

$$X_2 = f_2(X_{11}, X_{12}, X_{13}, X_{14}, X_{15}, X_{17}, X_{18}, X_{19}, X_{20}, X_{21}, X_{22}) \quad (2)$$

Для оцінювання рівня загроз інформаційній системі від порушників 3-го класу:

$$X_3 = f_3(X_{11}, X_{12}, X_{13}, X_{14}, X_{15}, X_{19}, X_{20}, X_{21}) \quad (3)$$

Для оцінювання рівня загроз інформаційній системі від порушників 4-го класу:

$$X_4 = f_4(X_{11}, X_{13}, X_{14}, X_{15}), \quad (4)$$

Оцінка здійснюється за показниками X_j , j – індекс показника ($j = \overline{1, 22}$), які характеризують рівень доступу до ІТ-активів ІС. Оцінювання X_{ij} (i – вказівник на клас порушника) проводиться експертом за шкалою: IP – «доступ неможливий», LP – «доступ малоімовірний», MP – «доступ імовірний», HP –

«доступ відкритий повністю». Тобто, терм-множина вхідних змінних в загальному вигляді представляється у вигляді:

$$A = \{ IP, LP, MP, HP \} \quad (5)$$

Для того, щоб мати змогу оцінювати та обробляти лінгвістичні показники X_1, X_2, X_3, X_4 , формується шкала з п'яти якісних термів [3]: VH – «дуже високий» рівень, H – «високий», M – «середній», L – «низький», VL – «дуже низький». А терм-множина вихідної змінної X_i записується у вигляді:

$$D = \{ VH, H, M, L, VL \}, \quad (6)$$

де VH – «дуже високий» рівень загрози, H – «високий», M – «середній», L – «низький», VL – «дуже низький» рівень загрози.

Система нечітких знань для опису моделі оцінювання рівня загроз порушника i -го класу записується у вигляді:

$$\mu_i^{d_l}(X_{ij}) = \bigvee_{m=1}^{k_{d_l}} \left(w_{im} \left[\bigwedge_{j=1}^{22} \mu_i^{a_p}(X_{ij}) \right] \right) \quad (7)$$

Математична форма запису вирішального правила для визначення загрози рівня d_l інформаційній системі матиме вигляд:

$$\mu^{f_l}(X_1, X_2, X_3, X_4) = \bigvee_{q=1}^{k_{f_l}} \left(v_{s_{fl}m} \left[\bigwedge_{j=1}^4 \mu_j^{d_{p_j}}(X_j) \right] \right) \quad (8)$$

де $\mu^{f_l}(X_1, X_2, X_3, X_4)$ - функція належності вектора вхідних змінних (X_1, X_2, X_3, X_4) значенню вихідної змінної $Y=f_l$ з множини $F = \{ VH, H, M, L, VL \}$; k_{f_l} - кількість комбінацій значень змінних (X_1, X_2, X_3, X_4) , для яких вихідна змінна приймає значення f_l ; $v_{s_{fl}m}$ – ваговий коефіцієнт для відповідної m -ї комбінації; $\mu_j^{d_{p_j}}(X_j)$ - функція належності вхідної змінної X_j до нечіткого терму d_{p_j} ($d_{p_j} \in D$ за (6)) і вона подається в (7).

Даний підхід дозволяє формувати модель оцінювання рівня загроз інформаційній системі внаслідок впливу чи дії порушників довільного з класів.

Література

1. Європейські критерії ITSEC, 1991.

2. Єдині критерії CCITSE, 1996 Загальна методологія оцінки безпеки інформаційних технологій, 1997.
3. Л. Заде. Понятие лингвистической переменной и ее применение к принятию приближенных решений. – М.: Мир, 1976.

ПРО ПЛАНУВАННЯ ТЕХНІЧНОГО ОБСЛУГОВУВАННЯ ЕЛЕМЕНТІВ МЕРЕЖІ МОБІЛЬНОГО ЗВ'ЯЗКУ

Мензатов Л.Ш.

Факультет кібернетики Київського національного
університету імені Тараса Шевченка

m_lenur@mail.ru

Науково - технічне супроводження територіально-розподіленої мережі мобільного зв'язку при її побудові та розвитку, забезпеченні надійності та безпеки вимагають розробки математичних моделей, алгоритмів та програмного забезпечення та їх впровадження для практичного застосування з врахуванням умов експлуатації.

В доповіді розглядаються питання створення та розвитку мережі мобільного зв'язку, яка розвивається на Кримському півострові де необхідно враховувати специфіку регіону (рельєф місцевості, зона курортів, прикордонна територія) так і санітарно-технічні норми та правила.

Важливим класом задач, що розглядається при забезпечення функціонування таких мереж є проведення своєчасного технічного обслуговування (ТО). Роботи по проведенню ТО діляться на два види: планові (сервіс систем кондиціонування, вимірювання щільності потоку електромагнітного поля, сервіс джерел живлення та заміна батарей, оцінка технічного стану металоконструкцій та інші) та непланові (заміна антено-фідерного тракту при реконструкції або модернізації об'єкта, ремонти із-за сильного вітру і т.д.) і мають різну періодичність контролю від 1 до 5 років.

Для здійснення моніторингу ведеться база даних, яка включає інформацію про термін введення в дію вузлів мережі, структуру мережі, типи ремонтів, що проводились при їх експлуатації, інформацію про систему захисту та наявність запасних елементів і т.д.

При проведенні ТО станції виключаються з мережі, тому необхідно мати інформацію про найближчі вузли на які може бути передано навантаження по зв'язку. Проведення ТО здійснюється спеціалізованими бригадами, кількість яких обмежена і тому формування плану ТО на вузлах мережі

являються актуальною задачею оптимізації з врахуванням обмежень.

АЛГОРИТМ ІДЕНТИФІКАЦІЇ ПАРАМЕТРІВ, ЩО ЗМІНЮЮТЬСЯ З ЧАСОМ

Меньшиков Ю.Л.

Дніпропетровський нац. ун-тет
du-mmf@ff.dsu.dp.ua

В роботі розглядається алгоритм ідентифікації параметрів деякої динамічної системи, які змінюються в процесі ідентифікації. Невідомий параметр приймається як додатково зовнішнє навантаження на динамічну систему [1,2]. Подібні задачі можуть бути застосовані також для нелінійних по параметрам задачам [2].

Нехай між експериментальними вимірами $x(t) = (x_1(t), x_2(t), \dots, x_n(t))^n$ та параметром $z(t)$, який досліджується, існує зв'язок

$$A_p z = B_p x, \quad (1)$$

де A_p компактний оператор, який неперервно залежить від вектора параметрів p математичної моделі динамічної системи, $A_p : Z \rightarrow U$; B_p лінійний оператор, який неперервно залежить від вектора параметрів p математичної моделі динамічної системи, $B_p : X \rightarrow U$; X, Z, U – деякі функціональні простори.

Передбачається, що задана похибка початкових даних:

$$\|x_t - x\|_X \leq \delta, \|A_T - A_p\|_{Z \rightarrow U} \leq h, \|B_T - B_p\|_{X \rightarrow U} \leq d,$$

де A_T, B_T – точні оператори; x_T – точні дані, δ, h, d – задані апріорі, $\delta > 0, h > 0, d > 0$.

Розглядається декілька формулюровок нестійкої задачі ідентифікації параметрів, як екстремальних задач [1,2].

Виконані тестові розрахунки.

Література

1 Меньшиков Ю.Л. Экспресс идентификация параметров в условиях неопределенности. – Автоматика 2005: Мат-ли 12-ї

Міжнар. Конф. з автоматичного управління, Харків, т.1, НТУ ХПІ, 2005, с.116.

2 Menshikov Yu.L.Parameters identification as identification of external loads. Proc.of GAMM2008, 31March – 4 April, 2008, Book of Abstracts, Bremen, Germany, p.493.

АЛГОРИТМ ЧИСЕЛЬНОГО РОЗВ'ЯЗАННЯ ЗАДАЧІ ПРО ГЕНЕРАЦІЮ АКУСТИЧНИХ КОЛИВАНЬ В П'ЄЗОНАПІВПРОВІДНИКОВИХ КРИСТАЛАХ

Москальков М.М., Завіша В.В.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

moe@unicyb.kiev.ua

В деяких п'єзонапівпровідникових кристалах (наприклад, CdS), що знаходяться в сильному електричному полі при певних умовах можлива генерація звукових хвиль. Математична модель цього процесу та умови генерації проаналізовані в [1] при сильних спрощеннях відносно крайових умов та джерела живлення електричної енергії. Цікаво промодельовати інші крайові умови механічного та електричного навантаження кристалів, що може дати можливість управляти процесом генерації необхідних коливань. Але можливості аналітичних методів реалізації складної математичної моделі цих процесів обмежені. Тому в роботі пропонується застосувати для цього моделювання чисельні методи на основі різницевих схем.

В даній роботі побудована різницева схема для нелінійної моделі процесів генерації звукових хвиль, розроблений алгоритм реалізації схеми та проведено дисперсійний аналіз лінійної моделі цієї схеми.

Література

1. Ланда П.С. Автоколебания в распределенных системах. М.: “Наука”, 1983.
2. Бонч-Бруевич В.А., Калашников С.Г. Физика полупроводников, М.: “Наука”, – 1990. – 688 с.
3. Завіша В.В, Москальков М.М. Дослідження різницевої схеми для задачі генерації коливань п'єзонапівпровідникового

кристала. // Вісник Київського університету. Серія: фіз.-мат. науки. – 2001. – №4. – С. 299-304.

4. Завиша В.В., Москальков М.Н. Оптимизация дисперсионных свойств разностной схемы для задачи о генерации колебаний пьезополупроводникового кристалла. // Штучний інтелект – 2002. – 3. – С. 528-532.

**ГАРАНТОВАНЕ ОЦІНЮВАННЯ РОЗВ'ЯЗКІВ ЛІНІЙНИХ
ДИФЕРЕНЦІАЛЬНИХ РІВНЯНЬ ПРИ ЗАГАЛЬНИХ
КРАЙОВИХ УМОВАХ**

Наконечний О.Г.

факультет кібернетики, КНУ

`nakonechniy@unicyb.kiev.ua`

Припустимо, що на відріжку $[0, T]$ спостерігається вектор-функція $y(t) = C(t)\varphi(t) + \xi(t)$, де $C(t)$ - матрична функція з неперервними елементами, $\varphi(t)$ - вектор-функція, що є узагальненим розв'язком рівняння вигляду

$$\frac{d\varphi}{dt} = A(t)\varphi(t) + B(t)f(t) \quad (1)$$

з умовами вигляду $l_i(\varphi) = d_i$, $i = \overline{1, m}$, $l_i(\varphi)$ - лінійні неперервні функціонали над простором неперервних функцій на відріжку $[0, T]$, $A(t), B(t)$ - задані матричні функції з неперервними елементами, $\xi(t), f(t)$ - наперед не відомі вектор-функції. Якщо $U(t)$ - матрична функція, елементи якої інтегровані з квадратом на $[0, T]$, то під лінійною оцінкою вектора $x(T)$ ми будемо розуміти вираз

$$\mathcal{X}(T) = \int_0^T U(t)y(t)dt + b, \text{ де } b - \text{деякий вектор.}$$

При умові, що $f(t)$ та $\xi(t)$ належать деяким множинам досліджуються задачі про гарантовані лінійні оцінки та похибка оцінювання. При деяких обмеженнях одержані конструктивні алгоритми знаходження таких оцінок.

Література.

- 1 Наконечний О.Г. Оптимальне керування та оцінювання в рівняннях із частинними похідними. - ВПЦ "Київський університет", 2004.
- 2 Наконечный А.Г. Минимаксное оценивание функционалов от решения вариационных уравнений в гильбертовых пространствах. - Київ, КДУ, 1985.

ОЦІНКИ ПАРАМЕТРІВ РІВНЯНЬ З ЧАСТИННИМИ РІЗНИЦЯМИ В УМОВАХ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ

¹Наконечний О.Г., ²Парашук Х.Ф.

¹Київський національний університет імені Тараса Шевченка

nakonechniy@unicyb.kiev.ua

²Чернівецький торгово-економічний інститут

mpcc@chnu.cv.ua

Нехай G - множина точок (j, k) на площині, що мають цілочисленні компоненти. Назвемо таку область скінченою, якщо після з'єднання таких точок відрізками одиничної довжини одержимо систему квадратів, що утворюють зв'язну скінчену область площини. Вводиться також поняття границі Γ такої області. Якщо $\varphi_{jk}, (j, k) \in G \cup \Gamma$ комплексно значна послідовність, то розглядається рівняння:

$$(\Delta_1^- a \Delta_1^+ \varphi)_{jk} + (\Delta_2^- a \Delta_2^+ \varphi)_{jk} + c_{jk} \varphi_{jk} = f_{jk}, \quad (j, k) \in G, \quad (1)$$

$$\varphi_{jk} \Big|_{\Gamma} = 0,$$

де $\Delta_1^-, \Delta_2^-, \Delta_1^+, \Delta_2^+$ - оператори лівої та правої різниці першого порядку відповідно по першому та другому аргументу, тобто

$$(\Delta_1^- \varphi)(jk) = \varphi_{i,k} - \varphi_{i-1,k}, \quad (\Delta_1^+ \varphi)(jk) = \varphi_{i+1,k} - \varphi_{i,k},$$

$a = a_{jk}$ - дійсні коефіцієнти.

Припустимо, що f_{jk} - частково невідома послідовність, яка має вигляд $f_{jk} = (Bf)_{jk}$, де f - невідомий вектор із простору R^n , B - деяка матриця. Нехай задана послідовність

$$y_{jk} = \sum_{(s,r) \in G} h_{jksr} \varphi_{sr} + \xi_{jk}, \quad (j,k) \in G_1 \subset G,$$

h_{jksr} - відома послідовність, ξ_{jk} - невідома послідовність, що задовольняє обмеженням

$$\sum_{(j,k) \in G} \Phi(\xi_{jk}) \leq 1, \quad (2)$$

де $\Phi(x) \geq 0$, $\Phi(0) = 0$.

При різних припущеннях відносно вигляду функції $\Phi(x)$ досліджуються задачі апостеріорного оцінювання вектора f . Якщо G_y - апостеріорна область якій належить вектор f , а $\hat{f}$ - апостеріорна оцінка, то вивчаються питання про похибки

$$\max_{f \in G_y} |f - \hat{f}| = \sigma.$$

При умові, що ξ_{jk} - реалізації випадкових величин з відомими першими та частково невідомими другими моментами, то знаходяться лінійні мінімаксні середньоквадратичні оцінки вектора f .

Література.

- 1 Березанский Ю.М. Разложение по собственным функциям самосопряженных операторов. – Киев: Наукова думка, 1965. – 798 с.
- 2 Верес М.М., Наконечний О.Г. ОМінімаксні методи оцінювання в лінійних задачах із параметром. - КНУ, 2007. – 115 с.

**АСИМПТОТИЧНА ПОВЕДІНКА ЧИСЛА НУЛЬОВИХ
ПРИРОСТІВ У ВИПАДКОВОМУ БЛУКАННІ З
ЗАБОРОНАМИ**

Негадайлов Павло

КНУ ім. Т. Шевченка, Україна, м. Київ

e-mail: npasha@list.ru

Нехай ξ - випадкова величина, що має власний розподіл і приймає натуральні значення. Позначимо

$$p_k := P\{\xi = k\}, k \in N.$$

Надалі, для зручності представлення результатів, будемо припускати, що

$$p_1 > 0. \quad (1)$$

Для кожного $n \in N$ визначимо випадкове блукання з заборонами $R_0^{(n)} := 0$ та

$$R_k^{(n)} := R_{k-1}^{(n)} + \xi_k 1_{\{R_{k-1}^{(n)} + \xi_k < n\}}, \in N.$$

Ланцюг Маркова $\{R_k^{(n)} : k \in N_0\}$ має єдиний поглинаючий стан $n-1$. Для кожного $n \in N$ визначимо момент поглинання $T_n := \inf\{k \in N : R_k^{(n)} = n-1\} = \sum_{l=1}^{\infty} 1_{\{R_l^{(n)} < n-1\}}$ та число нульових приростів до моменту поглинання

$$V_n := \#\{i \leq T_n : R_{i-1}^{(n)} = R_i^{(n)}\} = \sum_{l=0}^{T_n-1} 1_{\{R_l^{(n)} + \xi_{l+1} \geq n\}}.$$

Зазначимо, що $T_1 = V_1 = 1$ м.н.

Надалі запис $r(\cdot) \sim s(\cdot)$ означає, що $\frac{r(\cdot)}{s(\cdot)} \rightarrow 1$, коли аргумент прямує до $+\infty$. Подібним чином, запис $X_n \xrightarrow[d]{P} X$ означає, що граничне співвідношення виконується при $n \rightarrow \infty$.

Теорема 1 містить слабкий закон великих чисел.

Теорема 1 Якщо $E\xi < \infty$, то, при $n \rightarrow \infty$,

$$V_n \xrightarrow{d} V := V_Y + 1 - 2 \cdot 1_{\{Y=1\}},$$

де Y -- випадкова величина, що не залежить від $\{V_n : n \in N\}$, з розподілом

$$P\{Y = k\} = (E\xi)^{-1} P\{\xi \geq k\}, k \in N.$$

Зокрема, $\{P\{V = 0\} = (E\xi)^{-1}$.

Теорема 2 Припустимо, що для деякого $\alpha \in [0, 1]$ та деякої функції L , що повільно змінюється на $+\infty$, виконується умова

$$\sum_{k=n}^{\infty} p_k \sim n^{-\alpha} L(n). \quad (2)$$

Тоді

$$\frac{V_n}{EV_n} \xrightarrow{P} 1 \quad (3)$$

та $EV_n \sim (1 - \alpha) \ln n$, якщо $\alpha \in [0, 1)$, та $EV_n \sim \ln \ln n$, якщо $\alpha = 1$.

ОПТИМІЗАЦІЙНА ПРОЦЕДУРА РОЗВ'ЯЗАННЯ УЗАГАЛЬНЕНОГО МАТРИЧНОГО РІВНЯННЯ СІЛЬВЕСТРА З ВЕКТОРНИМИ ВІНЕРОВИМ ПРОЦЕСОМ ТА ПУАССОНОВОЮ МІРОЮ

Нікітін А.В.

Чернівецький національний університет імені Юрія Федьковича
nik_tol@rambler.ru

Розглянемо систему стохастичних диференціальних рівнянь вигляду

$$dx(t) = Ax(t)dt + \sum_{i=1}^r [B_i x(t) dW_i(t) + \int_U C_i(u) x(t) \tilde{v}_i(du, dt)], t \geq t_0, \quad (1)$$

$$x(t_0) = x_0, \quad (2)$$

де $\{x(t) \equiv x(t, \omega), t \in [0, T], \omega \in \Omega\} \subset R^n$ – n -вимірний випадковий процес, $\{W_1(t)\}, \{W_2(t)\}, \dots, \{W_r(t)\}$ – стандартні

вінерові процеси, $\tilde{v}_1(dt, du), \tilde{v}_2(dt, du), \dots, \tilde{v}_r(dt, du)$ – центровані пуассонові міри, $A, B_i, i=1, \dots, r$ – дійснозначні сталі матриці розмірності $n \times n, C_i(u), i=1, \dots, r$ – матриці-функції такі, що

$$\sum_{i=1}^r \int_U |C_i(u)|^2 \Pi_i(u) du < +\infty,$$

де $\Pi_i(du) \equiv M \{ \tilde{v}_i(dt, du) \}, i=1, \dots, r$.

При аналізі стійкості задачі (1), (2), виникає узагальнене матричне рівняння Сільвестра

$$A^T H + HA + \sum_{i=1}^r [B_i^T H B_i + \int_U C_i^T(u) H C_i(u) \Pi_i(du)] = -G, \quad (3)$$

де матриця $G = G^T > 0_{n \times n}$ - довільна.

Якщо вдається знайти розв'язок рівняння (3) – додатно визначену симетричну матрицю H , то розв'язок задачі (1), (2) буде асимптотично стійкий у середньому квадратичному.

Припустимо, що узагальнене матричне рівняння Сільвестра (3) розв'язне у класі додатно визначених матриць. Для його розв'язання пропонується метод опуклого програмування, який полягає у мінімізації цільової функції

$$\varphi_0(H) = -\lambda_{\min}(-A^T H - HA - \sum_{i=1}^r [B_i^T H B_i - \int_U C_i^T(u) H C_i(u) \Pi_i(du)]), H \in \bar{L},$$

де $\bar{L} = \{H : \lambda_{\min}(H) \geq 0, \lambda_{\max}(H) \leq 1\}$.

Розглянемо оптимізаційну задачу: знайти

$$\arg \min_{H \in \bar{L}} \varphi_0(H). \quad (4)$$

Якщо область визначення є компактною множиною, цільова функція неперервна, то існування розв'язку оптимізаційної задачі впливає з теореми Вейерштрасса; якщо область визначення є опуклою множиною, а цільова функція строго

опукла, то розв'язок єдиний, тобто локальний і глобальний екстремуми співпадають.

Теорема 1. *Для того, щоб система СДР (1) була асимптотично стійкою у середньому квадратичному, необхідно і досить, щоб для задачі (4) існував розв'язок $H_0 = H_0^T > 0_{n \times n}$ з умовою $\varphi_0(H_0) < 0$.*

Література

- 1 Шор Н.З. Методы минимизации недифференцируемых функций и их приложения. – Киев: Наук. думка, 1979. – 200 с.
- 2 Никитин А.В., Юрченко И.В., Ясинский Е.В. Оптимизационная процедура решения обобщенного матричного уравнения Сильвестра // Проблемы управления и информатики. – 1998. – №4. – С. 51 – 65.
- 3 Васильев Ф.П. Численные методы решения экстремальных задач. – М.: Наука, 1988. – 518 с.
- 4 Бычков А.С., Лотон А.П., Нечаева И.Г., Хусаинов Д.Я. Оптимизация оценок устойчивости систем стохастических дифференциально-разностных уравнений // Кибернетика и системный анализ. – 1992. - №4. – С. 38-43.

ОПЕРАТОРИ НЕРУХОМОЇ ТОЧКИ В КОМПОЗИЦІЙНО-НОМІНАТИВНИХ ЛОГІКАХ

Микола С. Нікітченко, Степан С. Шкільняк, Ірина А.

Антонова

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

ttp@unicyb.kiev.ua

Композиційно-номінативні логіки (КНЛ) – це логічні системи, які будуються на основі принципів розвитку, інтегрованості інтенсіонального та екстенсіонального аспектів, композиційності та номінативності. З екстенсіонального погляду, семантичні аспекти КНЛ можна задати композиційними предикатними алгебрами. Семантичною основою КНЛ є клас квазіарних предикатів. Дослідження квазіарних предикатів проводились в рамках алгебр з традиційними композиціями – логічними зв'язками та кванторами, а також операціями реномінації та

суперпозиції. У той же час широке використання індуктивних та рекурсивних методів визначення предикатів спонукає до дослідження композицій, що визначаються різними операторами побудови *нерухомих точок* (ПНТ).

Оператор ПНТ можна розглядати як метакомпозицію, яка за композиціями-аргументами будує нову композицію. Існують різні оператори ПНТ. Найчастіше розглядається оператор побудови найменшої нерухокої точки. Згідно відомої теореми Кнастера-Тарського-Кліні, достатніми умовами існування найменшої нерухокої точки є умови ω -неперервності відображення та визначення його на ω -області (ω -повній частково впорядкованій множині з найменшим елементом). Ці умови виконуються для багатьох КНЛ.

Пропозиційні композиції ($\vee$, $\&$, $\neg$), реномінації, суперпозиції, інші композиції, що базуються на скінченних обчисленнях, є ω -неперервними. Композиції квантифікації не є ω -неперервними, але вони є монотонними. Тому для випадків КНЛ 1-го порядку нами запропонований підхід визначення та побудови *T-нерухомих точок*. Для таких точок нерухомість стосується лише області істинності предикату. Доведено, що операція $\exists$ -квантифікації *T- ω -неперервна* і монотонна. Для випадку *T-нерухокої точки* доведено варіант теореми Кнастера-Тарського-Кліні. Сформульовані достатні умови, за яких формула мови КНЛ задає ω -неперервне або *T- ω -неперервне* відображення. Такими є, зокрема, умови безкванторності та екзистенційності формули.

Висновки. В доповіді розглянуто застосування операторів ПНТ для КНЛ різних рівнів абстракції. Отримані результати можуть бути використані в мовах моделювання та специфікацій програм.

ЕЛАСТИЧНІСТЬ ПОПИТУ НАСЕЛЕННЯ НА ПОСЛУГИ ОСВІТНЬОЇ ГАЛУЗІ

Новіков В.М., Семенов В.В.

Інститут демографії та соціальних досліджень НАНУ

demography@idss.org.ua, semenovsr@meta.ua

При побудові економетричної моделі прогнозу попиту населення на платні послуги, зокрема освіти, можна припустити, що попит формується під визначальним впливом позитивного економічного зростання, диференціації домогосподарств за рівнем доходів тощо. В нашому випадку пояснювальними змінними є витрати на особу та індекси нерівності Аткінсона (при значеннях параметру антипатії до нерівності $\varepsilon = 0.5, 1$) і індекси нерівності узагальненої ентропії (при значеннях параметру $\alpha = -1, 0, 1, 2$).

Основні висновки, які впливають із проведеного аналізу, можна звести до наступних:

1. Нерівність економічного розвитку, виміряна як міжрегіональна нерівність валової доданої вартості (валового регіонального продукту) на особу, в усіх випадках має позитивний вплив на рівень попиту на платні послуги з освіти.
2. Диференціація споживання освітніх послуг, виміряна як міжрегіональна нерівність кількості студентів на 10000 населення, в усіх випадках має позитивний вплив на рівень попиту на платні послуги з освіти.
3. Найбільший вплив на зростання попиту на платні послуги має зменшення нерівності в групах населення із середнім рівнем доходів.
4. Найбільший вплив на зростання попиту на платні послуги має зростання доходів в групах населення із найменшими та найбільшими доходами.
5. В усіх випадках вплив економічного зростання на попит на освітні послуги значно менший, ніж вплив вирівнювання доходів населення.
6. Рівень попиту на освітні послуги тим вищий, чим нижча нерівність доходів населення; попит переважно формується у регіонах з високим рівнем економічного розвитку і знаходить прояв у тих з них, де зосереджуються учбові заклади. З огляду

на те, що усі пояснювальні змінні є відносними і не залежать від рівня цін на послуги, цей висновок заслуговує особливої уваги з точки зору створення умов для забезпечення потреб населення.

МЕТОДИ МОДЕЛЮВАННЯ І ОПТИМІЗАЦІЇ В ПОБУДОВІ ІНФОРМАЦІЙНИХ СИСТЕМ ПІДТРИМКИ УПРАВЛІНСЬКИХ РІШЕНЬ

Ночвай В.І., Бейко І.В., Коробко Т.В., Панчук В.І.

Задачі побудови інформаційних систем для управління складними ієрархічно-керованими системами включають задачі моделювання і багатокритеріальної оптимізації в умовах неповних даних і неповних знань. Такими системами є природні та техногенні екосистеми, еколого-економічні та фінансово-економічні системи і процеси, системи екологічного менеджменту в річкових басейнах тощо. Типи та структура робочих моделей підсистем комплексної граф-операторної моделі $A(x, u, p, q) = 0$ залежить від характеру модельованих причинно-наслідкових залежностей $(u, q) \rightarrow y$ між допустимими керуваннями $u \in U$, допустими збуреннями $q \in Q$ та значеннями $B(x, u, q)$ їх наслідків на множині $X_2(u, p, q)$ розв'язків x системи $A(x, u, p, q) = 0$. Практична ефективність робочої моделі характеризується часом $\tau(u, p, q)$ обчислення значення $B(x(u, p, q), u, p, q)$ та отриманою при цьому похибкою $\delta(u, p, q)$. Якщо на множині $U \times Q$ існує розв'язок $x(u, p, q)$ і для всіх допустимих значень x, u, p, q виконується рівність $B(x, u, p, q) - C(u, p, q, A(x, u, p, q)) = 0$, то розв'язуючий оператор C дозволяє обчислити оптимальне на множині U керування u^* , $B_u(x(u^*, p, q), u^*, p, q) \geq B_u(x(u, p, q), u, p, q)$, як розв'язок суттєво простішої оптимізаційної задачі $u^* = \arg \max_{u \in U} C(u, p, q, 0)$, а

гарантоване оптимальне керування u^{**} , $u^{**} \in U$, яке при всіх значеннях $u \in U$ задовільняє нерівність

$$\min_{q \in Q} B_u(x(u^{**}, p, q), u^{**}, p, q) \geq \min_{q \in Q} B_u(x(u, p, q), u, p, q),$$

знаходиться як розв'язок задачі $u^{**} = \arg \max_{u \in U} \min_{q \in Q} C(u, p, q, 0)$.

Гарантоване оптимальне керування мінімізує негативний вплив

неповноти даних і це особливо важливо, зокрема, в інформаційних системах моніторингу та прогнозування наслідків екологічного забруднення атмосфери, річкових басейнах тощо.

Дифузійні процеси розповсюдження екозабруднень в атмосфері описуються рівняннями в частинних похідних

$$\frac{\partial c'}{\partial t} + \text{div} \vec{u} c' + \sigma c' - \Delta c' - w_g \frac{\partial c'}{\partial z} = F$$

$c' = c'(x, y, z)$ – відхилення концентрації домішки від фонові $\bar{c}$, $\vec{u}$ – швидкості вітру; σ – коефіцієнт хімічної трансформації; w_g і β – швидкість гравітаційного осідання домішок та коефіцієнт взаємодії домішок з поверхнею; $F = F(x, y, z)$ – потужність джерел забруднення (викидів). За допомогою додаткових величин $f_s = f_s(x, y)$ (наземні джерела на рівні шорсткості поверхні) та μ_x, μ_y, ν_z (коефіцієнти турбулентного обміну відповідно напрямів x, y, z) математичну модель доповнюється відповідними початковими і граничними умовами, які враховують тепло- і масообмін з поверхнею при розрахунках полів забруднення міста. Розв'язуючий оператор будуємо за допомогою розв'язків спряжених систем

$$-\frac{\partial c'^*}{\partial t} - \text{div} \vec{u} c'^* + \sigma c'^* - \Delta c'^* = p,$$

розв'язок якої задовольняє, при відповідних умовах, тотожності

$$\int_0^T dt \int_G p c' dG = \int_0^T dt \int_G c'^* F dG.$$

Тобто, сумарну концентрацію $Y_k = \int_0^T dt \int_G p c' dG$ домішки на поверхні землі в k -ій зоні можна оцінювати за значеннями

інтегралів $Y_k = \int_0^T dt \int_G c^* F dG$. і цим суттєво спрощуються

постановки та методи розв'язання задач багатокритеріальної оптимізації в охороні довкілля від екозабруднень з урахуванням обмежень на допустимі концентрації забруднень в різних регіонах. Відповідно спрощується розв'язування задач багатокритеріальної оптимізації з урахуванням фотохімічних перетворень (фотохімічної трансформації сполуки за час переносу) та з урахуванням впливу i -комірки на концентрацію озону в санітарній зоні.

Побудовано алгоритми обчислення функцій впливу при зміні концентрації озону в санітарній зоні з урахуванням головних компонент забруднення атмосфери міста і вітрових потоків на основі роздільної апроксимації диференціальних рівнянь атмосферної динаміки та перемішування і з використанням модифікованої різницевої схеми Фромма-Аракави для адвекційних членів та схеми Дюфорта-Франкела з нелінійною залежністю коефіцієнтів.

Розв'язуються відповідні задачі охорони довкілля та екологічного менеджменту в річкових басейнах з використанням граф-операторних моделей, які включають моделі основних підсистем екологічного менеджменту в річковому басейні: моделі джерел забруднення поверхневих вод та систем їх очищення, моделі перенесення забруднень поверхневими водами, моделі використання води в енергетиці та промисловому і сільськогосподарському виробництві в басейнах рік тощо.

МОДЕЛЮВАННЯ СУБГАУССОВИХ ВИПАДКОВИХ ПОЛІВ НА СФЕРІ

Пашко А.О.

раа@univ.kiev.ua

В роботі продовжуються дослідження швидкості збіжності випадкових рядів [1-2], вивчаються оцінки швидкості збіжності субгауссових рядів в просторах Орлича. Отримані

результати застосовуються до побудови моделей субгауссових однорідних та ізотропних випадкових полів на сфері.

Нехай S_d сфера в d -вимірному просторі. Випадкове неперервне в середньому квадратичному однорідне та ізотропне поле на сфері $\xi(x)$ можна зобразити у вигляді

$$\xi(x) = \sum_{m=0}^{\infty} \sum_{l=1}^{h(m,d)} \xi_m^l S_m^l(x), \text{ де } \{\xi_m^l\} - \text{незалежні строго субгауссові}$$

випадкові величини, $E(\xi_m^l)^2 = \sigma_m^2, \quad l = 1, \dots, h(m, d),$

$S_m^l(x)$ – ортонормовані сферичні гармоніки ступеня m ,

$h(m, d)$ – кількість гармонік і $\sum_{m=1}^{\infty} h(m, d) \sigma_m^2 < \infty$. Модель

$$\text{поля будемо у вигляді } \xi_M(x) = \sum_{m=0}^M \sum_{l=1}^{h(m,d)} \xi_m^l S_m^l(x).$$

Теорема. Нехай $U = \{U(x), x \in R\}$ така C-функція Орлича, що функція $G_U(t) = \exp\left\{U^{(-1)}(t-1)\right\}^2, \quad t \geq 1$, опукла при $t \geq 1$, $U^{(-1)}(t)$ – функція обернена до $U(t)$.

Тоді при всіх x таких, що

має місце нерівність

$$P\left\{\|S_n^\infty(t)\|_{L_U(t)} > x\right\} \leq \exp\left\{\frac{1}{2}\right\} \frac{x U^{(-1)}(1)}{\max(1, \mu(T))\tau} \exp\left\{-\frac{x^2 (U^{(-1)}(1))^2}{2(\max(1, \mu(T)))^2 \tau^2}\right\}.$$

Література

1. Козаченко Ю.В., Пашко А.О. Моделювання випадкових процесів. - К., 1999.
2. Пашко А.О. Оцінка точності моделювання гауссових ізотропних випадкових полів на сфері // Доповіді НАН України. - 2000. - №4. - С. 31-35.

ФИЛЬТРАЦИОННЫЕ ДЕФОРМАЦИИ. РОЛЬ В ФОРМИРОВАНИИ ВОДНОГО РЕЖИМА ГРУНТОВ И ПРОГНОЗ

Поляков В.Л.

Институт гидромеханики НАН Украины

polyakov_igm@list.ru

Интенсивная фильтрация жидкостей в пористых средах нередко ведет к изменению их водно-физических свойств, то есть фильтрационным деформациям. Наибольшее распространение в природе и технике получили механическая суффозия и кольятаж, которые протекают с мобилизацией (иммобилизацией), переносом мелких, неструктурных частиц (деформации первого рода) и, как правило, наблюдаются в несвязных грунтах с сильно разнородным мехсоставом (суффозионные грунты). Реже встречаются деформации второго рода, заключающиеся в переориентации частиц без перемещения. Ряд лет нами ведутся теоретические исследования обоих видов фильтрационных деформаций. Сформулирован и решен аналитическими методами целый ряд математических задач установившейся и не установившейся фильтрации в несвязных суффозионных и несуффозионных грунтах. В их основе лежат уравнения сохранения массы и количества движения жидкости, а при суффозии и подвижных частиц. Течение жидкости и массоперенос инициируются действием дрен. В случае деформаций первого рода в силу малости их характерного времени расход дрены считается постоянным и заданным. В основе базовой осесимметричной задачи лежит система уравнений в безразмерной форме

$$\frac{\partial n}{\partial \bar{t}} = \frac{1}{\bar{r}} \frac{\partial}{\partial \bar{r}} (\bar{r} n \bar{u}), \quad \frac{\partial \bar{m}}{\partial \bar{t}} = \frac{1}{\bar{r}} \frac{\partial}{\partial \bar{r}} [\bar{r} \bar{m} (\bar{u} - 1)]. \quad (1)$$

Здесь n - пористость грунта; $\bar{r} = r / R_d$, R_d - радиус дрены; $\bar{m} = m / m_0$, m , m_0 - объемные текущая и исходная концентрации неструктурных частиц; $\bar{u} = u / u_k$, u - средняя скорость воды в порах, u_k - критическая скорость; $\bar{t} = u_k t / R_d$. Строгое решение задачи (1) выражается через

элементарные функции. В ходе деформаций происходит вынос мелких частиц в дрена и вблизи нее образуется участок грунта повышенной проницаемости. Тем самым улучшаются условия работы дренажа, вместе с тем растет опасность его заилиения. При деформациях второго рода частицы скелета неправильной формы под воздействием фильтрационного потока лишь поворачиваются вокруг своих осей, что содействует упорядочиванию структуры грунта и усилению его проницаемости. Последствия такой трансформации структуры среды изучались с привлечением опытных данных НУВГП, г.Ровно (Н.Н.Хлапук), которые свидетельствуют о тесной связи коэффициента фильтрации k и градиента напора I . Предложена кусочно-линейная аппроксимация $k(I)$ и поставлена задача установившегося притока к дрене при переменном k . При этом область движения фактически делится на три характерные зоны – полной, частичной деформаций и без деформаций. Фильтрация в них описывается системой уравнений

$$\frac{d}{dr} \left[r \left(a + b \frac{dh}{dr} \right) \frac{dh}{dr} \right] = 0, \quad \frac{d}{dr} \left(r \frac{dh_j}{dr} \right) = 0, \quad j = u, 0,$$

где a, b – эмпирические коэффициенты в $k(I)$; h_u, h, h_0 – напоры в перечисленных выше зонах. Оператор краевых условий включает заданные условия на дрене ($r = R_d$) и контуре питания ($r = R$), условия сопряжения напоров, потоков на границах между зонами ($r = R_u$ и R_k) и условия, для нахождения R_u, R_k . Получено точное решение данной задачи, которое выражается алгебраическим уравнением относительно дренажного расхода. Выведены формулы для расчета напора в области движения при известном расходе. Опираясь на вышеупомянутые точные решения был выполнен обстоятельный количественный анализ динамики и объемов выноса неструктурного вещества в дрена при деформациях первого рода, интенсификации фильтрации при деформациях второго рода. Установлено, что фильтрационный расход во втором случае может возрасти в полтора раза и более, а

проницаемость грунта в первом случае даже в несколько раз. Поэтому фильтрационные деформации несмотря на локальность в состоянии существенно изменить фильтрационную картину во всей области движения и повысить эффективность мероприятий по регулированию водного режима грунтов. Наконец был предложен простой способ учета эффекта деформации при обосновании параметров дренажа в несвязном грунте.

ОПТИМІЗАЦІЯ ОДНОГО КЛАСУ СТОХАСТИЧНИХ СИСТЕМ¹

Пономарьов В.Д., Лебедєв Є.О.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
vponomarov@gmail.com

В класичній теорії масового обслуговування, зазвичай, припускається, що вхідний потік вимог на обслуговування є пуасонівським. Це означає, що кількість незалежних джерел (потенційних клієнтів) є нескінченною і кожне з них звертається до системи досить рідко. Також припускається, що якщо вимога не може бути виконана одразу, то вона або встає в чергу або губиться назавжди. Насправді, припущення про втрату вимог є лише попередньою апроксимацією реальної ситуації. Зазвичай, клієнт, який не отримав обслуговування, через деякий випадковий проміжок часу повертається до системи і знову намагається отримати обслуговування. Більш детальний порівняльний аналіз стандартних систем і систем масового обслуговування з повторними викликами викладено в [1].

Для усунення викладених вище недоліків стандартних систем в роботі розглядається наступна система. Вимоги на обслуговування надходять від m користувачів і обслуговуються єдиним пристроєм. Кожен користувач через випадкові моменти часу, які мають показниковий розподіл з параметром λ звертається до системи і обслуговується негайно, якщо застаеться вільним. Час обслуговування вимоги системою є

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

показниково розподіленою випадковою величиною, параметр якої залежить від кількості джерел повторних викликів. Якщо прилад зайнятий, то вимога залишає систему і повторно намагається отримати обслуговування через випадковий час, який має показниковий розподіл з параметром μ . Використання систем з повторними викликами та обмеженим числом джерел для моделювання мереж мобільного зв'язку та дослідження впливу повторних вимог на обслуговування викладено в [2]. Припускається, що періоди між надходженнями вимог, часи обслуговування і моменти надходження повторних викликів взаємно незалежні. Розглядаються два типи стратегій керування роботою системи: порогові та гістерезисні стратегії.

У випадку порогових стратегій розглядається система, яка може функціонувати в двох режимах. Якщо кількість джерел повторних викликів в системі не перевищує H , то система функціонує в першому режимі і інтенсивність обслуговування дорівнює $\nu^{(1)}$. Якщо кількість джерел повторних викликів стає більшою за H , то система переходить у другий режим з інтенсивністю обслуговування $\nu^{(2)}$. Задача оптимізації полягає у пошуку такого порогу H , який максимізує середній прибуток від роботи системи. Подібні оптимізаційні задачі для одноканальних систем з повторними викликами розглядалися в роботі [3].

У випадку гістерезисних стратегій розглядається система масового обслуговування, яка може функціонувати в двох режимах. Для їх визначення, фіксується два невід'ємних цілих числа H_1 та H_2 , які називаються порогами, $H_1 \leq H_2$. Якщо в деякий момент часу кількість повторних викликів в системі не перевищує H_1 , то вона функціонує в першому режимі і інтенсивність обслуговування складає $\nu^{(1)}$. Якщо кількість повторних викликів більше за H_2 , то система функціонує у другому режимі з інтенсивністю обслуговування $\nu^{(2)}$. Якщо кількість повторних викликів знаходиться між H_1 та H_2 , то система зберігає той режим, в якому вона функціонувала в попередній момент.

Для кожного типу керування знайдено явний вигляд функціоналу якості в стаціонарному режимі, що дає алгоритм розв'язку відповідної оптимізаційної задачі.

Література

1. J.R. Artalejo and G.I. Falin. Standard and retrial queueing systems: a comparative analysis. REVISTA MATEMÁTICA COMPLUTENSE (2002) vol. XV, num. 1, 101-129.
2. P. Tran-Gia and M. Mandjes, Modeling of customer retrial phenomenon in cellular mobile networks, University of Wurzburg, Institute of Computer Science, Report No. 142, 1996.
3. Клименюк В.И. Оптимизация динамического управления режимом работы информационно-вычислительных систем с повторными вызовами // Автоматика и вычислительная техника. – 1990. – №1. – с.25-30.

ОПТИМІЗАЦІЯ СИСТЕМ З ПОВТОРНИМИ ВИКЛИКАМИ ТА НЕТЕРПЛЯЧИМИ ВИМОГАМИ²

Прищеп О.В.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
oksapr@gmail.com

Розглядається система масового обслуговування з одним приладом, на вхід якої ззовні надходять вимоги. Якщо при надходженні вимоги прилад вільний, то вимога обслуговується та залишає систему. У протилежному випадку – вимога утворює джерело повторного виклику. Інтенсивність вхідного потоку λ_j залежить від кількості джерел повторних викликів j . Час обслуговування та час між послідовними повторними опитуваннями є показниково розподіленими величинами з параметрами відповідно μ та ν . Якщо при повторному зверненні прилад з джерела повторного виклику вільний, то вимога надходить на обслуговування, в іншому випадку – назажди залишає систему.

Процесом обслуговування вимог для даної системи є двовимірний ланцюг Маркова з неперервним часом $Q(t) = (Q_1(t), Q_2(t)) \in S$, де $Q_1(t)$ – кількість зайнятих

² Робота виконана за фінансової підтримки ДФФД України (проект №Ф25.1/094)

приладів, $Q_2(t)$ – кількість джерел повторних викликів, $S = I \times J$, $I = \{0,1\}$, $J = \{0,1,\dots\}$.

Теорема. Якщо виконуються умова $\lim_{j \rightarrow \infty} \frac{\lambda_j}{j\nu} = \alpha < 1$, то

для процесу обслуговування $Q(t)$, $t \geq 0$ існує стаціонарний режим і стаціонарні ймовірності можна подати у вигляді:

$$\pi_{0j} = \frac{I}{j! \nu^j} \prod_{i=1}^j \frac{\lambda_{i-1}(\lambda_{i-1} + (i-1)\nu)}{\lambda_i + i\nu + \mu} \pi_{00}, \quad (1)$$

$$\pi_{1j} = \frac{\lambda_0}{\mu} \frac{I}{j! \nu^j} \prod_{i=1}^j \frac{\lambda_{i-1}(\lambda_i + i\nu)}{\lambda_i + i\nu + \mu} \pi_{00}, \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \pi_{00}^{-1} = & \sum_{j=0}^{\infty} \frac{I}{j! \nu^j} \prod_{i=1}^j \frac{\lambda_{i-1}(\lambda_{i-1} + (i-1)\nu)}{\lambda_i + i\nu + \mu} + \\ & + \frac{\lambda_0}{\mu} \sum_{j=0}^{\infty} \frac{I}{j! \nu^j} \prod_{i=1}^j \frac{\lambda_{i-1}(\lambda_i + i\nu)}{\lambda_i + i\nu + \mu} \end{aligned} \quad (3)$$

де Змінний характер інтенсивності вхідного потоку в моделі, що розглядається, дає можливість ставити і розв'язувати для них оптимізаційні задачі.

В роботі розглядається оптимізаційна задача

$$C_1 S_1(H) - C_2 S_2(H) - C_3 S_3(H) \rightarrow \max \quad (4)$$

$$H \in \{0,1,\dots\},$$

де $S_1(t, H)$ – число викликів, обслуговування яких завершено в системі за час t ; $S_2(t, H)$ – число викликів, які отримали відмову в обслуговуванні і стали повторними викликами; $S_3(t, H)$ – число перемикачів інтенсивності вхідного потоку; $\lim_{t \rightarrow \infty} t^{-1} S_i(t, H) = S_i(H)$ ($i = 1, 2, 3$); C_1 – прибуток, пов'язаний з обслуговуванням одного виклику; C_2 – штраф за відмову в

обслуговуванні; C_3 - штраф за перемикання інтенсивності вхідного потоку.

В умовах існування стаціонарного режиму функціонали $S_i(H)$ існують і можуть бути виписані через стаціонарні ймовірності (1), (2).

Розв'язком задачі (4) є така стратегія H , яка максимізує середній прибуток від роботи системи.

Література

1. Falin G.I. and Templeton J.G.C. Retrial queues. – London: Chapman & Hall, 1997. – 328 p.
2. Клименок В.И. Оптимизация динамического управления режимом работы информационно-вычислительных систем с повторными вызовами // Автоматика и вычислительная техника. - 1990. - № 1.-С.25-30.
3. Дудин А.Н., Клименок В.И. Оптимизация динамического управления входной нагрузкой в узле информационно-вычислительной сети // Автоматика и вычислительная техника. - 1991. - № 2. - С. 25-31.

ПЛОЩА ВЗАЄМНОГО РОЗТАШУВАННЯ ТРЬОХ ФІГУР НА ПЛОЩИНІ

Рубльов Б.В, Василевська Ж.С.

(Київський національний університет імені Тараса Шевченка)

e-mail: b_v@univ.kiev.ua

При вивченні задач статистичної обробки експериментів виникають геометричні задачі. Так, вважаючи, що нам відомий розподіл трьох випадкових величин із своїми функціями розподілу, виникають проблеми вивчення їх можливого взаємного розташування. Саме розв'язанню однієї з таких проблем присвячена ця стаття. Нехай нам відома ймовірність попадання досліджуваної точки в області A_1 , A_2 та A_3 , яка пропорційна площі відповідних областей. При цьому треба оцінити мінімальне значення такої ймовірності:

$$\min \{p(A_i A_j) - p(A_1 A_2 A_3), 1 \leq i < j \leq 3\}$$

у випадку довільних чи опуклих множин. в подальшому усі поняття переведені на мову геометричних термінів.

Нехай є три множини на площині – M_1, M_2, M_3 . Позначимо таким чином множини, що утворюються внаслідок взаємного перетину цих множин: $F_i = M_i \setminus (M_j \cup M_k)$, $F_{ij} = (M_i \cap M_j) \setminus (M_i \cap M_j \cap M_k)$, $F_{ijk} = M_i \cap M_j \cap M_k$, де $i, j, k \in \{1, 2, 3\}$ та i, j, k – різні. Відповідно до цього будемо позначати через S_α площу області F_α , де α – відповідний індекс. Позначимо S – площу об'єднання $M_1 \cup M_2 \cup M_3$ та розглянемо величину

$$f = \frac{1}{S} \min \{S_{12}, S_{13}, S_{23}\}. \quad (1)$$

Треба з'ясувати за яких умов ця величина буде досягати максимуму та чому дорівнює цей максимум при різних типах множин.

Випадок 1. Довільні фігури M_1, M_2, M_3 .

Оскільки множини S_{12}, S_{13}, S_{23} є диз'юнктними, тобто вони попарно не перетинаються, тому $S = S_{12} + S_{13} + S_{23}$ і

$$f = \frac{\min \{S_{12}, S_{13}, S_{23}\}}{S} \leq \frac{S_{12} + S_{13} + S_{23}}{3S} = \frac{1}{3}. \quad \text{Ця оцінка}$$

справджується для будь-якого випадку. Таким чином залишається побудувати приклад розташування множин M_1, M_2, M_3 , для якого $f = \frac{1}{3}$. Цей приклад зображений на рис.1

Випадок 2. Опуклі багатокутники M_1, M_2, M_3 .

Розглянемо ті властивості розташування наших множин, при яких може досягатися шуканий максимум.

Властивість 1. Значення S_i , $i = 1, 3$ повинні бути мінімальними.

Властивість 2. Множина F_{123} так само повинна бути якомога меншою.

Властивість 3. F_{123} повинна бути трикутником.

Теорема 1. Для досягнення максимуму функції f необхідно, щоб виконувались рівності $S_{12} = S_{13} = S_{23}$.

Теорема 2. Максимум функції f дорівнює $\frac{2}{7}$.

Висновки

В загальному випадку задача повністю розв'язана. Тепер треба продовжити вивчення випадку 3, коли множини, що розглядаються утворюють задану множину. Після повного розв'язання цієї проблеми для випадку трьох множин, виникне потреба її узагальнення на випадок більшої кількості множин, але ця задача спочатку вимагає точної постановки.

АСИМПТОТИЧНІ СОЛІТОНОПОДІБНІ РОЗВ'ЯЗКИ РІВНЯННЯ КОРТЕВЕГА-ДЕ ФРІЗА

Самойленко В.Г., Самойленко Ю.І.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
vsam@univ.kiev.ua; yusam@univ.kiev.ua

Одним з фундаментальних рівнянь сучасної математичної фізики є рівняння Кортевега-де Фріза, що дозволяє описати низку важливих фізичних явищ і яке набуло важливого значення завдяки існуванню у нього так званих солітонних розв'язків. Такі розв'язки в явному вигляді вдається побудувати лише (як правило) у випадку сталих коефіцієнтів, в той час як багато важливих задач приводять до необхідності вивчення сингулярно збуреного рівняння Кортевега-де Фріза, для аналізу яких ефективно використовуються асимптотичні методи малого параметра.

Для сингулярно збуреного рівняння Кортевега-де Фріза зі змінними коефіцієнтами вигляду

$$\varepsilon^n u_{xxx} = a(x, \varepsilon) u_t + b(x, \varepsilon) u u_x, \quad x \in R, \quad t \in [0, T],$$

де $a(x, \varepsilon)$, $b(x, \varepsilon)$ – нескінченно диференційовані за x і аналітичні за малим параметром ε функції, n – натуральне число, розглядається задача про побудову солітоноподібних [1] розв'язків цього рівняння та задачі Коші для нього [2–4].

Література

1. Maslov V.P., Omel'yanov G.A. Geometric asymptotics for PDE. I. – Providence: American Math. Society. - 243 pp.
2. Самойленко В.Г., Самойленко Ю.І. Асимптотичні розвинення солітоноподібних розв'язків збуреного рівняння Кортевега-де Фріза // Укр. мат. журн., 57 (2005), № 1, с.111 - 124.
3. Самойленко Ю.І. Задача Коші для рівняння Кортевега-де Фріза зі змінними коефіцієнтами та малою дисперсією // Наук. вісн. Чернівецького ун-ту. Математика, 336–337 (2007), с. 170 - 177.
4. Самойленко В.Г., Самойленко Ю.І. Асимптотичні двофазові солітоноподібні розв'язки сингулярно збуреного рівняння Кортевега-де Фріза зі змінними коефіцієнтами // Укр. мат. журн., 60 (2008), № 3, с. 378 - 387.

ОЦІНКА ВПЛИВУ ЛЮДСЬКОГО ФАКТОРУ НА ПРИЙНЯТТЯ РІШЕНЬ ПРИ ПРОВЕДЕННІ НЕРУЙНІВНОГО КОНТРОЛЮ ОБЛАДНАННЯ АЕС

Сахно Н.В., Каденко І.М.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

ndef@uninet.kiev.ua

Задача прийняття рішень є актуальною для безпечної експлуатації АЕС. Однією з найбільш важливих та критичних підсистем АЕС є парогенератори (ПГ), що містять понад 11 тисяч теплообмінних труб (ТОТ). Під час експлуатації ТОТ знаходяться під впливом різних деградаційних процесів, що призводить до можливої втрати цілісності ТОТ. З метою безпечної та надійної експлуатації як ПГ, так і АЕС в цілому, проводять оцінку цілісності ТОТ, для чого застосовують неруйнівний вихрострумовий метод контролю (ВСК), як найбільш ефективний та безпечний для персоналу. На підставі результатів ВСК і приймають рішення щодо виведення ТОТ з подальшої експлуатації.

Враховуючи, що як висновок залишити ТОТ, що протікає, так і вивести ТОТ, що ще може експлуатуватися, може призвести до значних економічних, а іноді і екологічних збитків, прийняття рішення має базуватися на надійних результатах

ВСК. Як відомо, надійність результатів ВСК R , на підставі яких прийматися рішення щодо введення в/виведення з експлуатації ТОТ, має вигляд [1]:

$$R = (f(IC); g(AP); h(HF)), \quad (1)$$

де $f(IC)$ – вплив внутрішньо властивих можливостей ідеальної системи ВСК; $g(AP)$ – вплив основних параметрів та специфічних умов місця проведення ВСК; $h(HF)$ – вплив людського фактору.

В роботі вперше розглядається оцінка впливу людського фактору на надійність результатів ВСК за методом Древа рішень [2]. Цей метод дозволив провести кількісну оцінку людського фактору, враховуючи при цьому специфіку як самої методики проведення ВСК ТОТ ПГ, так і можливостей та особливостей кожного експерту окремо.

Література

1. T.Taylor, S.Doctor. What is NDE Reliability Anyway? A Proposed Definition and Review of Workshop Relationship. //Second American-European Workshop on NDE Reliability. Boulder.-CO.- USA.- 1999.
2. A.D.Swain, H.E.Guttmann. Handbook of Human Reliability Analysis with Emphasis on Nuclear Power Plant Application. Final Report.- NUREG/CR-1278.- 1983.

АВТОМОДЕЛЬНІ ПОЛЯ НА ПЛОЩИНІ: ДЕЯКІ ВЛАСТИВОСТІ

Семенов Вас. В.

Київський національний університет ім. Тараса Шевченка

samold@meta.ua

Доповідь присвячено одному з важливих напрямків в теорії випадкових полів, що зараз інтенсивно розвивається, а саме: автомодельним полям, дослідженню деяких властивостей автомодельних полів, їх параметрів (функцій $b_1(t_2^*, a)$, $b_2(t_1^*, a)$), а також властивостей автомодельності дробових броунівських полів [1]. Математичний апарат теорії випадкових полів, як і випадкових процесів, має широке застосування при дослідженні різних математичних моделей. Існують два підходи до

визначення випадкового автомодельного поля. Згідно з першим, випадкове поле вважається автомодельним, якщо при фіксованій одній координаті поле є автомодельним процесом по іншій. За другим підходом автомодельність поля означає, що поле є автомодельним процесом на кожному промені, що проходить через початок координат. Перший випадок моделює процеси на фінансових ринках та в радіотехніці, другий краще відповідає моделям в гідромеханіці. В цій роботі використовується перший підхід, введено поняття автомодельності поля та описано клас всіх дробових броунівських полів в термінах автомодельності.

Доведено ряд теорем, зокрема справедлива теорема.

Теорема. Нехай $\{B(t_1, t_2) : t_1 \geq 0, t_2 \geq 0\}$ – дійснозначне (H_1, H_2) – автомодельне поле зі стаціонарними приростами, $H_i > 0$ – сталі, $i = 1, 2$, $EB(1, 1)^2 < +\infty$ і виконується умова $EB(t_1, t_2)B(s_1, s_2) = EB(t_1, s_2)B(s_1, t_2) \quad \forall t_1, t_2, s_1, s_2 \geq 0$. Тоді
$$EB(t_1, t_2)B(s_1, s_2) = \frac{1}{4} \prod_{i=1,2} \left(t_i^{2H_i} + s_i^{2H_i} - |t_i - s_i|^{2H_i} \right) EB(1, 1)^2.$$

Наслідок. Якщо виконані умови теореми і, додатково, поле $\{B(t_1, t_2) : t_1 \geq 0, t_2 \geq 0\}$ – гауссове, то це поле буде дробовим броунівським полем.

Література

1 Ільченко В. М., Мішура Ю. С. Узагальнені двопараметричні інтеграли Лебега-Стільт'єса та їх застосування до дробових броунівських полів // Український математичний журнал. – 2004. – Т. 56, №4. – С. 435 – 450.

**ТИПОВІСТЬ ІСНУВАННЯ РОЗВ'ЯЗКІВ ЗАДАЧ
ОПТИМАЛЬНОГО КЕРУВАННЯ ЛІНІЙНИМИ
СИСТЕМАМИ**

Семенов В.В.³, Апостол Р.Я.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
snakkar@univ.kiev.ua

Доповідь присвячено питанню типовості існування розв'язків задач керування абстрактними лінійними системами.

Нехай $(W_n, \|\cdot\|_{W_n})$, $(V_n, \|\cdot\|_{V_n})$ ($n \in N$) і $(H, \|\cdot\|_H)$ – банахові простори, $U \subseteq H$ – підмножина допустимих керувань, B_n – замкнені опуклі підмножини простору H такі, що $0 \in \text{int } B_n$.

Розглянемо зліченню сім'ю екстремальних задач

$$\varphi_n(y, h) + \mu_{B_n}(h - h_0) \rightarrow \sup, \quad (1)$$

$$L_n y - F_n(h) = 0, \quad h \in U. \quad (2)$$

Тут $L_n: V_n \rightarrow W_n$ – лінійні неперервні оператори, $F_n: H \rightarrow W_n$ – нелінійні оператори, $\varphi_n: V_n \times H \rightarrow R$ – задані функціонали, $h_0 \in H$ – фіксований елемент.

Припустимо, що: 1) простори $(V_n, \|\cdot\|_{V_n})$ станів систем (2) рефлексивні; 2) множина $U \subseteq H$ – компактна в топології $\sigma(H, H^*)$; 3) оператори $F_n: H \rightarrow W_n$ – $\sigma(H, H^*)$ - $\sigma(W_n, W_n^*)$ -неперервні; 4) оператори $L_n: V_n \rightarrow W_n$ є лінійними топологічними гомоморфізмами V_n в W_n , причому $R(L_n) \supseteq F_n(U)$; 5) $\varphi_n: V_n \times H \rightarrow R$ – обмежені зверху функціонали, напівнеперервні зверху в топологіях $\sigma(V_n, V_n^*)$ і $\sigma(H, H^*)$.

³ Роботу виконано при фінансовій підтримці ДФФД України.

Теорема 1. Нехай виконуються умови 1)-5). Тоді існує масивна множина $M \subseteq H$ така, що $\forall h_0 \in M$ задачі (1), (2) мають розв'язок.

Планується розглянути аналогічне коло питань для задач пошуку точок рівноваги за Нешем.

ВЕКТОРНІ ЗАДАЧІ КОМБІНАТОРНОЇ ОПТИМІЗАЦІЇ З ДРОБОВО-ЛІНІЙНИМИ ФУНКЦІЯМИ КРИТЕРІЇВ¹

Семенова Н. В., Колечкіна Л.М., Нагірна А.М.

Інститут кібернетики ім. В.М. Глушкова НАН України
nvsemenova@meta.ua

Запропоновано підхід до розв'язання векторної задачі дискретної оптимізації з дробово-лінійними функціями критеріїв такого вигляду: $Z(F, X): \max\{F(x) \mid x \in X\}$, де $F(x) = (f_1(x), \dots, f_l(x))$,

$$f_i(x) = \frac{\langle c^i, x \rangle + c_0^i}{\langle d^i, x \rangle + d_0^i}, \quad \langle d^i, x \rangle + d_0^i > 0 \quad \forall x \in X, \forall i \in N_l, c^i, d^i \in R^k,$$

$X = P_A \cap D$, P_A – евклідова комбінаторна множина розміщень, D – опукла многогранна множина в R^n . Дробово – лінійні функції, що є відношенням двох лінійних форм, мають широкий діапазон застосувань в задачах, де потрібно оптимізувати деякі відносні показники якості, такі як собівартість, рентабельність, продуктивність, трудомісткість та ін. Враховуючи комбінаторні властивості допустимої множини X , такі задачі моделюють, зокрема процеси оптимальної організації процесу обслуговування в стохастичних системах масового обслуговування. Задачу $Z(F, X)$ будемо розуміти як задачу пошуку елементів множин Парето-оптимальних (ефективних), слабо (за Слейтером) та строго (за Смейлом) оптимальних розв'язків. Досліджені особливості задачі $Z(F, X)$, властивості області допустимих розв'язків, функцій критеріїв та їх використання при розробці методу. Справедлива теорема.

Теорема 1. Точка $x^0 \in X$ є ефективним розв'язком векторної задачі $Z(F, X)$ на комбінаторній множині розміщень тоді і тільки тоді, коли задача лінійного програмування вигляду $\min \{ \langle g, y \rangle \mid -(P + Q)^T x + y + Q^T x^0 = 0, x \in X, y \geq 0 \}$, має

оптимальний розв'язок (x^*, y^*) з $y^* = 0$. Тут

$$P = (p_1, \dots, p_l) \in R^{n \times l}, \quad Q = (q_1, \dots, q_l) \in R^{n \times l},$$

$$p_i = (\langle d_i, x^0 \rangle c_i - \langle c_i, x^0 \rangle d_i) \in R^n, \quad i \in N_l,$$

$$q_i = (d_i^0 c_i - c_i^0 d_i) \in R^n, \quad i \in N_l, \quad y \in R^l \text{ та } g > 0, g \in R^l - \text{const.}$$

[†]Робота виконана за фінансової підтримки Державного фонду фундаментальних досліджень України (Проект Ф25.1/094)

ПРАКТИЧНА СТІЙКІСТЬ СИСТЕМ ЗІ ЗМІНОЮ ВИМІРНОСТІ ФАЗОВОГО ПРОСТОРУ ПРИ ПОСТІЙНО ДІЮЧИХ ЗБУРЕННЯХ

Сопронюк Євгеній Федорович
jsopr@mail.ru

Нехай $\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_N$ деяке розбиття відрізка $[T_0, T_1]$. Припустимо, що на цьому відрізку динаміка системи задана у вигляді

$$\frac{dx^{(j)}(t)}{dt} = f^{(j)}(x^{(j)}(t), t) + R^{(j)}(x^{(j)}(t), t), \quad t \in \tau_j, \quad j = \overline{1, N} \quad (1)$$

за умов зміни вимірності фазового простору

$$x^{(j)}(t_{j-1}) = g^{(j)}(x^{(j-1)}(t_{j-1} -)), \quad j = \overline{1, N}, \quad (2)$$

де $x^{(j)} = (x_1^{(j)}, x_2^{(j)}, \dots, x_{n_j}^{(j)})^T$ – n_j -вимірний вектор фазових координат; $f^{(j)}(x^{(j)}(t), t) = (f_1^{(j)}(x^{(j)}(t), t), \dots, f_{n_j}^{(j)}(x^{(j)}(t), t))^T$ – функції розмірності n_j ;

$R^{(j)}(x^{(j)}, t) = (R_1^{(j)}(x^{(j)}, t), \dots, R_{n_j}^{(j)}(x^{(j)}, t))^T \in \Omega_{R^{(j)}}, \quad t \in \tau_j$ –
 постійно діючі збурення із заданої області $\Omega_{R^{(j)}}$;
 $g^{(j)}(x^{(j-1)}(t_{j-1} -)) = (g_1^{(j)}(x^{(j-1)}(t_{j-1} -)), \dots, g_{n_j}^{(j)}(x^{(j-1)}(t_{j-1} -)))^T$ –
 функції розмірності n_j , які задають зміну вимірності фазового
 стану системи (1) в моменти t_{j-1} , $j = \overline{1, N}$,
 $g^{(1)}(x^{(0)}(t_0 -)) = x^{(1)}(t_0)$.

Припустимо, що функції $f^{(j)}(x^{(j)}(t), t)$, $R^{(j)}(x^{(j)}(t), t)$
 задовольняють умови теореми про існування і єдиність
 розв'язку системи (1) при $t \in \tau_j$, $f^{(j)}(0, t) = 0$, $R^{(j)}(0, t) = 0$
 при $t \in \tau_j$, $g^{(j)}(0) = 0$, $j = \overline{1, N}$.

Теорема 1 Якщо для системи (1), (2) знайдуться додатно-
 визначені функції Ляпунова $V_j(x^{(j)}, t)$, які задовольняють
 умови:

$$\{x^{(j)} : V_j(x^{(j)}, t) < 1\} \subset \Phi_t^{(j)}, \quad t \in \tau_j, \quad j = \overline{1, N}; \quad (3)$$

$$\frac{\partial V_j(x^{(j)}, t)}{\partial t} + \sum_{i=1}^{n_j} \frac{\partial V_j(x^{(j)}, t)}{\partial x_i^{(j)}} f_i^{(j)}(x^{(j)}, t) + \sum_{i=1}^{n_j} \left| \frac{\partial V_j(x^{(j)}, t)}{\partial x_i^{(j)}} \right| \bar{R}_i^{(j)}(t) \leq 0 \quad (4)$$

при

$$\begin{aligned} x^{(j)}(t) &\in \Phi_t^{(j)} = \{x^{(j)}(t) : V_j(x^{(j)}(t), t) < 1\}; \\ R^{(j)}(x^{(j)}(t), t) &\in \Omega_{R^{(j)}} = \\ &= \{R_i^{(j)}(x^{(j)}(t), t) : |R_i^{(j)}(x^{(j)}(t), t)| < \bar{R}_i^{(j)}(t), t \in \tau_j, i = \overline{1, n_j}\}, \\ &j = \overline{1, N}; \end{aligned}$$

для будь-якого $s \in \{1, 2, \dots, N\}$

$$\sum_{j=1}^{s-1} (V_j(x^{(j)}(t_j-), t_j) - V_{j+1}(x^{(j+1)}(t_j), t_j)) \geq 0; \quad (5)$$

$$G_0 \subset \{x^{(1)} : V_1(x^{(1)}, t_0) < 1\}, \quad (6)$$

то незбурений рух $x^{(j)}(t) = 0$, $t \in \tau_j$, $j = \overline{1, N}$, системи (1), (2) внутрішньо $(G_0, \Phi_t^{(1)}, \Phi_t^{(2)}, \dots, \Phi_t^{(N)}, T_0, T_1, \Omega_{R^{(1)}}, \Omega_{R^{(2)}}, \dots, \Omega_{R^{(N)}})$ -стійкий.

Література

1. Кириченко Н.Ф. Введение в теорию стабилизации движения. К.: Вища школа, 1978. – 184с.
2. Сопронюк Ф.О. моделювання та оптимізація систем управління з розгалуженням структур. – Чернівці: Рута, 1995. – 155с.
3. Гаращенко Ф.Г., Сопронюк Є.Ф. Теорема про практичну стійкість систем зі зміною вимірності фазового простору // Вісник Київського університету. Серія: фізико-математичні науки. – 2003. – Вип. № 4 – С.171–177.
4. Бублик Б.Н., Гаращенко Ф.Г., Кириченко Н.Ф. Структурно-параметрическая оптимизация и устойчивость динамики пучков. – К.: Наук. думка, 1985. – 304с.

КЕРОВАНІСТЬ ЛІНІЙНИХ СИСТЕМ З ПІСЛЯДІЄЮ ТА ЗМІНОЮ ВИМІРНОСТІ ФАЗОВОГО ПРОСТОРУ

Сопронюк Ф.О., Габуза Т.В.

Чернівецький Національний Університет імені Юрія Федьковича

fosopr@chnu.cv.ua, GabuzaT@mail.ru

Нехай $t_0, t_1, \dots, t_N$ деяке розбиття відрізка $[T_0, T_1]$, де $T_0 = t_0 < t_1 < t_2 < \dots < t_{N-1} < t_N = T_1$.

Математична модель задачі керування має вигляд:

$$\frac{dx^{(j)}(t)}{dt} = A_{1j}x^{(j)}(t) + A_{2j}x^{(j)}(t - h_j) + B_j u^{(j)}(t), t \in [t_{j-1}, t_j), (1),$$

$$x^{(j)}(t_{j-1} + \theta_j) = C_j x^{(j-1)}(t_{j-1} + \theta_j), \theta_j \in [-h_j, 0], \quad (2),$$

$$x^{(0)}(t_0 + \theta_1) = \varphi(t_0 + \theta_1), C_1 = E_{n_1}, t_j - t_{j-1} \geq h_j, j = \overline{1, N}, \quad (3),$$

де $x^{(j)} = (x_1^{(j)}, x_2^{(j)}, \dots, x_{n_j}^{(j)})^T$ – n_j -вимірний вектор фазових координат, $u^{(j)}(t) = (u_1^{(j)}(t), u_2^{(j)}(t), \dots, u_{m_j}^{(j)}(t))^T$ – m_j - вимірний вектор керування, A_{1j}, A_{2j} – сталі квадратні матриці порядку n_j , B_j, C_j – сталі прямокутні матриці розмірів $n_j \times m_j, n_j \times n_{j-1}$ відповідно, h_j – запізнення, $j = \overline{1, N}$, при $j=1$, $C_1 = E_1$ – одинична матриця порядку n_1 , $\varphi(t_0 + \theta_1)$ – вектор-функція з неперервними компонентами, при $\theta_1 \in [-h_1, 0)$, яка визначає значення $x^{(0)}(t_0 + \theta_1) = \varphi(t_0 + \theta_1)$ [2].

Розв’язок $x^{(j)}(t), j = \overline{1, N}$ системи керування (1) за умов зміни вимірності фазового простору (2), та початкових умов (3) має вигляд:

$$\begin{aligned} x^{(j)}(t) = & W_{j,1}(t, t_1) \varphi(t_0) + \sum_{l=1}^{j-1} W_{j,l+1}(t, t_{l+1}) \times \\ & \times \left[\int_{t_{l-1}}^{t_{l-1}+h_l} X_l(t_l, \tau) A_{2l} C_l x^{(l-1)}(\tau - h_l) d\tau + \int_{t_{l-1}}^{t_l} X_l(t_l, \tau) B_l u^{(l)}(\tau) d\tau \right] + \\ & + \int_{t_{j-1}}^{t_{j-1}+h_j} X_j(t, \tau) A_{2j} C_j x^{(j-1)}(\tau - h_j) d\tau + \int_{t_{j-1}}^t X_j(t, \tau) B_j u^{(j)}(\tau) d\tau, \\ \text{де } W_{j,k}(t, t_k) = & X_j(t, t_{j-1}) C_j \prod_{i=j-1}^k X_i(t_i, t_{i-1}) C_i, 1 \geq k \geq j, X_j(t, \tau) - \end{aligned}$$

матрична функція, що задовольняє рівнянням [1,3]:

$$\begin{aligned} \frac{dX_j(t, \tau)}{d\tau} = & -X_j(t, \tau) A_{1j} - X_j(t, \tau + h_j) A_{2j}, \tau \leq t, \quad \text{по } \tau, \text{ та} \\ X_j(t, t-) = & E, X_j(t, \tau) = 0, t \leq \tau \leq t + h_j, j = \overline{1, N}. \end{aligned}$$

$$\frac{\partial X_j(t, \tau)}{\partial t} = A_{1j} X_j(t, \tau) + A_{2j} X_j(t - h_j, \tau), t \in [\tau, \tau + h_j), \text{ по } t.$$

$$X_j(t, t - h_j) = E, X_j(t, \tau) = 0, \tau - h_j \leq t \leq \tau, \tau \in [t_{j-1}, t_j),$$

Означення 1. Визначальними рівняннями системи керування (1) називаються рівняння вигляду:

$$Q_{k_j}^{(j)}(s) = A_{1j} Q_{k_{j-1}}^{(j)}(s) + A_{2j} Q_{k_{j-1}}^{(j)}(s_j - h_j), s_j \geq t_{j-1}, k_j = 1, 2, \dots,$$

$$Q_0^{(j)}(t_{j-1}) = B_j, s_j = t_{j-1}; Q_0^{(j)}(s_j) = 0, s_j \neq t_{j-1}, j = \overline{1, N}.$$

Позначимо для кожного $\alpha_j \in R$ та інтервалу $[t_{j-1}, t_j), j = \overline{1, N}$ через $\pi_{\alpha_j}^{(j)}$ сукупність матриць, що є розв'язками визначального рівняння, тобто:

$$\pi_{\alpha_j}^{(j)} = \{Q_{k_j}^{(j)}(s_j), k_j = 0, 1, 2, \dots, n_j - 1, s_j \in [t_{j-1}, t_{j-1} + \alpha_j h_j)\}$$

Теорема 1. Система керування з післядією (1) за умов (2), (3) буде керованою тоді і тільки тоді, коли

$$\text{rank } \pi_{\alpha_j}^{(j)} = n_j, j = \overline{1, N}, \text{ де } \alpha_j = \left[(t_j - t_{j-1}) / h_j \right].$$

Для комп'ютерної реалізації результатів досліджень використано математичний пакет MathCad та його основні можливості.

Література

1. Габасов Р.Ф., Кирилова Ф.М. Теория оптимальных процессов. – М.: Высшая школа, 1971. – 503 с.
2. Сопронюк Ф.О. Моделирование та оптимізація систем управління з розгалуженням структур. – Чернівці: Рута, 1995. – 155 с.
3. Мартынюк Д.И. Лекции по теории устойчивости решений систем с последействием. – Киев: 1971. – 178 с.

ЗАСТОСУВАННЯ МЕТОДІВ ОБЧИСЛЮВАЛЬНОЇ ГЕОМЕТРІЇ В ЗАДАЧАХ РОЗПІЗНАВАННЯ ОБРАЗІВ

Терещенко В. Терещенко О.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

Повідомлення присвячене застосуванню одного підходу до розв'язання різних типів задач розпізнавання образів, який базується на використанні ефективних алгоритмів обчислювальної геометрії. Зокрема, в роботі запропонована модель, яка дозволяє звести класичну задачу розпізнавання образів до задачі розпізнавання геометричних об'єктів простої форми, зокрема множини відрізків, для розв'язання якої існують надшвидкі алгоритми розпізнавання та геометричного пошуку [1]. Ця модель дозволила розробити швидкий алгоритм розв'язання поставленої задачі, а також визначити характерні риси зображення та має широке коло застосувань в задачах розпізнавання, класифікації та відтворення текстів невідомих мов.

Існують такі напрямки штучного інтелекту, які мають застосування у вузько спеціалізованих галузях, де необхідні автоматизовані системи розпізнавання. Прикладом таких систем є автоматизовані системи розпізнавання ситуацій. Такі системи зчитують графічні образи із цифрових пристроїв (відеокамери, фотоапарату чи сканера та ін.), розпізнають їх та, використовуючи результати роботи попереднього кроку, на основі заданих правил виконують відповідні дії. Тобто, йде мова про адекватну реакцію системи на ситуацію. Зрозуміло, що ефективність роботи систем такого типу цілком залежить від того, наскільки якісно буде розпізнана вхідна інформація [2].

На сьогоднішній день мало досліджений такий клас задач стосовно побудови ефективної стратегії їх розв'язання.

У роботі розглядається один з підходів що до розробки такої стратегії – визначення класів об'єктів за їх характеристиками (проблема ідентифікації об'єктів). Розглядається спрощена модель, в якій множина класів об'єктів зводиться до множини класів многокутників на площині, які в свою чергу описуються упорядкованими множинами ребер (відрізків). Такий частковий

випадок легко зводиться до загальної проблеми ідентифікації об'єктів як на площині, так і в просторі.

Література

1. Препарата Ф., Шеймос М. Вычислительная геометрия: Введение. М.: Мир, 1989. – 478 с.
2. Дуда Р., Харт П. Распознавание образов и анализ сцен. – М., 1976.-511 с.

МОДЕЛИ ПРИНЯТИЯ РЕШЕНИЙ ПРИ СОЗДАНИИ ВИРТУАЛЬНЫХ ПРЕДПРИЯТИЙ

Тимашова Л.
НМНУЦИТiС
dep190@irtc.org.ua

За последние десять лет широкое распространение коммуникационных сетей и информационных технологий способствовало эволюции производственных структур. Появилось понятие „совместная деятельность”, управляемая общим набором интересов, целей и ценностей. Следовательно, возникает проблема переопределения понятия «предприятие», изменения его сути и самих механизмов для принятия решений руководителями. Такое переопределение все больше связывается с понятием «виртуальное предприятие” (ВП).

Целью теперь является разбиение предприятия на компонентные составляющие и затем принятия решения о том, как формировать, получать от совместной организации партнеров лучшие в своем классе возможности. Вместо того чтобы работать как статичные, фиксированные организации, все больше предприятий могли бы превращаться в объединения специализированных бизнес–единиц с взаимодополняющими интересами – расширяясь, заключая контракты и меняя свою структуру, чтобы наилучшим образом адаптироваться к динамике рынка

Варианты реализации виртуального предприятия отличаются как по организационно–функциональному наполнению, так и по видам применяемых информационных технологий. В функциональном плане проблемы сводятся к решению задач моделирования и реализации взаимодействия

сложных разнородных процессов с целью успешного бизнеса или выпуска сложной продукции. Требованиями к функциональной модели являются: соблюдение условий целенаправленности системы; совместность ресурсов (интеллект, технологии, капитал, финансы, материалы, информация), связность каждого участника с конечными результатами деятельности организации, участие в распределении прибыли или убытка, взаимосвязь с внешней средой, как в отношении ресурсов, так и в отношении потребителей и пользователей.

Проведенные исследования позволили процессы создания ВП описать взаимоувязанным комплексом моделей, который включает: модели поиска партнера; модели выбора оптимального партнера; модели оценки эффективности совместного функционирования; модели оптимального проектного решения по разработке технологических процессов изготовления продукции; модели проектирования организационной и производственной структуры в условиях интегрированных ресурсов.

Критерии выбора партнеров, используемые в моделях: наличие и обеспеченность ресурсами, удовлетворяющим рыночным потребностям и минимальной себестоимости; ликвидный баланс; обеспеченность собственными оборотными средствами; безубыточность и отсутствие кризисного состояния; мировой уровень качества; правовая и юридическая совместимость; язык общения, удовлетворяющий партнеров.

При выработке решений для создания виртуального предприятия должны быть взвешены и сопоставлены варианты синергетики увеличения мощностей, в результате интеграции их в новые объединения.

В общей форме математическая модель этого процесса представлена как развернутое описание следующих компонент: описание множества технологически допустимых вариантов функционирования данной системы, т.е. всех возможных вариантов развития всех входящих в виртуальное предприятие участников; описание связей и условий, которые выделяют из

множества возможных подмножество допустимых решений, т.е. пригодных для выполнения задания данному предприятию; описание правила выбора, которым руководствуются менеджеры при определении наилучшего из допустимых решений; Этим правилом может быть чисто экономический критерий, например, минимизация приведенных затрат или критерий технологического типа, такой как максимизация выпуска продукции определенного вида, или какое-либо другое правило, носящее синтетический характер; описание потребностей воспроизводимых участниками материальных, энергетических, капитальных ресурсов; описание характера заявок на невозпроизводимые (трудовые и природные) ресурсы.

УВЕДЕННЯ ДИНАМІЧНИХ КРИТЕРІЇВ В ПРОЦЕСІ РОЗВ'ЯЗАННЯ ЗАДАЧІ В УМОВАХ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ

Тимофієва Н.К.

Міжнародний науково-навчальний центр інформаційних технологій та систем НАН та МОН України

tymnad@gmail.com

Задачі комбінаторної оптимізації, як правило, задаються на одній або кількох множинах, наприклад A і B , між елементами яких задано зв'язки (їхнє числове значення назовемо вагами). Але існують задачі, наприклад, задача компоновки базових елементів у модулі, елементи заданої множини в якій відносяться до різних типів і між деякими з них за умовою зв'язки можуть бути відсутні. Тоді в процесі її розв'язання створюється ситуація, коли цільова функція з урахуванням заданих критеріїв для усіх можливих варіантів розв'язку задачі – однакова. Тобто, має місце проблема невизначеності. Для виходу з цієї ситуації розроблено ітераційний алгоритм, який в умовах невизначеності в процесі своєї роботи виявляє непрямі зв'язки між елементами одного і того ж типу і автоматично формує додаткові критерії, які ураховують ці зв'язки на етапі

часткового розв'язку певної задачі. Назвемо такі критерії – динамічними.

Уведемо векторний критерій $F = (F_1, F_2, \dots, F_k, \Phi_{k+1}, \dots, \Phi_{k+p})$, по якому оптимізується задана цільова функція, де F_j – постійні часткові критерії, які задані за умовою задачі; Φ_{k+i} – динамічні часткові критерії, які формуються в процесі розв'язання задачі, k – кількість F_j , p – кількість Φ_{k+i} , $j = \overline{1, k}$, $i = \overline{1, p}$. Урахування постійних часткових критеріїв ефективне, коли задані елементи одного і того ж типу мають прямі зв'язки. До того ж вони можуть бути ураховані в процесі розв'язання задачі лише один раз. Уведення динамічних часткових критеріїв проводиться у разі відсутності прямих зв'язків між елементами одного типу, що створює ситуацію невизначеності. Ці критерії використовуються як один раз так і багато разів в ітераційному режимі таким чином: на l -му етапі часткового розв'язку певної задачі обчислюються непрямі зв'язки між елементами і з урахуванням знайдених даних знаходиться новий варіант розв'язку задачі.

РОЗРОБКА ДИСТАНЦІЙНИХ КУРСІВ В СИСТЕМІ ДИСТАНЦІЙНОГО НАВЧАННЯ “ПРОМЕТЕЙ”

Н.М.Товмаченко, О.О. Курбатов

Державна академія статистики, обліку та аудиту Держкомстату
України

prometey@dasoa.edu.ua

Дистанційна освіта (ДО) набуває сьогодні все більшої популярності поряд із стаціонарною формою навчання, створює конкуренцію заочній. Як правило, дистанційне навчання (ДН) дешевше звичайного навчання за рахунок зменшення витрат на переїзди, на організацію самих курсів (не потрібно оплачувати приміщення для занять, менше обслуговуючого персоналу і т.п.). Крім того, наразі досить актуальною на ринку праці є кваліфікація та перекваліфікація (отримання другої освіти) кадрів без відриву від виробництва і в найкоротші строки. В

Україні розвиток ДН почав прискорюватися з затвердженням Міністерством освіти і науки України положення “Про дистанційне навчання” №40 від 21.01.2004 р. Державна академія статистики, обліку та аудиту (ДАСОА) Держкомстату України – базовий відомчий ВНЗ, який здійснює підготовку, перепідготовку і підвищення кваліфікації за спеціальностями прикладна статистика, економічна кібернетика, бухгалтерік і аудит, фінанси і кредит та готує фахівців для установ та організацій Державного комітету статистики, Міністерства фінансів, Державної податкової служби, Державного казначейства, Державної контрольно-ревізійної служби, аудиторських фірм, державних і комерційних банків та інших суб'єктів підприємницької діяльності. Досвід використання засобів дистанційного навчання в умовах переходу ВНЗ на умови, що відповідають вимогам Болонського процесу доводить, що побудова навчальних дистанційних курсів дозволяє уніфікувати матеріал, що викладається і надавати його слухачеві без безпосереднього контакту, а також використовувати формат дистанційного навчання для підвищення кваліфікації кадрів підприємств без відриву від виробництва. Дистанційні курси (ДК) відпрацьовуються за методикою викладання на заочній формі навчання та перероблюються для проведення занять через Інтернет/Інтранет. В ДАСОА використовується система дистанційного навчання (СДН) “ПРОМЕТЕЙ”. Основними компонентами програмного продукту для СДН “ПРОМЕТЕЙ” є: засіб розробки учбового контенту (Authoring tools), система управління навчанням (СМІ або LMS - Learning Management System), система обміну інформацією між учасниками учбового процесу, система доставки учбового контенту (як правило веб-сайт). На схемі 1 описані механізми взаємодії компонентів системи, а також ролі користувачів. Компоненти системи можуть взаємодіяти із зовнішніми інформаційними системами корпорації або університету. Як об'єкти взаємодії можуть виступати система обліку студентів, система кадрового обліку. Відсутність стандартів у ДН призводила до високої вартості їх перенесення в кожен конкретну СДН, що звужувало ринок і уповільнювало його розвиток. Використання стандарту обміну

припускає, що взаємодія між системою управління навчанням (СМІ) і навчальним модулем здійснюється на основі механізму, що описано схемою 2. В цьому випадку навчальний модуль (courseware) з погляду системи управління навчанням є "чорною скринькою" на вхід якій подаються дані студента, а на виході отримують результати навчання.

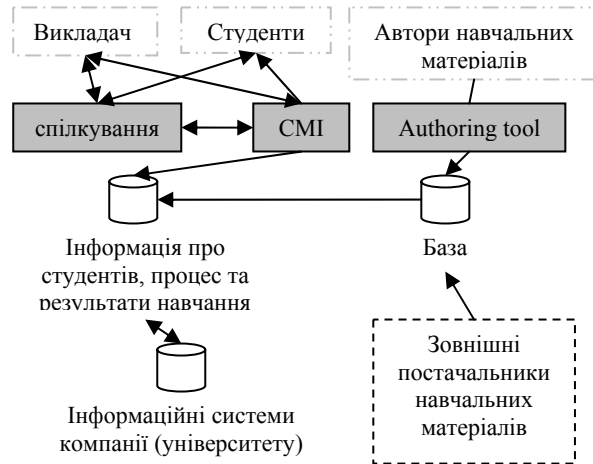


Схема 1.

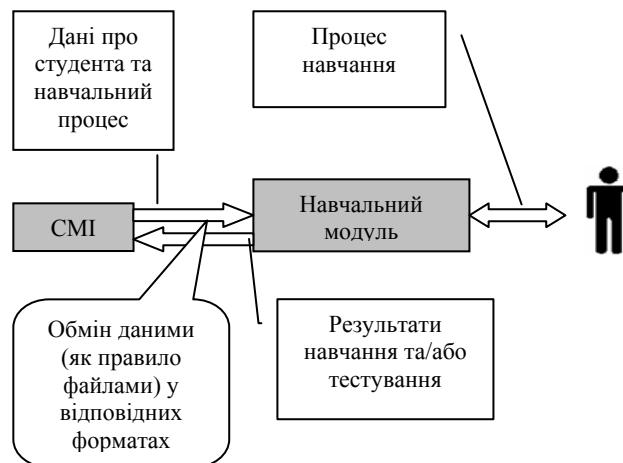


Схема 2.

СДН “ПРОМЕТЕЙ” дозволяє створювати мультимедійні ДК, що можуть розповсюджуватись і на CD, забезпечує можливості ДН та тестування слухачів, а також має необхідні засоби для керування віртуальною діяльністю навчального закладу. Модуль “Дизайнер курсів” – дозволяє в автономному режимі створювати мультимедійні навчальні ДК, що підтримують імпортування електронних курсів в форматах IMS та SCORM із їх наступним розміщенням у СДН. Модуль ставиться на локальний комп’ютер, який не обов’язково підключається до мережі. СДН “ПРОМЕТЕЙ” використовується в 20 ВНЗ України. Придбання ДАСОА академічної ліцензії на використання ПСП SPSS 14.0Ru та SPSS 15.0Family дозволяє впровадити в навчальний процес передові методи інформаційних та комунікаційних технологій, зокрема, в ДАСОА розробляються навчальні курси з впровадженням ПСП SPSS за спеціальністю прикладна статистика в форматі дистанційного навчання та використанням SPSS професорсько-викладацьким складом ДАСОА, докторантами, аспірантами та студентами для проведення наукових досліджень. Декан факультету дистанційного навчання ДАСОА Н.М.Товмаченко отримала сертифікат від представництва в Росії міжнародної компанії SPSS сертифікат №2407 з навчального курсу “Статистический анализ данных в SPSS” від 31 січня 2008 р.”).

ДИНАМІЧНІ СИСТЕМИ З ВИПРОМІНЮВАННЯМ ТИПУ δ - СОЛІТОНІВ

Турбал Ю.В.

Міжнародний економіко-гуманітарний університет
ім. акад. Степана Дем’янчука
turbaly@gmail.com, turball@rambler.ru

Проблеми, пов’язані з вивченням солітонів (специфічних одиночних хвиль) та їх взаємодій, останнім часом представляють інтерес у багатьох галузях як фундаментальних так і прикладних наукових досліджень. Нижче будемо розглядати багатокомпонентні динамічні системи, у яких виникають нескінченно-тонкі хвилі типу δ -солітонів та спосіб

моделювання характеру взаємодій таких солітонів, що ґрунтується на використанні позитивних напівтраєкторій Жюліа.

Розглянемо відкриту динамічну систему виду:

$$\Sigma = \{T, G, G_0, X, E, U, I\}, \quad (1)$$

де $T = [t_0, t_1] \subset R$ - множина моментів часу ; $G \subset R^n$ - фазовий простір; $G_0 \subset G$ - множина, що визначає початкові стани елементів системи; $E : G \times T \rightarrow R^1$ - енергетична функція, що характеризує солітон-солітонну взаємодію в системі; $\Omega(E)$ - відповідний простір енергетичних функцій; $U : T \times G \times \Omega(E) \rightarrow R^n$ - функція корекції траєкторій; $\Omega(U) = \{u : T \times G \times \Omega(E) \rightarrow R^n\}$ - простір вектор-функцій корекції траєкторій ; $X : T \times G \times \Omega(U) \rightarrow G$ - оператор, що визначає траєкторії системи з врахуванням функцій корекції (закон руху у фазовому просторі); I - закон надходження нових точок у систему.

Зауважимо, що енергетична функція включає в себе інформацію про характер виникнення солітонів у системі та специфіку їх руху і залежить від конфігурації елементів системи в кожен момент часу – множини $X(t, G_0, U)$.

Традиційно, можемо розглянути закон руху у вигляді:

$$x'(t) = f(x(t), u(t), t) \quad (2)$$

Нехай оператор $\tilde{A}$ визначається правою частиною системи диференціальних рівнянь (2): $\tilde{A}x = f(x)$. Будемо вважати, що в кожен момент часу елементи системи (1) з деякою ймовірністю зумовлюють виникнення δ -солітонів, які рухаються в напрямку векторів швидкостей відповідних елементів системи.

Бачимо, що система (1) є системою із зворотнім зв'язком: функції корекції траєкторій елементів залежать від енергетичних функцій солітон-солітонної взаємодії, які, в свою чергу, залежать від векторів швидкостей елементів.

Якщо розглядати солітони як деяке збурення (наприклад, густини), то можемо визначити його наступним чином:

$\omega(x, y, z, t, \varepsilon) = \exp\{-(x - \tilde{x}(t))^2 + (y - \tilde{y}(t))^2 + (z - \tilde{z}(t))^2\} / \varepsilon\}$
де крива $(\tilde{x}(t), \tilde{y}(t), \tilde{z}(t))$ задає траєкторію точки максимального збурення у просторі R^3 , ε -деякий малий параметр. Очевидно, що в граничному випадку при $\varepsilon \rightarrow 0$, δ -солітон можемо розглядати як точку, що рухається у фазовому просторі. Для системи (2) напрям руху δ -солітона, що виник у точці x фазового простору, буде визначатись вектором $\tilde{A}x - x$.

Нехай при зіткненнях δ -солітони ведуть себе як тверді частинки. Припустимо, що інтенсивність солітон-солітонної взаємодії в системі (1) та ймовірності виникнення солітонів такі, що середня відстань, яку δ -солітон, що виникає в точці x , проходить без зіткнення з іншими солітонами, є $|\tilde{A}x - x|$.

Розглянемо позитивну напівтраєкторію Жюліа точки x_0 для оператора $\tilde{A}$: $O_{\tilde{A}}^+(x_0) = \{x_n : x_n = \tilde{A}x_{n-1}, n = 1, 2, \dots\}$. Очевидно, що ця множина визначатиме усереднену траєкторію δ -солітона, що виник в точці x_0 в деякий момент часу і може виступати основою для відповідного моделювання солітон-солітонної взаємодії.

Література

1. Турбал Ю.В. Деякі властивості позитивних напівтраєкторій Жюліа. //Волинський математичний вісник.— 2006.— №4.— С. 87-96.
2. Турбал Ю.В. Про самоорганізацію динамічних систем у векторних полях// Вісник Київського університету. — 2007. — № 1. — С. 171-179.
3. Екимов Р.В. Построение слабого асимптотического решения типа бесконечно-узких δ -солитонов для уравнений типа мелкой воды //Материалы школы-семинара, Судак, 2001

**ОДИН ПІДХІД ДО ОЦІНКИ ЗБІЖНОСТІ
КОМБІНОВАНОГО АЛГОРИТМУ, ЩО РОЗВ'ЯЗУЄ
ЗАДАЧІ КОМБІНАТОРНОЇ ОПТИМІЗАЦІЇ**

**Турчин Олександр
turchin@ua.fm**

Генетичні алгоритми (ГА) відомі своїм ефективним застосуванням до розв'язання великої кількості різноманітних оптимізаційних задач. ГА успішно застосовуються для розв'язання задач планування виробництва, розподілення ресурсів, проектування обладнання, навчання нейронних мереж та багатьох інших практично цінних задач. [1-7].

Алгоритми прискореного імовірнісного моделювання можуть бути ефективно застосовані для розв'язання схожих практичних задач, що також належать до класу задач комбінаторної оптимізації [8]. Алгоритми прискореного імовірнісного моделювання близькі до алгоритмів імовірнісного відпалу, які відомі своєю здатністю знаходити розв'язки оптимізаційних задач з підвищеною точністю та невеликими вимогами до обчислювальної потужності системи, на якій реалізується алгоритм.

Ідея комбінування двох ефективних технік пошуку була запропонована у роботі [9] та базується на припущенні, що використання алгоритму прискореного імовірнісного моделювання у якості оператора мутації в схему ГА дозволить отримати розв'язки з більшою точністю.

Нехай $S = \{x : x = (s_1, s_2, \dots, s_N), s_i \in \{0, 1\}\}$ – множина бінарних векторів довжини N . Нехай задано цільову функцію $f : S \rightarrow \mathbb{R}^+$ на S . Задача оптимізації полягає у тому, щоб знайти

$$\underline{x} = \arg \min \{f(x) : x \in S\}$$

Алгоритм *СГА*, що побудовано у відповідностей до канонічного тлумачення ГА, був наведений у роботі [10]. Алгоритм прискореного імовірнісного моделювання *АІМ* запропоновано у [11]. Комбінований алгоритм дістав назву *СГА+АІМ*.

Аналіз збіжності алгоритму СГА+АПМ проведено за допомогою відомостей з теорії ланцюгів Маркова. Імовірнісні переходи у околі поточного розв'язку задачі обмежені параметром алгоритму АПМ μ_s – лівою точкою «золотого» перетину $[0, \mu_{s-1}]$, $\mu_0 = 1$. Таким чином, імовірнісні переходи на початку роботи комбінованого алгоритму відбуваються частіше; з часом роботи алгоритму частота цих переходів зменшується. З використанням стаціонарного розподілу π відповідного ланцюга Маркова та міноризуючої умови Дьобліна, була отримана верхня границя швидкості збіжності алгоритму:

$$\|\pi_t - \pi\| \leq \prod_{k=0}^t [1 - (2 \cdot \mu_k)^M],$$

де M - розмір популяції у алгоритмі СГА+АПМ.

Література.

1. Holland J.H. *Adaptation in Natural and Artificial Systems*. Ann Arbor: The University of Michigan Press, 1975.
2. Mitchell M. *An introduction to Genetic Algorithm*. MIT Press, 1996.
3. Goldberg, D.E. *Genetic Algorithms in Search, Optimization, and Machine Learning*, Addison-Wesley, 1989.
4. Rosenthal J.S. *Convergence rates for Markov chains*. SIAM Review, 37(3), 1995, 387-405.
5. Rudolph G. *Convergence analysis of canonical genetic algorithms*. IEEE Transactions on Neural Networks, 5(1), 1994, 96-101.
6. Gao Y. *An upper bound on the convergence rates of the canonical genetic algorithm*. Complexity International, vol. 5, 1998.
7. Y.G.Xu, G.R.Liu, Z.P.Wu *A novel hybrid genetic algorithm using local optimizer based on heuristic local pattern move*, Appl. Artif. Intell., An Int. J. vol. 15, pp.601-631, 2001.
8. Гуляницкий Л.Ф. *Решение квадратичных задач о назначениях алгоритмами вероятностного моделирования*. – Киев, 1991, 21с., - (Препр. / ИК им.В.М.Глушкова АН УССР; 91-45).
9. Турчин О.Я. *On the convergence rates of hybrid algorithm solving combinatorial optimization problem* – В кн.: «Труды V Московской международной конференции по исследованию операций», Москва, 2007.

10. Гуляницький Л.Ф., Турчин О.Я. *Про один підхід до використання імовірнісного моделювання в схемі генетичного алгоритму для розв'язання задач оптимізації на перестановках.* В кн.: Праці міжнародної конференції з індуктивного моделювання, Львів 20-25 травня 2002. Т.2. –Львів: ДНДІ інформаційної інфраструктури, 2002. – С. 275-281.
11. Гуляницький Л.Ф., Турчин О.Я. *Використання правила "золотого перетину" в алгоритмах імовірнісного моделювання* – Київ, "Кібернетика та обчислювальна математика", 1998, №1–26ст.

**ПРО ОДНУ ЗАДАЧУ ОПТИМАЛЬНОГО ВИБОРУ
СТРАТЕГІЇ ВИМІРЮВАНЬ В ЗАДАЧАХ
ГАРАНТОВАНОГО ОЦІНЮВАННЯ РОЗВ'ЯЗКІВ
РІВНЯНЬ ЕЛІПТИЧНОГО ТИПУ**

О. Умєров

Факультет кібернетики

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

Спостерігається значення випадкових величин y_i ($i = \overline{1, N}$) з Ω , які мають вигляд:

$$y_i = \int_{\Omega} g_i(x) \varphi(x) dx + \eta_i \quad (1)$$

Тут Ω - обмежена область у просторі R^n із кусково - гладкою границею Γ , η_i - похибка вимірювання випадкових величин з Ω при чому

$$\sum_{i=1}^N M \eta_i^2 \leq q_2^2, \int_{\Omega} q_1^2 f(x) dx \leq 1 \quad (2)$$

функція $f(x) \in L_2(\Omega)$, $\varphi(x)$ - розв'язок крайової задачі

$$\Delta \varphi = f(x), x \in \Omega, \quad \varphi|_{\Gamma} = 0 \quad (3)$$

функції $g_i(x)$ задовольняють умовам

$$\int_{\Omega} g_i(x) dx = c_i, c_i < \mu(\Omega), g_i(x) \geq 0 \quad (4)$$

Досліджувалися задачі знаходження функцій $g_i(x)$, що мінімізують середньоквадратичну похибку мінімаксного оцінювання лінійних функціоналів від розв'язків (3). Приводяться наближені методи та вивчається їх збіжність.

Література:

1. Васильев Ф. П. Методы решения экстремальных задач. М.: Наука, 1981. – 400 с.
2. Наконечний О. Г. Оптимальне керування та оцінювання в рівняннях із частинними похідними: Навчальний посібник. – К.: Видавничо – поліграфічний центр “Київський університет”, 2004. – 103 с.

**ЗАСТОСУВАННЯ МЕТОДІВ МАТЕМАТИЧНОГО
МОДЕЛЮВАННЯ В ЗАДАЧАХ ОПТИМІЗАЦІЇ
ДИНАМІЧНИХ СИСТЕМ**

Харченко І.І.

Київський національний університет

ihar@unicyb.kiev.ua

Задача вивчення реальних об'єктів або процесів полягає у виявленні їх властивостей, у розумінні прогнозування поведінки та оптимального керування ними. Розв'язування такої задачі суттєво спрощується, якщо замість самих об'єктів (процесів) досліджувати їх математичні моделі.

Математична модель наближено відображає властивості системи або процесу, які моделюються. В загальному випадку під процесом будемо розуміти сукупність ряду послідовних дій, що спрямовані на досягнення певного результату. Саме математичні моделі сьогодні використовуються як метод дослідження не тільки фізичних процесів, але і для визначення властивостей соціально-економічних процесів.

Імітація реальних процесів та систем випадковими величинами і випадковими функціями значно спрощує процес опису реальних властивостей системи, підвищує достовірність отриманих результатів, дозволяє виконувати прогнозні оцінки властивостей системи. Використання сучасних засобів обчислювальної техніки дозволяє автоматизувати процес

імітаційного математичного моделювання, отримати вагомий науковий результат.

За видом математичного опису процесів та явищ моделі можна розділити на неперервні та дискретні. Такі моделі показали свою ефективність при описі складних виробничих, економічних, фізичних та інших процесів, які мають місце в реальних ситуаціях. Слід зазначити, що дискретні моделі мають високу надійність, відзначаються точністю та достовірністю розв'язків, дозволяють застосовувати сучасні інформаційні технології для аналізу результатів.

Схема досліджень з використанням математичних моделей може виконуватися в такій послідовності.

Спочатку здійснюється постановка задачі моделювання та окреслюється мета і результати досліджень, прогнозується вихід моделі. Зазначимо, що постановка задачі виконується в кожному випадку відповідно до вимог замовника або плану досліджень. Тут потрібно враховувати розрахункові параметри, їх кількість, аналіз режимів функціонування, оцінку показників та характеристик системи. За вихід моделі може прийматися набір параметрів, які спостерігаються або вимірюються. Вихід моделі, як правило, відповідає параметрам виходу системи. Ці параметри є базою для подальшої обробки результатів моделювання. Постановка задачі моделювання неможлива без обробки та аналізу інформації.

Розрахункову схему можна представити у вигляді графоаналітичного зображення процесу або системи в рамках прийнятих припущень. Вона відображає всі основні параметри системи, логіку її роботи та функціональне призначення. Ця схема є основою вибору методів і стратегії моделювання. Згідно до вибраної стратегії на основі розрахункової схеми будується базова математична модель.

Далі для розв'язування рівнянь розробляються відповідні алгоритми та створюється програмне забезпечення.

Одержана математична модель може допускати похибки, тому вона підлягає аналізу з метою перевірки її адекватності. Встановлення адекватності здійснюється шляхом порівняння результатів моделювання з певним еталоном, в якості якого можуть виступати експеримент, модельний розрахунок,

достовірний процес тощо. У випадку відсутності експериментальних даних перевірка адекватності виконується шляхом статистичного аналізу або іншими методами. Якщо адекватність математичної моделі не підтверджується, тоді здійснюється уточнення стратегії моделювання, виконується доопрацювання моделі відповідно до перерахованих вище етапів. У випадку, коли модель задовольняє умовам адекватності, процес розробки моделі вважають завершеним і переходять до безпосереднього використання моделі та її подальшого впровадження.

Створена математична модель повинна задовольняти певним вимогам та критеріям. Головними параметрами оцінки якості математичної моделі є точність, економічність, універсальність, інформативність. Всі ці характеристики математичних моделей є взаємозалежними. Зрозуміло, що більш точна модель є менш економічною, а універсальна модель є менш точною. Необхідна точність, як один з основних критеріїв оцінки моделі, визначається умовою адекватності і залежить від похибок моделювання.

Саме диференціальні рівняння широко використовуються для моделювання реальних систем, що залежать від часу, зокрема, для опису та дослідження економічних та біологічних систем.

ПРО ДЕЯКУ ВЛАСТИВІСТЬ ПРИНЦИПУ ВИЗНАЧЕННЯ ПРЕМІЇ

Хром'як Й.Я., Слюсарчук Ю.М., Цимбал В.М.
rector@ippt.lviv.ua, yslyusarchuk@ukr.net,
victor_tsymbal@yahoo.com

В актуарній математиці під принципом визначення премії розуміють правило, що співставляє невід'ємне число P (премія) будь-якому заданому ризику S (додатна випадкова змінна).

Існують різні принципи визначення премії [1, 2]. Зокрема, у [2] введено та обґрунтовано цілу сім'ю наступних принципів визначення премій: для будь-якого заданого ризику премія P визначається як розв'язок рівняння:

$$E(u(x + S - zP)) = u(x + (1 - z)P),$$

де $u(x)$ - функція корисності, для якої $u'(x) > 0$, $u''(x) < 0$ для всіх x , параметр $z \in [0,1]$, $E(\xi)$ - математичне сподівання випадкової величини ξ . Зауважимо, що при $z = 1$ цей принцип співпадає з принципом нульової корисності, а при $z = 0$ отримуємо принцип середнього значення [1].

Як відомо, рівень нейтральності – несхильності – схильності до ризику особи, що приймає рішення, оцінюють за допомогою коефіцієнта відношення до ризику Пратта-Ерроу, який у випадку монотонно зростаючої функції корисності обчислюється за формулою $r(x) = -\frac{u''(x)}{u'(x)}$.

Результатом роботи є доведення наступного твердження.

Теорема. Нехай $u_1(x), u_2(x)$ - дві функції корисності з відповідними $r_1(x), r_2(x)$. Нехай P_i - премії, що породжуються $u_i (i = 1,2)$. Якщо $r_1(x) \geq r_2(x)$ для всіх x , то $P_1(w) \geq P_2(w)$ для будь-якого ризику S і для всіх w .

Отриманий результат узагальнює результат роботи [3].

Література.

- 1 Buhlmann H. Mathematical Methods in Risk Theory. Berlin:Springer-Verlag, 1970,240 p.
- 2 Buhlmann H., Gagliardi B, Gerber H.U., Straub F. Some Inequalities for Stop Loss Premiums. Astin Bulletin, 1977, 9, 75-83.
- 3 Gerber H.U. A Remark on the Principle of Zero utility. Astin Bulletin, 1981,13,133-134.

ЗАСТОСУВАННЯ МЕТОДУ МАЛОГО ПАРАМЕТРУ ДО ЗАДАЧІ ПРО СТРУКТУРУ ОПТИМАЛЬНОГО ПОРТФЕЛЯ АКТИВІВ.

Цимбал В.М.

Львівський національний університет імені Івана Франка
victor_tsymbal@yahoo.com

Розглядається портфельна задача збереження капіталу в моделі Марковіца з коваріаційною матрицею, що залежить від малого параметру.

Як показано у роботі [1], вона при деяких припущеннях еквівалентна матричній грі двох гравців з нулевою сумою.

Добре відомо [2], що розв'язування матричної гри двох гравців з нулевою сумою зводиться до знаходження розв'язку пари відповідних двоїстих задач лінійного програмування, які, очевидно, також будуть залежати від малого параметру.

Для задач лінійного програмування застосування методу малого параметру розглядалося у [3].

Треба зауважити також, що застосування методу малого параметру до розв'язування задачі дає наближений розв'язок цієї задачі, часто використовується для побудови ефективних чисельних методів розв'язку задачі, дає логічне обґрунтування спрощеного описання задачі.

Саме на цьому шляху у цій роботі отримані асимптотичні розвинення розв'язку портфельної задачі збереження капіталу в моделі Марковіца з коваріаційною матрицею, що залежить від малого параметру.

Література.

- 1 Слейко Я. І., Карпа О. І. Про рівність розв'язку матричної гри та структури оптимального портфеля активів International Workshop Problems of decision making under uncertainties PDMU – 2006, May 21-25, 2006, Skhidnytsia, Ukraine P.98-100
- 2 Оуэн Г. Теория игр. - М.: Наука, 1971.
- 3 Первозванский А., А., Гайцгори В., Г. Декомпозиция, агрегирование и приближенная оптимизация. – М.: Наука, 1979.

АСИМПТОТИКА ГЕНЕРАТОРА ОДНІЄЇ СТОХАСТИЧНОЇ СИСТЕМИ В УМОВАХ БАЛАНСУ

Чабанюк Я.М.

Національний університет "Львівська політехніка"

yaroslav_chab@yahoo.com

Стохастична система з марковськими переключеннями в схемі серій задається розв'язком еволюційного рівняння [1]

$$du^\varepsilon(t)/dt = C(u^\varepsilon(t), x(t/\varepsilon^4)) + \varepsilon^{-1}C_0(x(t/\varepsilon^4)), \quad (1)$$

де функція швидкості $C(u, x) = (C_k(u, x), k = \overline{1, d})$, $u \in R^d$, $x \in X$, задовольняють умовам існування глобального розв'язку супроводжуючих систем $du^x(t) = C(u^x(t), x) dt$, $x \in X$. Марковський процес переключень $x(t), t \geq 0$, у стандартному фазовому просторі (X, X) задається генератором Q [2], є рівномірно ергодичний з стаціонарним $\pi(B), B \in X$. Функція сингулярного збурення $C_0(x)$, $x \in X$, задовольняє умові балансу

$$\int_X \pi(dx) C_0(x) \equiv 0. \text{ Має місце}$$

Лема. Трьохкомпонентний марковський процес

$$V^\varepsilon(t) := [u^\varepsilon(t) - \varepsilon C_0^\varepsilon(t)]/\varepsilon, C_0^\varepsilon(t) := \varepsilon^{-2} \int_0^t C_0(x(s/\varepsilon^4)) ds,$$

$$x_t^\varepsilon := x(t/\varepsilon^4), \quad t \geq 0, \quad \text{на тест-функціях}$$

$$\varphi(v, w, x) \in C^{1,2}(R^d, R^d, X), x \in X, \quad \text{характеризується}$$

генератором

$$L^\varepsilon \varphi(v, w, x) = [\varepsilon^{-4} Q + \varepsilon^{-2} C_0(x) + \varepsilon^{-1} C(x) + C_1(x) + \varepsilon \theta^\varepsilon(x)] \varphi(v, w, x)$$

$$, \quad \text{де} \quad C_0(x) \varphi(w) = C_0(x) \varphi'(w), \quad C(x) \varphi(v) = C(0, x) \varphi'(v),$$

$$C_1(x) \varphi(v) = (v + w) C'_u(0, x) \varphi'(v),$$

а залишковий член такий, що

$$\|\theta^{\varepsilon(x)} \varphi\| \rightarrow 0, \varepsilon \rightarrow 0, \varphi(v) \in C^2(R^d).$$

Література

1. Chabaniuk Y., Koroliuk V.S., Limnios N. Fluctuation of stochastic systems with average equilibrium point.// France Academy of Sciences. C.R. Acad. Sci. Paris, Ser. I. - 2007. - **345**. - P.405 - 410.
2. Koroliuk V., Limnios N. Stochastic Systems in Merging Phase Space, World Scientific Publishing, 2005. - 330P.

ЗМІШАНА МЕРЕЖА ПАРАЛЕЛЬНОЇ СТРУКТУРИ З ПОВТОРНИМИ ВИКЛИКАМИ ⁴

Чечельницький О.А., Кучеренко О.В.

Національний університет імені Тараса Шевченка

alex_che@voliacable.com

Розглянемо мережеву модель паралельної структури, яка складається з двох вузлів. Перший вузол функціонує як система обслуговування з повторними викликами типу $\langle M|M|1|w.r.\rangle$, а другий вузол - як система обслуговування типу $\langle M|M|1\rangle$. Вимоги до нашої моделі надходять з зовнішнього двовимірного пуассонівського потоку $\eta(t) = (\eta_1(t), \eta_2(t))$ з параметрами $\lambda_1 > 0$, $\lambda_2 > 0$, $b > 0$. Вимога, яка надійшла до вузла $\langle M|M|1|w.r.\rangle$ і застала обслуговуючий прилад зайнятим, стає в чергу та утворює незалежний від інших вимог пуассонівський потік повторних запитів з параметром $\nu > 0$. Якщо прилад є вільним, він обслуговує вимогу, незалежно від того звідки вона б не надійшла, інтервал часу, який має показниковий розподіл з параметром $\mu_1 > 0$. Другий вузол складається з одного приладу, який обслуговує вимоги з зовнішнього потоку випадковий інтервал часу з показниковим розподілом з параметром $\mu_2 > 0$. Через $X_1(t)$ будемо позначати число вимог у першому вузлі, а через $X_2(t)$ - число вимог у другому вузлі.

Припустимо, що параметр повторних звернень $\nu > 0$ залежить від n (номеру серій) наступним чином : $\nu^{(n)} = n^{-1}\nu$, а характеристики $X_1(t)$ та $X_2(t)$ розглянемо у зміненому масштабі часу nt : $X_1^{(n)}(t) = X_1(nt)$, $X_2^{(n)}(t) = X_2(nt)$, $X^{(n)}(t) = (X_1^{(n)}(t), X_2^{(n)}(t))$. Справедлива наступна теорема.

Теорема (закон великих чисел для змішаної моделі паралельної структури). Нехай наша модель задовольняє наступним умовам :

⁴ Робота виконана за фінансової підтримки ДФФД України (проект №Ф 25.Т (094))

- $\lambda_2 + b - \mu_2 > 0$;
- $n^{-1} X^{(n)}(0) \xrightarrow{p} S_0$, де $X^{(n)}(0) = (X_1^{(n)}(0), X_2^{(n)}(0))$,
 $S_0 = (s_0^1, s_0^2)$.

$$\sup_{0 \leq t \leq T} |n^{-1} X^{(n)}(t) - S(t)| \xrightarrow{p} 0$$

Тоді $\lim_{n \rightarrow \infty} n^{-1} X^{(n)}(t) = S(t)$, $n \rightarrow \infty$,

де вектор-функція $S(t) = (s_1(t), s_2(t))$ має компоненти наступного вигляду :

$$s_1(t) = \frac{(\lambda_1 + b)^2}{v(\mu_1 - (\lambda_1 + b))} - \left(\frac{(\lambda_1 + b)^2}{v(\mu_1 - (\lambda_1 + b))} - s_0^1 \right) \times \\ \times \exp \left\{ -v(1 - \mu_1^{-1}(\lambda_1 + b))^2 t - \mu_1^{-1} v(1 - (\lambda_1 + b)\mu_1^{-1})(s_1(t) - s_0^1) \right\} \\ s_2(t) = s_0^2 + ((\lambda_2 + b) - \mu_2)t$$

Література

1. Chechelnitsky A.A. (1999) Asymptotical properties of Erlang queueing systems, Top 7 (2), Spain
2. Лебедев Е.А., Шмигевский Н.В. О гауссовской аппроксимации многоканальных сетей, Доповіді НАН України, 2001, №12.

ОПИС СЕМАНТИКИ МОВИ TLA+ НА ОСНОВІ КОМПОЗИЦІЙНО-НОМІНАТИВНОГО ПІДХОДУ

Оксана С. Шкільняк

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

oshkilnyak@unicyb.kiev.ua

Проблема створення ефективних засобів специфікації програмних систем набуває все більшої актуальності. При використанні формальних методів специфікації програми розглядаються як математичні об'єкти, вони мають формальну семантику та виражені на формальній мові, що дає змогу доводити низку важливих властивостей програм, зокрема, їх коректність, за допомогою точних математичних методів.

TLA+ – це мова формального опису специфікації систем, яка базується на Темпоральній Логіці Дій (Temporal Logic of Actions) та логіці першого порядку. TLA+ є потужним

інструментарієм для розробки апаратних засобів та програмного забезпечення.

В основі TLA+ лежить традиційний теоретико-множинний підхід до опису програм. Це дозволяє ефективно розв'язувати певні прикладні проблеми, проте залишається недостатньою адекватність семантики, структур даних, композицій. Тому для побудови більш адекватних формалізмів специфікацій програм необхідний пошук нових підходів. Дуже перспективним в цьому плані є спільний для логіки та програмування композиційно-номінативний підхід.

На основі такого підходу пропонується формальна семантика операторів TLA+. Для опису семантики константних операторів використовуються логічні композиції, композиції розгалуження та недетермінованого вибору. Записи в TLA+ подаються як іменні множини. Оператори, що комбінують один чи більше виразів у складніший, використовують композицію суперпозиції.

Семантика операторів дії визначається через базові константні вирази і базові функції стану за допомогою базових функцій переходу. Для визначення функції переходу використовується примітивний (базовий) оператор штрихування та композиція екзистенційної квантифікації над станами $\exists_{\text{state}}$. Дією є функція переходу з булевим значенням.

Семантика темпоральних операторів і пов'язаних з ними дій визначається через $\Box$, $\exists$ (темпоральний квантор існування) і $\rightarrow^+$. Значення примітивних операторів визначаються через поведінки.

Висновки. В доповіді розглянута базована на апараті темпоральної логіки мова TLA+ для опису специфікацій програм. На основі композиційно-номінативного підходу запропоновано формальну семантику операторів TLA+.

МАРШРУТИЗАЦІЯ ПЕРЕВЕЗЕНЬ НЕБЕЗПЕЧНИХ ВАНТАЖІВ АВТОМОБІЛЬНИМ ТРАНСПОРТОМ

Шурупов В.О., Сідляренко А.І.

Національний транспортний університет

ideolog@ua.fm

Перевезення небезпечних вантажів різних класів та ступенів небезпеки мають масовий характер на дорогах України та країнах ЄС. Масштабність таких перевезень визначає достатньо високий потенційний рівень ризику виникнення надзвичайних транспортних пригод, аварій, наслідки яких в окремих випадках можуть бути катастрофічними для територій, водних ресурсів, населення. Такі перевезення здійснюються за заявками – $Z = \{z_1, \dots, z_l, \dots, z_{l^*}\}$, де заявка $z_l = \langle s, r, c, l \rangle$, s – вектор фізичних властивостей вантажу, r – вектор показників значень пов'язаних з маршрутом, c – вартість вантажу, l – вектор інформації про організації замовника та отримувача вантажу. Вибір транспортних засобів з заданого парку автомобілів $P = \{P_1, \dots, P_j, \dots, P_{j^*}\}$, де $P_j = \{p_{j1}, p_{j2}, \dots, p_{jm_j}\}$ – множина наявних у парку автомобілів j -того типу (j^* – число типів автомобілів, m_j – їх кількість) для перевезення вантажу та безпечних маршрутів є складною комбінаторною задачею.

Маршрут розглядається як послідовна система, яка складається із ділянок, що мають фіксовані значення коефіцієнтів аварійності $k_1, \dots, k_n$ (імовірність виникнення на ділянці дорожньо-транспортної пригоди), де n – кількість ділянок маршруту, та характеризуються набором фізичних параметрів. Загальний показник аварійності маршруту обчислюється як $K = \prod_{i=1}^n k_i$.

Важливим питанням при визначенні маршруту є необхідність врахування додаткових показників, що приводить до формалізації та розгляду узагальненого критерія виду:

$$K = \sum_{i=1}^m \alpha_i K_i \rightarrow \max(\min), \text{ де } \alpha_i, i = 1, \dots, m - \text{вагові коефіцієнти}$$

важливості окремих критеріїв $K_i, i = 1, \dots, m$.

ПРОГРАМНО-АЛГОРИТМІЧНІ МЕТОДИ АВТОМАТИЗАЦІЇ СТРУКТУРНИХ ПІДРОЗДІЛІВ СИСТЕМ УПРАВЛІННЯ

Кузьменко В.О., Зваридчук В.Б.

Розвиток сучасного програмного та апаратного забезпечення дозволяє здійснювати автоматизацію та оптимізацію діяльності різних сфер і галузей виробництва з використанням баз даних, шаблонів документів і функціональних залежностей між даними. Формалізація більшості таких задач зводиться до аналізу відповідних множин і вибору оптимального (згідно певного критерію) їх перетину. Наприклад, в підрозділах системи забезпечення навчального процесу вищих навчальних закладів автоматизація охоплює генерацію розкладу занять студентів, графіки заліково-екзаменаційних сесій, державні екзамени, захист кваліфікаційних та курсових робіт; створення документів семестрового контролю якості навчального процесу; генерацію звітної документації діяльності навчального підрозділу у спеціалізованих базах даних тощо. На даний час існують ряд програмних комплексів для автоматизації діяльності ВНЗ. В Інституті кібернетики та інформаційних технологій Міжрегіональної Академії управління персоналом створюється програмний комплекс автоматизації діяльності деканату на платформі .NET 2.0. Реалізація даної програмної системи ґрунтується на використанні теорії багатозв'язних множин (генерація розкладу) та статистичний аналіз (створення звітної інформації про діяльність підрозділу).

**МОДЕЛЮВАННЯ І ПРОГНОЗУВАННЯ ПРОЦЕСІВ
ПОШИРЕННЯ ЕПІДЕМІЙ
Шевченко І.В., Бейко І.В.**

Розв'язується задача відшукування оптимального керування процесами запобігання поширенню епідемій. У математичній постановці цієї задачі потрібно відшукати такий розподіл ресурсів, який забезпечує найбільш ефективне використання виділених на боротьбу з епідемією ресурсів. Прогнозування можливих наслідків розвитку епідемії проводилося з використанням детермінованих та стохастичних моделей розвитку епідемій на основі статистичних даних.

**ЧИСЛОВИЙ МЕТОД ПОБУДОВИ ОПТИМАЛЬНОГО
КЕРУВАННЯ ПРИ НЕПОВНИХ ДАНИХ
Овчинніков В.В., М.Валід АлБаін**

З використанням алгоритмів мінімаксної оптимізації побудовано метод і алгоритм розв'язування задачі оптимального керування системою, яка складається із багатьох взаємодіючих підсистем. Прикладом такої системи є потяг з багатьма вагонами. Побудований алгоритм оснований на використанні спеціальних процедур прискореного обчислення керувань, які задовольняють принципу максимуму.

**МЕТОДИ ЛІНГВІСТИЧНОГО АНАЛІЗУ ІДЕНТИФІКАЦІЇ
ДРУКОВАНИХ ТЕКСТІВ
Федосєєва А.П., Зваридчук В.Б.**

Досліджують проблеми ідентифікації (розпізнавання) автора друкованих текстів по заданій виборці документів. Використовуючи методи дослідження, аналізу та синтезу текстів – лематизацію та конкорданс, розроблено програмно-алгоритмічне забезпечення, що дозволяє ідентифікувати автора тексту, при наявності хоча б одного авторського документу з визначеним об'ємом. З метою зменшення похибки ідентифікації, встановлено мінімальний розмір об'єму тексту.

Програмна система базується на базі даних лем та отриманої на основі ідентифікованих текстів бази даних конкордансу. Дану програму апробовано на творах І.Франка («Інтерметсо» – авторський текст, «Чому ревуть воли як ясла повні» - текст невідомого автора).

ОЦІНКА РИЗИКУ ПРИ ПРОГНОЗУВАНІ ВРОЖАЙНОСТІ З ВИКОРИСТАННЯМ CVAR МЕТОДУ

Яценко В.О.¹, Семенів О.В.¹, Кохан С.С.²

¹Інститут космічних дослідень НАН та НКА України

²Національний Аграрний Університет, кафедра
геоінформаційних систем і технологій

vyatsenko@gmail.com

oleg.semeniv@gmail.com

В доповіді розглянуто проблему аналізу ризиків при прогнозування врожайності. Проводиться аналіз сучасних методів оцінки ризиків з використанням даних дистанційного зондування Землі. Основна увага приділяється імовірнісним та динамічним методам оцінювання локальних та глобальних ризиків. Запропоновано новий підхід, що полягає в побудові дискретної динамічної моделі прогнозування врожайності. На вхід моделі подаються показники (параметри порядку), які можуть суттєво впливати на прогнозування. Вихідні величини моделі – економічні показники або параметри стану рослинності. Такі показники, як наприклад, вміст хлорофілу, азоту та води можуть також бути враховані в моделі на основі використання спектральних та гіперспектральних вимірювань рослинного покриву сільськогосподарських угідь [1-3]. Складовими частинами системи моніторингу повинні бути спостереження за динамікою розвитку культур і умов вегетації. В основу підходу покладено і той факт, що фотосинтетичний апарат рослин є чутливим індикатором стресових ситуацій, які впливають на розвиток рослини. Нами детально розглянута ситуація, коли виходом моделі є дохід від очікуваної врожайності. В рамках запропонованої моделі розроблено два

методи та чисельні алгоритми реконструкції динамічної моделі прогнозу. Використовуючи запропоновану модель розраховуються імовірнісні ризики та будуються прогнозні характеристики.

Література

1. Яценко В.О., Кочубей С.М., Хандрига П.А., Донец В.В., Семенів О.В. Новый метод дистанционного оценивания содержания хлорофилла в растительности и его программно-аппаратная реализация // Космічна наука і технологія. - 2007. - 13 №3 - P.35-45
2. Yatsenko V., Kochubey S., Donets V., Kazantsev T. Hardware software complex for chlorophyll estimation in phytocenoses under field conditions // Proc. of SPIE "Detectors and Associated Signal Processing II" (Jena, 2005), V. 5964, P.267-270
3. Yatsenko V.A., Kochubey S.M., Pardalos P.M., Zhan L. Estimation of chlorophyll concentration in vegetation using global optimization approach // Technologies, Systems, and Architectures for Transnational Defence II, Proc. of SPIE, Orlando (USA). – 21-25 April 2003. – Vol. 5072. – P. 50-59.

ДЕЯКІ ЗАДАЧІ СИНТЕЗУ ТА ОПТИМІЗАЦІЇ ДЛЯ СИСТЕМ З ОБМЕЖЕНОЮ ЧЕРГОЮ

Братійчук А.М.

Національний Університет ім. Т.Г. Шевченка
Факультет кібернетики (e-mail: basic@ks.net.ua)

Розглянемо систему типу $M^\theta/G/1/b$, яка формально може бути описана наступним чином. Нехай задані послідовності випадкових величин $\alpha_n, \theta_n, \beta_n, n \geq 1$, які відповідно репрезентують час між надходженням груп замовлень до системи, розмір груп та час обслуговування замовлення. В момент часу $\sum_{k=1}^n \tau_k$ до системи надходить n -та група замовлень розміру θ_n . β_n є час обслуговування n -го замовлення і дисципліна обслуговування є типу FCFS. Всі випадкові величини, які наведені вище, є незалежними з однаковим розподілом для кожної послідовності і $P\{\tau_i > x\} = e^{-\lambda x}, x \geq 0, \lambda > 0$. Кількість замовлень, які можуть знаходитися в системі, обмежена деяким натуральним числом b . Отже, якщо чергова група вимог розміру θ_n впливає до системи, в якій вже є k замовлень, то лише $\min\{\theta_n - k, 0\}$ з них приєднуються до черги, а решта втрачається. Важливою характеристикою праці таких систем є ймовірність втрати групи замовлень у стаціонарному режимі. Тому вибір параметру b так, щоб ймовірність втрати не перевищувала задану, є типовою проблемою синтезу систем. Якщо ж за обслужене замовлення платять нам, а за втрачене платимо ми, то виникає завдання оптимізації праці такої системи. У доповіді запропоновано алгоритми для розв'язування цих задач, які базуються на формулах для характеристик системи, отриманих в [1]. Дієвість цих алгоритмів продемонстровано на прикладі конкретних систем. Відмічено також переваги запропонованих алгоритмів у порівнянні з відомими з монографії [2].

Література

1. Братійчук А.М. Точні формули для системи обслуговування типу $E^\theta/G/1/N//$ УМЖ –2000.– Т.52, № 8.–С. 1034–1044.
2. Takagi, H. Queueing Analysis.- Elsevier Science Publishers B.V., The Netherlands, v. 2. , 1993.

ПРО НОВИЙ ПІДХІД ДО ОЦІНЮВАННЯ ЗА НЕПОВНИМИ ДАНИМИ УЗАГАЛЬНЕНИХ РОЗВ'ЯЗКІВ ЛІНІЙНИХ ЕЛІПТИЧНИХ РІВНЯНЬ

Подлипенко Ю.К. Горбатенко М.Ю. (Киевский
национальный университет)
yougip@mail.ru

Більшість результатів в галузі мінімаксного оцінювання була одержана з використанням традиційної постановки відповідних варіаційних крайових задач, доведення існування і єдиності розв'язків яких істотно спирається на відому лему Лакса–Мільграма.

Такий підхід дозволяє, наприклад, в стаціонарних задачах теплопровідності оцінювати невідомий розподіл температури за її спостереженнями. Однак не менший, а часто навіть більший інтерес являє собою також задача оцінювання теплового потоку. Відмітимо, що відомі на цей час методи оцінювання не дозволяють розв'язувати подібні задачі.

Нами запропоновано новий метод, який дає змогу оцінювати поряд з розподілом температури і тепловий потік. Його застосування дозволяє також спростити роботу з обтяжливими неоднорідними умовами Діріхле в крайових задачах, через розв'язки яких визначаються мінімаксні оцінки, оскільки в цих задачах граничні умови Діріхле стають природними.

Розроблений метод спирається на змішані варіаційні постановки, започатковані в роботах І. Бабушки і Ф. Бреції.

Названі задачі оцінювання мають важливе прикладне значення в багатьох галузях, тому їх теоретичний аналіз є актуальним.

Встановлена еквівалентність задачі мінімаксного оцінювання деякій задачі умовної оптимізації.

Доведені нові твердження про загальний вигляд мінімаксних середньоквадратичних оцінок функціоналів від розв'язків крайових задач і отримані представлення для похибок оцінювання.

О ПРОБЛЕМЕ ОЦЕНИВАНИЯ ПО НЕПОЛНЫМ ДАННЫМ РЕШЕНИЯ КРАЕВОЙ ЗАДАЧИ ДЛЯ БИГАРМОНИЧЕСКОГО УРАВНЕНИЯ С КРАЕВЫМ УСЛОВИЕМ ТИПА НЕЙМАНА

Подлипенко Ю., Перцов А. (Киевский национальный
университет)
yougip@mail.ru

Пусть состояние $\varphi(x)$ системы определяется как обобщенное решение задачи

$$\Delta^2 \varphi(x) = f(x) \quad \text{в } D, \quad (1)$$

$$M\varphi = h_1, \quad N\varphi = h_2 \quad \text{на } \Gamma, \quad (2)$$

где

$$M\varphi = \sigma \Delta \varphi + (1 - \sigma) \frac{\partial^2 \varphi}{\partial \nu^2},$$

$$N\varphi = -\frac{\partial}{\partial \nu}(\Delta \varphi) + (1 - \sigma) \frac{\partial}{\partial s} \left[\frac{\partial^2 \varphi}{\partial x_1^2} \nu_1 \nu_2 - \frac{\partial^2 \varphi}{\partial x_1 \partial x_2} (\nu_1^2 - \nu_2^2) - \frac{\partial^2 \varphi}{\partial x_2^2} \nu_1 \nu_2 \right],$$

где $0 \leq \sigma < 1$, ν – единичная нормаль к Γ , внешняя по отношению к области D , ν_i – i -я координата единичной нормали ν , $\frac{\partial}{\partial s} = -\frac{\partial}{\partial x_1} \nu_2 + \frac{\partial}{\partial x_2} \nu_1$ – производная по направлению касательной к кривой Γ , а неизвестные правые части f , h_1 и h_2 , входящие в уравнение и граничные условия, подчинены квадратичным ограничениям и соответствующему условию совместности, являющемуся необходимым и достаточным условием разрешимости краевой задачи (1), (2) (в этом случае существует бесконечное множество решений, определенных с точностью до решений соответствующей однородной краевой задачи).

При этих предположениях по зашумленным наблюдениям решений и при специальных ограничениях на шумы в наблюдениях, найдены представления для минимаксных оценок функционалов от наблюдаемых решений краевой задачи (1), (2), а также представления для погрешностей минимаксного оценивания.

ОБ ОЦЕНИВАНИИ ПОЛЕЙ, ОПИСЫВАЕМЫХ ВНЕШНЕЙ ЗАДАЧЕЙ НЕЙМАНА ДЛЯ УРАВНЕНИЯ ГЕЛЬМГОЛЬЦА, ПО РЕЗУЛЬТАТАМ НАБЛЮДЕНИЙ

Ю. Подлипенко, В. Пришляк (Киевский национальный
университет)
youriip@mail.ru

По зашумленным наблюдениям неизвестного решения $\varphi \in H^1(\Omega_R \setminus \bar{\Omega})$ краевой задачи

$$-(\Delta + k^2)\varphi = f \text{ в } \Omega_R \setminus \bar{\Omega}, \quad (1)$$

$$\frac{\partial \varphi}{\partial \nu} = g \text{ на } \Gamma, \quad \frac{\partial \varphi}{\partial \nu} = M_k^{(1)}\varphi \text{ на } \Gamma_R, \quad (2)$$

моделирующей дифракцию акустических волн на препятствии Ω с абсолютно жесткой границей $\Gamma = \partial\Omega$, оцениваются значения линейного функционала $l(\varphi)$ от этого решения. Здесь f и g — неизвестные функции, подчиненные квадратичным ограничениям, причем f финитна и интегрируемая с квадратом в области $\mathbb{R}^2 \setminus \bar{\Omega}$, а $g \in L^2(\Gamma)$, $M_k^{(1)} : H^{1/2}(\Gamma_R) \rightarrow H^{-1/2}(\Gamma_R)$ линейный непрерывный оператор, преобразующий данные Дирихле в данные Неймана и определенный по формуле

$$(M_k^{(1)}\varphi)(R, \theta) := \frac{k}{2\pi} \sum_{n \in \mathbb{Z}} \frac{H_n^{(1)'}(kR)}{H_n^{(1)}(kR)} \int_0^{2\pi} \varphi(R, \alpha) e^{in(\theta - \alpha)} d\alpha, \quad (3)$$

$\Gamma_R = \partial\Omega_R$ и Ω_R — достаточно большой диск, содержащий $\bar{\Omega}$ и носитель функции f , а через $H^1(\Omega_R \setminus \bar{\Omega})$ и $H^s(\Gamma_R)$ ($s = -1/2, 1/2$) обозначены стандартные соболевские пространства.

Предложены конструктивные методы нахождения минимаксных оценок, сводящиеся к решению некоторых интегродифференциальных уравнений с так называемыми точными нелокальными граничными условиями на искусственной границе Γ_R .

ГАРАНТИРОВАННОЕ ОЦЕНИВАНИЕ РЕШЕНИЙ ДВУХТОЧЕЧНЫХ ЛИНЕЙНЫХ КРАЕВЫХ ЗАДАЧ

Ю.К. Подлипенко, А.В. Рябикова (Киевский национальный
университет)
yourip@mail.ru

А. Ковалюк (ASA Institute of Computer Technology, NY)

По зашумленным наблюдениям решения φ краевой задачи

$$L(t) = f(t), \quad (1)$$

$$B_i(\varphi) = \alpha_i, \quad i = \overline{1, n} \quad (2)$$

оценивается значения линейного функционала $l(\varphi)$ от этого решения. Вводится понятие минимаксной оценки значения функционала $l(\varphi)$ и получены теоремы об общем виде этих оценок. Здесь

$$L\varphi(t) = p_0(t)\varphi^{(n)}(t) + p_1(t)\varphi^{(n-1)}(t) + \dots + p_n(t)\varphi(t),$$

$$B_i(\varphi) = \sum_{j=0}^{n-1} (\alpha_{ij}\varphi^{(j)}(a) + \beta_{ij}\varphi^{(j)}(b)), \quad i = \overline{1, n},$$

– заданная система n линейно-независимых форм от $2n$ переменных $\varphi(a), \dots, \varphi^{(n-1)}(a), \varphi(b), \dots, \varphi^{(n-1)}(b), p_i(t), i = \overline{0, n}$ достаточно гладкие на отрезке $[a, b]$ функции и $\text{rank } [B_i(y_j)]_{i,j=1}^n = n$, где через $y_1(t), \dots, y_n(t)$ обозначено фундаментальную систему решений однородного уравнения (1). Известно, что тогда задача (1)–(2) имеет единственное решение при любых f и $\alpha_i, i = \overline{1, n}$. Предполагается, что неизвестные правые части $f(t)$ и $\alpha = (\alpha_1, \dots, \alpha_n)^T$, входящие в уравнение (1) и в граничное условие (2) являются соответственно интегрируемыми с квадратом по Лебегу на интервале (a, b) функцией и вектором из $\mathbb{C}^n$ и, что этой информацией относительно правых частей $\alpha_{ij}, j = \overline{1, m}, m \leq n, 1 \leq i_1 < i_2 < \dots < i_m \leq n$, полностью отсутствует, а функция f и числа $\alpha_k, k \in \{1, 2, \dots, n\} \setminus \{i_1, i_2, \dots, i_m\}$ подчинены квадратичным ограничениям.

При этих предположениях получены также представления для погрешности минимаксного оценивания наблюдаемого решения.