

*Taras Shevchenko National University of Kyiv
(Faculty of Cybernetics)
International Institute for Applied Systems Analysis
(Austria)
Glushkov Institute of Cybernetics of NAS of Ukraine
Mukachevo State University
Lviv State University of Life Safety
System Analysis Committee of Presidium National
Academy of Sciences of Ukraine
Academy of Sciences "Vyshcha Shkola" of Ukraine
International University of Economics and Humanities
named after Stepan Demianchuk*

***XXIII International Conference
PROBLEMS OF DECISION MAKING
UNDER UNCERTAINTIES
(PDMU-2014)
May 12-16, 2014***

ABSTRACTS

Mukachevo, Ukraine

**Київ
2014**

Надруковано за рішенням Вченої Ради факультету
кібернетики Київського національного університету імені
Тараса Шевченка (протокол № 8 від 14 квітня 2014р.)

INTERNATIONAL PROGRAM COMMITTEE

A.Nakonechny (Ukraine) - Chairman

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

NATIONAL ORGANIZING COMMITTEE

A.Anisimov – Chairman

V.Kobal – Vice-Chairman

Ya.Chabanuk – Vice-Chairman

**M.Bartish, I.Beyko, V.Donchenko, V.Kabazi,
O.Iksanov, P.Knopov, E.Lebedev, V.Marcenyuk,
N.Pankratova, V.Romanenko, N.Semenova,
F.Sopranyuk, A.Vlasyuk, V.Zaslavsky,
F.Garashchenko, Ya.Yeleiko**

LOCAL ORGANIZING COMMITTEE

P.Zinko – Chairman

M.Pagirya – Vice-Chairman

**O.Lukovych, B.Homyak, E.Kapustyan, A.Kinash,
O.Kinash, V.Kukurba T.Korobko, M.Loseva,
O.Malanchyk, O.Pitovka, T.Zinko, O.Pavluchenko**

ФАКУЛЬТЕТУ КІБЕРНЕТИКИ – 45 РОКІВ



Факультет кібернетики відкритий у Київському університеті у травні 1969 (наказ міністра МВССО УРСР № 258 від 6 травня 1969; наказ ректора Київського університету № 104 від 19 червня 1969). У 60-х роках ХХ століття Київ став центром з розробки та випуску обчислювальної техніки,

що створювалась в Інституті кібернетики НАН України і випускалася серійно на збудованому заводі обчислювальних та керуючих машин, спеціальних конструкторських бюро. Почала різко зростати потреба в спеціалістах – розробниках програмного забезпечення, фахівцях з чисельних методів оптимізації, баз даних, інформаційних систем та їхнього застосування. Системний підхід до організації та розвитку комп'ютерної інфраструктури актуалізував необхідність підготовки кадрів. Саме тому у Київському університеті було відкрито факультет кібернетики – перший факультет відповідного профілю в колишньому СРСР, який увібрав у себе спеціальності комп'ютерного профілю механіко-математичного, економічного та філологічного факультетів.

Нині факультет складається з 9 кафедр: обчислювальної математики, моделювання складних систем, дослідження операцій, теоретичної кібернетики, теорії та технології програмування, математичної інформатики, системного аналізу і теорії прийняття рішень, прикладної статистики, інформаційних систем, де працює 102 викладача (19 професорів та докторів наук, 59 доцентів та кандидатів наук). Науково-дослідна частина факультету має науково-дослідні лабораторії: обчислювальних методів в механіці суцільних середовищ, моделювання та оптимізації, високопродуктивних систем обробки інформації, ймовірнісно-статистичних методів та науково-дослідних сектори: теоретичної кібернетики, проблем програмування, проблем системного аналізу, де працюють 78 науковців (6 докторів наук, 31 кандидат наук). На

факультеті навчається близько 1000 студентів та понад 90 аспірантів та докторантів.

Факультет готує фахівців за напрямками прикладна математика, інформатика, системний аналіз та програмна інженерія. Підготовка спеціалістів на факультеті відповідає міжнародним стандартам і ґрунтується на фундаментальній підготовці з математики та інформатики, а також на сучасній технічній базі. Свідченням цього є щорічні успішні виступи студентів на міжнародних олімпіадах з програмування та чисельні міжнародні гранти в галузі комп'ютерних наук. Випускники факультету успішно працюють в Україні та за її межами у державних та комерційних структурах, банках, науково-дослідних інститутах, обчислювальних центрах та у вищих навчальних закладах. Детальніше про науку, умови навчання та про багато іншого можна дізнатися на сайті факультету кібернетики: www.cyb.univ.kiev.ua

За роки свого існування на факультеті було підготовлено близько 6 тисяч фахівців у галузі кібернетики, близько 400 кандидатів та 60 докторів наук.

Основні науково-технічні досягнення факультету кібернетики:

У галузі математики: створена загальна математична теорія та методи чисельного розв'язування задач не опуклої оптимізації лінійних систем та конструктивна теорія мінімаксного оцінювання та прогнозування в умовах невизначеності; розроблені моделі та алгоритми аналізу й оптимізації ризику в складних системах; розроблені методи дослідження багатокритеріальних ігор; побудована теорія асимптотичного аналізу стохастичних моделей; побудована теорія асиметричних розбиттів; розв'язана проблема Комфорта-Міла про абсолютно розкладні групи.

У галузі інформатики: розвинуті методи шифрування інформації з використанням теорії циклічних решіток; отримані фундаментальні математичні результати з загальної теорії взаємодії агентів і середовищ; створені моделі та методи для планування й пошуку стратегій керування логічним виводом в інтелектуальних системах; досліджені програмні алгебри композиційного типу та неklasичні програмні логіки, орієнтовані на завдання семантики сучасних мов програмування; розвинута технологія програмування ПАРКС; розроблена теорія динамічних коаліційних систем захисту інформації з ключами загального доступу; розроблений семантико-синтаксичний аналізатор текстів природних мов.

CONTENT¹ ЗМІСТ

Aliyev R. Second-order asymptotic expansion for the ruin probability of the sparra andersen reinsurance surplus process with semiexponential claims.....	16
Bakhrushin A.V., Bakhrushin V.E. Using of multi-criteria decision making methods for the selection of students at universities	18
Bakhrushin V.E. Using of multi-criteria decision making methods for the universities assessment	19
Bodnar T., Parolya N., Schmid W. On the equivalence of quadratic optimization problems commonly used in portfolio theory	20
Donchenko V.S. Mathematical modelling: vectors and matrixes as an object representative	21
Frank, J., Zhuk, S. Mobius integrators for control problems	22
Iksanov A. Weak convergence of random processes with immigration	22
Kapustian O.A. Investigation of solution dynamics of parabolic optimal control problem	24
Kharchenko I.I., Udovenko A.A. Investigation of beam dynamics and parameters optimization using non-differentiated optimization methods	25
Kindyballiuk A.A., Prytula M.M. Finite dimensional reduction of Broer-Kaup-Kupersmidt nonlinear dynamical system on two dimensional invariant submanifold	26
Kolyada Yu.E., Zinchenko S.G., Kirilenko A.V. Representation of complex systems in the space of hypothetical factors	27
Kozhukhivska O.A., Bidyuk P.I., Gasanov A.S. Short-term forecasts with application of Kalman filter.....	29
Lutskiv A., Komarnitsky M., Zagorodna N. Design of cryptographic key based on person on-line signature.....	30

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

Lyubchyk L.M., Grinberg G.L. Nonlinear expert preference function concordance identification for multiple criteria decision making	32
Muzychuk A. Gender prediction model with R	33
Pashko A.A. Simulations of standard brownian motion in L_2	34
Platsydem M., Kinash O. Growth of analytic in the disk characteristic functions	35
Podlipenko Y., Shestopalov Y., Kovalyuk A. Guaranteed estimation of solutions to systems of linear ordinary differential equations with uncertain data from noisy point observations	36
Rozora I.V., Lukovich O.V., Stovba V. The estimation of large deviation probability for sub-Gaussian random processes with weighting function	37
Semenov V.V., Lebedev E.O. On convergence of Galton-Watson processes with immigration in uniform topology	39
Skarga-Bandurova I. Belief structure and its application to critical infrastructure management	41
Slabospitsky A. S. About recurrent representation for least squares estimate with least deviation norm from ‘attraction’ points for objects under non-classical assumptions	42
Stefanyshyna-Gavryliuk Y.D., Stefanyshyn D.V. An approach to predicting of system states according to monitoring data	43
Turbal Yu., Bomba A. Travelling wave solutions for the Kortevæg-De vries type equations	44
Vergunov V. The class of errors in code searchable by the static analysis	45
Vergunova I.M. The fuzzy description for logical functional units.....	46
Yagub G., Yildirim Aksoy N., Karta M. On an optimal control problem with Lions functional for nonlinear Schrodinger equation	47
Yeleyko Ya., Dmytriv S. Definition of the risk using fuzzy set theory	48
Yeshchenko A. Genetic algorithms for the problem of smallest domination set with weight	49

Аджубей Л.Т. Про досвід використання нейронних мереж для прогнозування нечітких фінансових даних	50
Атаманчук Ю.М. Напрямки удосконалення теоретичної підготовки магістрів з управління навчальними закладами.....	51
Базилевич І. Б., Якимишин Х. М. Теорема для гіллястого процесу з міграцією та неперервним часом	52
Базилевич І. Б., Сипко Г.Г. Теорема про ймовірність першого попадання в 0 процесу з незалежними приростами	54
Бартіш В.Я., Огородник Н.П. Трикрокові квазіньютонівські методи мінімізації функцій.....	55
Бартіш М.Я., Венгурський П.С., Сеньо П.С. Застосування інтервальних ітераційних методів для знаходження розв'язків систем нелінійних рівнянь задачі про кінематичну хвилю	56
Бартіш М.Я., Ковальчук О.В. Метод з пам'яттю для розв'язування задачі про найменші квадрати.....	58
Бейко І.В. До побудови оптимальних керувань на ускладнених допустимих множинах	59
Бейко І.В., Зінько П.М. Чисельне прогнозування траєкторій керованих процесів з підвищеною точністю	60
Бейко І.В., Поліщук А., Полторацький М.В., Шаповал М. Методи оптимізації керувань систем з використанням обчислювальних експериментів.....	62
Бейко І.В., Щирба О.В. Оптимізація складних керованих систем із використанням методів внутрішньої точки	63
Бідюк П.І. Коршевніук Л.О., Гасанов А.С. Терзян Т.К. Адаптивне прогнозування процесів ціноутворення на біржі.....	64
Біла Г.Д. Про один підхід доведення конзистентності оцінки майже періодичного сигналу при наявності випадкового шуму	65
Бодянський Є.В., Винокурова О.А., Мулеса П.П., Плісс І.П. Алгоритм навчання діагностуючої нейро-фазисистеми в задачах біомедичних досліджень.....	66

Болдырева В.О. Задача Б.В.Бондарева о максимизации вероятности неразорения	67
Бондарчук Ю.В. Варіант таксономії СППР	68
Брила А.Ю., Гренджа В.І. Досяжність оптимальних розв'язків лексикографічної задачі про максимальний потік з альтернативними залежними критеріями	69
Верес М.М. Гарантовані оцінки в просторі лінійних неперервних операторів	70
Власюк А.П., Багнюк О.М. Ідентифікація невідомих параметрів джерела забруднень в двовимірній нестационарній задачі масопереносу при фільтрації в криволінійній чотирикутній області	72
Власюк А.П., Жуковський В.В. Математичне моделювання вертикальної міграції радіонуклідів в ненасиченому біпористому середовищі при наявності фільтрів-вловлювачів	75
Власюк А.П., Цветкова Т.П. Математичне моделювання масоперенесення солей при нестационарній фільтрації та вологоперенесенні в насичено-ненасичених ґрунтах у нелінійному випадку	77
Власюк А.П., Дроздовський Т.А. Математичне моделювання зміни напружено-деформованого стану областей ґрунту з рухомою внутрішньою межею в осесиметричній постановці комбінованим методом чисельних конформних відображень та радіальних базисних функцій	79
Власюк А.П., Федорчук Н.А. Математичне моделювання напружено-деформованого стану ґрунтового масиву з врахуванням тепло-масоперенесення при наявності вільної поверхні та сил зв'язності	81
Габуза Т.В., Сопронюк Ф.О. Принцип максимуму для систем з післядією та зміною вимірності фазового простору	83
Гарашенко Ф.Г., Скурідіна Н.С. Моделювання динаміки пучка за допомогою матричних диференціальних рівнянь	84
Гаркуша Н.І. Дослідження динаміки однієї різницевої моделі екології	85

Глебена М.І., Цегелик Г.Г. Апарат некласичних мажорант і діаграм Ньютона функцій багатьох дійсних змінних та його використання для побудови чисельних методів оптимізації негладких функцій.....	86
Горун П.П., Чабанюк Я.М. Асимптотика генератора стрибкової оптимізації в марковському середовищі в схемі дифузійної апроксимації.....	87
Гребенник И.В., Чёрная О.С. Циклические свойства смежных перестановок различных элементов	89
Грищенко О.Ю. До питання про чисельне моделювання процесів нелінійної оптики	90
Двірничук К.В., Стоян В.А. Про результати математичного моделювання динаміки товстого пружного шару	91
Джалладова І.А. Аналіз та оцінки структурних коливань у демографічних процесах.....	92
Дидманидзе И.Ш., Кахиани Г.А., Фомина Т.А. Математическая модель задачи прогнозирования мирового фондового рынка с помощью нейронных сетей	94
Дидманидзе И.Ш., Дидманидзе Д.З., Худжажзе Н.О. Тренажеры и учебный процесс.....	95
Доленко Г.О., Чайка Д.О. Багатокритеріальна модель вибору заходів в регіональних програмах модернізації комунальної теплоенергетики	97
Донченко В.С., Зінько Т.П. Абстрактний варіант перетворення гока для розпізнавання символів	99
Донченко В.С., Назарага І.М., Тарасова О.В. Матричний метод найменших квадратів як альтернативний підхід до прогнозування показників різної природи	100
Доценко С.И., Тменова Н.Ф. Анализ аукционов разных видов	101
Слейко Я.І., Кушнір І.Б. Стохастична модель оцінки страхових полісів у медичному страхуванні	102
Ємець О.О., Барболіна Т.М. Про постановки задач з імовірнісною невизначеністю	103

Ємець О.О., Ємець Є.М., Ємець Ол-ра О. Нечіткі лінійні системи нерівностей: сильна розв’язність та сильна допустимість	104
Жерновий Ю. В., Жерновий К. Ю. Система $M^{\theta}/G/1/m$ з розподілом часу обслуговування, залежним від довжини черги	105
Заславський В.А., Сідляренко А.І. Проблеми консолідації різнотипних даних на стадіях життєвого циклу інформаційно-аналітичної системи моніторингу стану мережі автомобільних доріг	106
Звізло М.Р. Системний аналіз процесів ризику. Відновлювані та узагальнені потоки	107
Иваненко В.И., Пасичниченко И.А. Принцип гарантированного результата в задачах принятия решений в условиях массовых испытаний	109
Івохін Є.В., Присяженко О.Є. Про один підхід до побудови моделі динамічної оцінки поведінки клієнта.....	110
Ілашук М.С., Сопронюк Є.Ф. Диференціювання за параметрами в системах зі змінною вимірністю фазового простору	111
Какойченко А.І. Застосування ринково-нейтральних стратегій на російському фондовому ринку.....	112
Карнаух Т.О., Касьянюк В.С. Застосування метрично-можливісного підходу до задач інтерпретації даних вимірювань	113
Касьянюк В.С. Интерпретация данных от наблюдения линейчатых спектров с амплитудами, случайно изменяющимися во времени.....	114
Кінаш А.В., Чабанюк Я.М., Хімка У.Т. Асимптотична дисипативність дифузійного процесу.....	115
Кобзар А.Ю. Пошук кутового зміщення камери.....	116
Косареви́ч К. В. “Виправлена” рівновага за Нешом у грі з випадковими стратегіями для класу квадратичних функцій витрат	117
Коцу́р М.П. Поведінка нестационарного процесу термоелектричного охолодження.....	118

Криковлюк О.О. Застосування острівної моделі генетичного алгоритму при реалізації схем розпаралелювання процесів направленого пошуку на кластерних архітектурах.....	120
Кудін В.І., Оноцький В.В., Григор'єва Ю.А. Про аналіз рівноважних станів матричної гри у змішаних стратегіях методом базисних матриць	121
Кукурба В.Р., Чабанюк Я.М., Семенюк С.А. Процедура стохастичної оптимізації для процесу тестування з напівмарковськими переключеннями	122
Кулян В.Р., Юнькова О.О., Рутицька В.В. Алгоритм оптимальної диверсифікації портфеля акцій	123
Лебедєва Т.Т., Семенова Н.В., Сергієнко Т.І. Властивості збурених упорядковуючих конусів у багатокритеріальній задачі оптимізації.....	124
Луз М.М., Моклячук М.П. Екстраполяція випадкових процесів зі стаціонарними приростами	125
Лупенко С.А., Луцик Н.С. Компаративний аналіз математичних моделей циклічних сигналів серця	126
Макушенко І.А., Усар І.Я., Протопоп Ю.О., Корягіна О.В. Про змінну інтенсивність вхідного потоку в системі з чергою та повторними викликами	127
Маланчук О.М., Чабанюк Я.М., Кінаш О.М. Модель Лотка-Вольтерра з марковськими переключеннями	128
Малик І.В. Імпульсні систем из напівмарковськими збуреннями у схемі усереднення	129
Марценюк В.П., Андрушак І.Є. Метод послідовного покриття для побудови правил в клінічній експертній системі	130
Марценюк В.П., Багрій-Заяць О.А. Визначення форми патологічного процесу в системі підтримки прийняття рішень ...	131
Матвієнко В.Т. Синтез багатомірних модальних регуляторів	132
Мащенко С.О., Аль-Саммараи Мохаммед Саад Ібрахим Транспортная задача с нечеткими множествами пунктов отправления и потребления	133

Меньшиков Ю.Л. Побудова адекватного математичного описання як розв'язання спеціальної оберненої задачі	134
Морозевич Ю., Руснак М. Ідентифікація книги по контексту при наявності шумів	136
Наконечний О.Г., Демиденко С.В. Гарантові оцінки середнього значення нестационарних випадкових процесів.....	137
Наконечний О.Г., Зінько П.М. Оптимальні середньоквадратичні прогнози оцінки в моделях інформаційного протистояння	139
Наконечний О.Г., Савкова В.П., Пампуха І.В. Розробка математичної моделі оцінювання організації і проведення НВП ВНЗ	141
Наконечний О.Г., Філіпенков А.О. Оцінювання розв'язків лінійних алгебраїчних рівнянь з випадковими матрицями спостережень в умовах невизначеності.....	142
Нікітін А.В., Семенюк С.А., Хімка У.Т. Одна задача керування з марковськими переключеннями	143
Омельянчик Д.А. Навчання на базі правил для агентно-орієнтованої моделі	144
Павленко А.І. Застосування генетичного алгоритму прогнозування до задачі управління запасами	145
Поляков В.Л. Об оценках предельных фильтрационных деформаций несвязных грунтов в условиях неопределенности внешних факторов	146
Поляков М.В., Ханін І. Г., Шевченко Г.Я. Оценка информативности нечетких параметров в классификационной обработке данных	147
Поляков М.В., Ханін І.Г., Борматенко Н.В. Системно-семиотический подход к созданию гибкой информационной поддержки принятия решений	148
Пономарьов В.Д., Лебедєв Є.О. Про системи з повторними викликами сталої інтенсивності.....	149
Потапенко Л.І. Математична модель динамічних процесів в морських водоймах.....	150

Прищепа О.В. Порогове керування системою з обмеженнями на число спроб почати обслуговування	151
Романенко В.Д., Мілявський Ю.Л. Метод стабілізації нестійких імпульсних процесів когнітивних моделей за допомогою регуляторів стану	153
Романчук К.Г, Стефанишин Д.В. Особливості імовірнісної ідентифікації модельних сценаріїв аварій на гідровузлах	154
Савчук Б.В., Ясинський В.К. Достатні умови асимптотичної стійкості стохастичної моделі деяких задач епідеміології, навчання, біомедицини	155
Сверстюк А.С. Оптимальне керування стадією відпалу полімеразно-ланцюгової реакції	156
Семенов В.В. О гибридных схемах расщепления для систем операторных включений	157
Семенов В.В. Вплив інфляційних очікувань ризиків та нерівності на платоспроможний попит	158
Семенов В.В., Нагірна А.М., Куліш Є.В. Вибір програмного забезпечення на основі багатокритеріальних моделей на нечітко заданій комбінаторній множині	159
Семенова Н.В., Ломага М.М. Лексикографічний симплекс-метод для розв'язання квадратичних задач лексикографічної оптимізації	160
Сенаторов О.С. Оценка скорости сходимости стохастического интеграла к некоторому семейству стандартных винеровских процессов	161
Сеньо П.С. Метрика простору лінійних інтервальних обмежників	162
Сирмамійх І.В., Сирмамійх В.В. Оцінка однорідності статистичних сукупностей при дослідженні технологічних процесів	163
Сіренко І.П., Стеля І.О. Особливості структури довідників бази даних «Літотопис природи»	164
Скачко И.О. Прогнозирование доходности финансовых инструментов с использованием многослойной нейронной сети	165

Скачко Д. Новые методы и программные средства распределенных систем для навигации внутри помещений	168
Славко Б.В. Про оптимальне регулювання руху на перехресті	169
Соломянюк І. Г., Кудін Г.І. Оптимізація полосної класифікації цифрової інформації	170
Сопронюк О., Юрчак У. Оптимальне оцінювання допусків на параметри у динамічних системах зі зміною вимірності фазового простору	171
Стеля О.Б. Монотонна схема для рівняння конвекції-дифузії ...	172
Столяренко Н.В. Интеллектуальные процедуры для организации функции диспетчирования в гибком производстве	173
Стоян В.А., Кулигіна А.А. Про комп'ютерно-аналітичне моделювання динаміки однієї неповно спостережуваної просторово розподіленої системи	174
Тимашов О.О. Гібридні системи інтелектуального напівнатурного моделювання	175
Тимофієва Н.К., Гриценко В.І. Невизначеність та самоналагоджувальні алгоритми в комбінаторній оптимізації	177
Чабак Л.М. Нова регуляризація екстраградієнтного методу Корпелевич	178
Черній Д.І. Комп'ютерне моделювання як технологія прогнозування	179
Чечельницький О.А., Демченко І.Ю., Кучеренко О.В. Модель мережі Джексона з послідовно паралельною структурою.	180
Шарапов М.М. Оптимізаційні алгоритми пошуку відповідностей між елементами скінчених множин	182
Шаташвили А.Д., Дидманидзе И.Ш., Тхилаишвили Р.Д. О представлении информации в четырёхбуквенном алфавите при перестановочной схеме записи и сжатия	183
Шахно С.М., Ярмола Г.П. Комбінований метод Ньютона-Курчатова для розв'язування нелінійних рівнянь	184

Шахно С.М. Локальна поведінка однокрокових методів для розв'язування нелінійних рівнянь з негладким оператором за узагальнених умов Ліпшиця.....	185
Швець О.Ф., Сопронюк О.Л. Аналіз чутливості параметричних систем зі змінною вимірністю фазового простору на основі інтегрування матричних диференціальних рівнянь	186
Швець О.І., Чабанюк Я.М., Будз І.С. Функція Ляпунова дифузійної процедури стохастичної апроксимації.....	187
Шкільняк О.С. Системи логічного виведення логік часткових предикатів із реномінаціями з невизначеним значенням змінних	189
Шкільняк С.С., Волковицький Д.Б. Реномінативні логіки часткових квазіарних предикатів з рівністю	190
Шпак П.Р., Єлейко Я.І. Напівнеперервні обривні керомані марківські процеси	191
Шушарін Ю.В. Оптимізація множин початкових значень в задачах стійкості в середньому для різницевих рівнянь з марковськими коефіцієнтами	192
Щербатий М.В. Оптимізація параметрів моделі для процесів одновимірною гетеродифузною масопереносу.....	193
Ясинський В.К. Достатні умови асимптотичної стійкості стохастичної моделі керуючого регулюючого об'єкту за звуком	194
Моренець В. І. Багатокритеріальна задача з нечіткою ціллю.....	195
Павлюченко О. Г. Застосування теорії ігор в задачах оптимального оцінювання при неповних даних	196

SECOND-ORDER ASYMPTOTIC EXPANSION FOR THE RUIN PROBABILITY OF THE SPARRA ANDERSEN REINSURANCE SURPLUS PROCESS WITH SEMIEXPONENTIAL CLAIMS

Rovshan Aliyev

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

1. Introduction

Consider the surplus process that is

$$R_t = u + ct - \sum_{i=1}^{N_t} \eta_i, \quad t \geq 0, \quad (1.1)$$

where R_t , is the surplus of the insurer at time t , $u = R_0 > 0$ the initial surplus of insurance company, $c > 0$ the constant rate per unit time at which the premiums are received, $\eta_1, \eta_2, \dots$ are independent and identically distributed (i.i.d.) positive random variables representing individual claim amounts. Counting process $N_t = \max \{k : \xi_1 + \dots + \xi_k \leq t\}$ denotes the number of claims up to time t , where the claim inter-arrival times or times between claims $\xi_i, i \geq 1$ are assumed i.i.d. positive random variables. Suppose that, also $c > m_1/\mu_1$, so that ruin is not certain to occur, where $m_1 = E\eta_1$ and $\mu_1 = E\xi_1$. To provide this condition suggested that $c = (1 + \rho)m_1/\mu_1$, where $\rho > 0$ - safety loading coefficient.

The ultimate ruin probability $\psi(u)$, which is the main global characteristic of the renewal risk model, is given by $\psi(u) = P\{\inf_{t \geq 0} R_t < 0 \mid R_0 = u\}$.

Based on result of study [3] in paper [1] the second-order asymptotic expansion for ruin probability is investigated, when claim size distribution belong to semiexponential class.

In contrary to the above papers in this work the Sparra Andersen surplus process with reinsurance, when claims sizes has a distribution from semiexponential class distributions is considered.

It is known that insurance companies also insure their risks to another company. This type of insurance is called reinsurance. Basically there are two types of reinsurance contracts: proportional reinsurance and excess of loss reinsurance. These types of reinsurance are described by a function $h(x)$ that describes the amount paid by the insurance

company in the event of a claim value x and $0 \leq h(x) \leq x$ (see, for example, [5]). For the proportional reinsurance $h(x) = \beta x$, $0 < \beta \leq 1$, and for the excess loss reinsurance $h(x) = \min\{x, M\}$, where parameter M is called the limit of retention. Suppose that the insurer effects reinsurance and that the amount paid by the insurer when the i -th claim η_i , occurs is $h(\eta_i)$, where $0 \leq h(\eta_i) \leq \eta_i$. We will assume throughout that reinsurance premiums are calculated with a loading factor ρ_h , where $\rho_h \geq \rho$. Assuming that reinsurance premium are paid continuously, the insurer's surplus at time t , denoted R_t^* ,

$$R_t^* = u + c^*t - \sum_{i=1}^{N_t} h(\eta_i), \quad t \geq 0, \quad (1.2)$$

where

$$c^* = c - c_h = (1 + \rho) \frac{m_1}{\mu_1} - (1 + \rho_h) E(\eta_1 - h(\eta_1)) \frac{1}{\mu_1}. \quad (1.3)$$

We are interested in the ultimate ruin probability the insurance company reinsurance $\psi_h(u) = P\{\inf_{t \geq 0} R_t^* < 0 \mid R_0^* = u\}$.

2. Main result

Consider the following class of functions [3]:

Definition 2.1. Distribution function F belongs to the class Se of semiexponential distributions, if $\bar{F}(x) = e^{-Q(x)}$, where $Q(x) = x^\alpha L(x)$, $0 \leq \alpha \leq 1$ and $L(x)$ a slowly varying function at infinity and $L(x) \rightarrow 0$, as $x \rightarrow \infty$, if $\alpha = 1$. Furthermore,

- 1) $Q(x + \Delta) - Q(x) \sim \frac{\alpha Q(x) \Delta}{x}$ as $x \rightarrow \infty$, $\frac{Q(x) \Delta}{x} > \varepsilon$ for every $\varepsilon > 0$;
- 2) $Q(x + \Delta) - Q(x) = o(1)$ as $x \rightarrow \infty$, $\frac{Q(x) \Delta}{x} \rightarrow 0$.

Definition 2.2. Distribution function F belongs to the class Se_* of strong semiexponential distributions, if F is semiexponential with parameters $0 < \alpha < 1$.

Theorem 2.1. Let the initial sequences $\{\xi_i\}, i \geq 1$ and $\{\eta_i\}, i \geq 1$ are independent. Moreover, $F_{\eta_1} \in Se_*$, $m_2 = E\eta_1^2 < \infty$ and $\mu_2 = E\xi_1^2 < \infty$. Then as $u \rightarrow \infty$

$$\psi_h(u) = \frac{1}{e_1} \int_u^\infty \bar{F}_{h(\eta_1)}(t) dt + a_h \bar{F}_{h(\eta_1)}(u) + o(\bar{F}_{h(\eta_1)}(u)),$$

where $a_h = \frac{e_2}{2e_1^2} + \frac{b_h}{e_1} - \frac{c^* \mu_1}{e_1}$, c^* defined in (1.3), $e_k = E\left(c^* \xi_1 - h(\eta_1)\right)^k$,

$$k=1,2, \quad b_h = E\left(\sup_{n \geq 0} \sum_{k=1}^n (h(\eta_k) - c^* \xi_k)\right) = \sum_{n=1}^{\infty} \frac{1}{n} \int_0^\infty t dF_{h(\eta_1) - c^* \xi_1}^{*n}(t).$$

References

1. Aleškevičienė A., Leipus R., Šiaulys J. Second-order asymptotics of ruin probabilities for semiexponential claims // Lithuanian Mathematical Journal. – 2009. – № 4. – pp. 364–371.
2. Asmussen S. Ruin Probabilities. World Scientific. –2000. – 620 p.
3. Baltrunas A. Second-order asymptotics for the ruin probability in the case of very large claims. // Sib. Math. J. –1999.–№40. –pp. 1034–1043.
4. Borovkov, A.A. On subexponential distributions and asymptotics of the distribution of the maximum of sequential sums // Sib. Math. J. – 2002, – №43. – pp.995–1022.
5. Dickson D. Insurance Risk and Ruin, Cambridge University Press, 2005, 229 p.

USING OF MULTI-CRITERIA DECISION MAKING METHODS FOR THE SELECTION OF STUDENTS AT UNIVERSITIES

Bakhrushin A.V., Bakhrushin V.E.

Classic Private University, Zaporizhia

Vladimir.Bakhrushin@gmail.com

Selection of applicants at universities can be considered as a problem of multi-criteria decision making under uncertainty. Today main indicators of selection in Ukraine are the results of external independent evaluation (EIE), as well as the average score of the school leaving certificate. In this case, the main sources of uncertainty are: unknown statistical error of EIE results; the difference between the model of "good applicant" embodied in EIE tests, and the model of "good student" of particular university; the lack of information about the absolute level of applicant knowledge; the lack of information about the purposes of applicants and their learning abilities. In this regard, the actual problem is the development of methods of applicant selection taking into account the specific features of universities and specialties.

From this viewpoint it is promising to use the known methods of multi-criteria decision-making, particularly methods of decision-making

under uncertainty. We have considered the possibility of using the methods of indices aggregating, the main criterion, maximin and maximax assessment of applicants for solving this problem and have developed appropriate software in the language R. Simple summation of the EIE certificates points, as well as the proposed in the project of law on higher education calculation of competitive score as a weighted sum of EIE points actually suppose the summation of various quantiles of different distributions. The result of such operation is not meaningful.

It is shown that other methods may be optimal in different situations. Particularly the method of the main criterion is expedient to use when university training program is largely based on the knowledge of the school program in one of the tested at EIE disciplines (for example, university programs in mathematics and philology). Maximin assessment is advisable to apply in situations where all EIE disciplines are important for the success of further training, and the choice of the profile certificate is conditional (international economics, law). Maximax assessment allows selecting applicants with the formed interests who have achieved some success in corresponding areas when the university program is not strongly based on the knowledge of tested at EIE disciplines (philosophy).

USING OF MULTI-CRITERIA DECISION MAKING METHODS FOR THE UNIVERSITIES ASSESSMENT

Bakhrushin V.E.

Classic Private University, Zaporizhia

Vladimir.Bakhrushin@gmail.com

Modern university assessment systems must satisfy a number of requirements. In particular they should enable achieving different assessment purposes, reflecting the preferences of the different groups of interests, taking into account the diversity of universities in terms of their missions, objectives and role in society etc. These requirements can be fulfilled by using multilevel multidimensional assessments of universities. Today three level university assessment systems are mostly used. On the lower level of assessment large number of indices that objectively reflect different aspects of university activity is collected. At the second level these indices are grouped to calculate aggregate indicators for various directions of activity. And at the third level aggregation of indicators is performed to obtain overall assessment.

Aggregation procedures usually are based on the methods of multi-criteria decision making.

Depending on the purposes of assessment and system of preferences various indices, indicators and aggregation formulas can be used. Their selection can significantly affect the assessment results. For example, in the top ten Forbes rankings of American colleges and universities there are four institutions of higher education, that are not represented at all in ARWU, QS and THE rankings of the leading universities in the world. The reason is that the Forbes ranking does not assess the scientific results of faculty members and alumni. Instead it uses various indices of graduates success and results of faculty assessment by students.

When building the university assessment systems, it is important to observe a number of formal requirements that ensure the adequacy of the model and the optimal resolution of the estimation procedure. From this standpoint one of the problems is to ensure independence of the used indicators. Analysis of the known world and regional university rankings shows that this condition is not always fulfilled. Another problem is to provide optimal distribution of assessments within the whole allowable range of the measuring scale.

ON THE EQUIVALENCE OF QUADRATIC OPTIMIZATION PROBLEMS COMMONLY USED IN PORTFOLIO THEORY

¹Bodnar T., ²Parolya N., ³Schmid W.

¹Department of Mathematics, Humboldt-University of Berlin

²School of Economics and Management, Leibniz University of
Hannover

³Department of Statistics, European University Viadrina
bodnar@math.hu-berlin.de

In the paper, we consider three quadratic optimization problems which are frequently applied in portfolio theory, i.e, the Markowitz mean-variance problem as well as the problems based on the mean-variance utility function and the quadratic utility. Conditions are derived under which the solutions of these three optimization procedures coincide and are lying on the efficient frontier, the set of mean-variance optimal portfolios. It is shown that the solutions of the Markowitz optimization problem and the quadratic utility problem are not always mean-variance efficient.

The conditions for the mean-variance efficiency of the solutions depend on the unknown parameters of the asset returns. We deal with the problem of parameter uncertainty in detail and derive the probabilities that the estimated solutions of the Markowitz problem and the quadratic utility problem are mean-variance efficient. Because these probabilities deviate from one the above mentioned quadratic optimization problems are not stochastically equivalent. The obtained results are illustrated by an empirical study.

References

1. Bodnar, T., Parolya N., Schmid W. On the equivalence of quadratic optimization problems commonly used in portfolio theory. - European Journal of Operational Research 229, 2013 - pp. 637-644.
2. Yu B.W.T., Pang W.K., Troutt M.D. and Hou S.H.. Objective comparisons of the optimal portfolios corresponding to different utility functions. - European Journal of Operational Research 199, 2009 – pp. 604-610.

MATHEMATICAL MODELLING: VECTORS AND MATRIXES AS AN OBJECT REPRESENTATIVE

Donchenko V.S.

Taras Shevchenko National University of Kyiv

voldon@unicyb.kiev.ua

The objects of investigation in Mathematics after Georg Cantor are the mathematical structures: the sets plus “ties”, “links”, “relations”, - between its elements. Thus, the use of mathematics for describing by mathematics means real object – math modeling – needs the real object to be represented as structure: collection of a constituents, connected among themselves. This certainly extends to complex systems. Thus, a complex system is an object with the constituents interconnected in a complex way. And one more: comment about the principal feature that distinguishes the fundamental mathematics of applied mathematics. Such fundamental feature is necessarily the presence in applied mathematics possibility of establishing correspondences between "elements" and "relations" in objects and "components" and "relations" in mathematics. This conformity is called the interpretation.

So, the question of critical importance in math modeling is which math objects represents “parts” and which - “ties” ones. The “parts” are considered to be “representatives” of the object under modelling. These “representatives” should be chosen in such a way that variety of math structuring means were sufficient to convey the object structure.

Standard interpretations are used in math modelling: value – number, time evolution of the value – function, speed of the evolution – derivation, frequency – probability and so on. Naturally, the use of one or another interpretation is possible only under certain, model, assumptions are fulfilled. The examples of such of model assumptions are: the possibility of “limiting transition” in dynamics, the “stability frequency law” in theory of probabilities and so on.

It is common place to choose “representatives” to be constructed as finite ordered collection of characteristics (corteges): quantitative (numerical) or qualitative (non numerical). Such corteges are numerical as a rule, i.e. are vectors from Euclidian space R^n . Such choice is determined as by the variety of the ties: linear operations (addition and scalar multiplying), scalar product and correspond norm, as well as by advanced techniques of operating with the objects in such spaces.

It is noteworthy to say, that space $R^{m \times n}$ of all matrixes of a fixed dimension $m \times n$ may represent alternative example of Euclidean space. But it is used much less frequently for “environment space” for the “representatives”. This situation is determined by much more less perfectness in technique developed for the matrix in comparison with the vectors such as classical matrix methods and classical linear algebra methods. SVD-technique and methods of Generalized Pseudo Inverse or inverse according by Moore – Penrose among them (M-P-inverse) (see, for, example [1,2], also [3]).

The development of M-P-inverse technique for the Euclidean space $R^{m \times n}$ of matrixes is represented in the report, including SVD-representation for linear operator on “matrix corteges” with the following designing of orthogonal projectors, “grouping” operators and so on, as well as application of the technique developed for solving classification problem for matrix representatives (see, also [4]). “Matrix corteges” technique makes it possible to use for the matrixes as: object representatives” just the same results as for vectors in solving grouping information problem.

It is worthy to note, that vector and matrix corteges, mentioned above, are fundamental constituents of “matrix cortege algebra” to be designed. This “cortege algebra” to be created is just the same one that matrix algebra is in the case of Euclidean space of real valued vectors.

References

1. Albert A.E. Regression and the Moore-Penrose pseudoinverse.- Academic Press.- 1972 .- 180 p.

2. Adi Ben-Israel ,Thomas N.E. Greville Generalized Inverses .Theory and Applications-Second Edition.-Springer-Verlag New York, Inc.-2003.-420p.
3. Кириченко Н.Ф. Аналитическое представление возмущений псевдо-обратных матриц.// Кибернетика и системный анализ. – 1997. – № 2. – С. 98-107.
4. Евклидовы В.Д. Пространства числовых векторов и матриц: конструктивные методы описания базовых структур и их использование.// International Journal “Information technologies & Knowledge”.- 2011.- Vol. 5.- Number 3.-P.203-216.

MOBIUS INTEGRATORS FOR CONTROL PROBLEMS

¹ Frank, J., ² Zhuk, S.

¹Utrecht university, The Netherlands

²IBM Research - Ireland

j.e.frank@uu.nl, sergiy.zhuk@ie.ibm.com

The paper presents symplectic Mobius integrators for Riccati equations arising in linear quadratic optimal control problems. All proposed methods preserve symmetry, positivity and quadratic invariants for the Riccati equations, and non-stationary Lyapunov functions. In addition, an efficient and numerically stable discretization procedure based on reinitialization for the associated linear Hamiltonian system is proposed. An efficacy of the proposed methodology is illustrated by applying an implicit midpoint version of the Mobius integrator to a Riccati equation associated with Galerkin projection of a linear hyperbolic equation.

References

- 1 Frank, J. And Zhuk, S. Symplectic Mobius integrators for LQ optimal control problems, CDC14 (submitted)

WEAK CONVERGENCE OF RANDOM PROCESSES WITH IMMIGRATION

Alexander Iksanov

National T.Shevchenko University of Kyiv

iksan@univ.kiev.ua

I shall talk about random processes with immigration at the epochs of a renewal process. This class of random processes which alternatively may be called renewal shot-noise processes with random response functions includes perpetuities, branching processes with immigration, the number of busy servers in the GI/G/ ∞ queue and many others.

I shall discuss two situations in which the processes, properly rescaled, converge weakly without normalization and centering. In the first case, there is the weak convergence in the Skorokhod space endowed with the J_1 -topology, the limits being stationary processes with immigration. In the second case, there is the weak convergence of the finite-dimensional distributions only, the limits being conditionally Gaussian processes which take values in the Skorokhod space with probability less than one.

References

- 1 Iksanov A. Limit theorems for renewal shot noise processes with eventually decreasing response functions / A. Iksanov, A. Marynych, M. Meiners// Stoch. Proc. Appl.-2014. -V. 124. -P. 2132-2170.
- 2 Iksanov A. Limit theorems for random processes with immigration at the epochs of a renewal process I/ A. Iksanov, A. Marynych, M. Meiners - 2014. Preprint available at <http://arxiv.org/abs/1311.6923>

INVESTIGATION OF SOLUTION DYNAMICS OF PARABOLIC OPTIMAL CONTROL PROBLEM

Kapustian O.A.

Taras Shevchenko National University of Kyiv

olena.kap@gmail.com

It is well known that the optimal control problems for evolutionary systems are non-autonomous. They can be described by dynamical processes terms [1, 2]. As usual we consider the dynamics of such objects pullback attractor terms [3, 4]. The existence of pullback attractor was proved for extremal problem on the solutions of 3D Navier-Stokes system in [5].

In this paper we investigate the solution dynamics of optimal control problem for nonlinear parabolic equation and quadratic cost functional. It is shown that under certain conditions on the admissible controls set the optimal solutions generate dynamic process which has uniformly bounded pullback attractor in the phase space.

References

1. Hale J.K. Asymptotic behavior of dissipative systems. – AMS, Providence, 1988. - 224p.
2. Zgurovsky M.Z., Mel'nik V.S. Nonlinear analysis and control of physical processes. - Springer, Berlin, 2004. - 304p.

3. Haraux A. Attractors of asymptotically compact processes and applications to nonlinear PDE // Partial Differential Equations. - 1988. Volume 13. - PP. 1383 – 1414.
4. Karaballo T., Langa J.A., Mel'nik V.S., Valero J. Pullback attractors of nonautonomous and stochastic multivalued dynamical systems // Set-Valued Analysis. - 2003. - № 11. – PP.153-201.
5. Kapustyan O.V., Kasyanov P.O., Valero J. Pullback attractors for a class of extremal solutions of the 3D Navier-Stokes system // Journal of Math. Analysis and Applications. – 2011. – 373. – PP. 535 – 547.
6. Kapustyan O.V., Kapustian O.A., Sukretna A.V. Approximate bounded synthesis for distributed systems. - LAP LAMBERT Academic Publishing, Saarbrücken, Germany, 2013. – 223 p. (electronic version ISBN 978-3-659-32021-7).

INVESTIGATION OF BEAM DYNAMICS AND PARAMETERS OPTIMIZATION USING NON-DIFFERENTIATED OPTIMIZATION METHODS

Kharchenko I.I., Udovenko A.A.

Taras Shevchenko National University of Kyiv

ihar@unicyb.kiev.ua

Engineering of charged particles' accelerators is well designed on the basis of physical principles of acceleration and focusing. But now the following tasks are urgent: phase volume of beam maximization on input and minimization of ion beam parameters spread on output.

Work studies mathematical models of longitudinal and radial motion of charged particles in linear accelerators, use and modification of non-differentiated optimization methods to solve tasks with minimax quality criteria, to create software, to perform optimization procedures and to carry out computing experiment by means of visualization.

To solve tasks of accelerator structure parameters' optimization undifferentiated methods were adapted and used, namely: the Nelder–Mead method (simplex method), Hooke-Jeeves method and their integration.

To study effectiveness of such optimization methods, special software was developed giving possibility to visualize dynamics of charged particles in linear accelerator and to perform optimization procedures.

On the basic of program created, linear accelerator's structure optimization was performed. It referred to length of spacing and drift tubes. Nelder–Mead method was proved more high-performance compared to Hooke-Jeeves method, while optimization procedure

performed on the basis of Hooke-Jeeves algorithm depends significantly on choice of preliminary approach, but its use gives possibility to get higher accuracy. Comparison of results obtained by Nelder–Mead method also revealed that optimization procedure of Hooke-Jeeves gives better results while optimizing model's longitudinal motion parameters. To optimize radial motion parameters of charged particles Nelder–Mead method was found more effective.

FINITE DIMENSIONAL REDUCTION OF BROER-KAUP-KUPERSHMIDT NONLINEAR DYNAMICAL SYSTEM ON TWO DIMENSIONAL INVARIANT SUBMANIFOLD

Kindyballiuk A.A., Prytula M.M.

Ivan Franko National University of Lviv

mykola.prytula@gmail.com

Let us consider finite dimensional reduction [1] of Broer-Kaup-Kupershmidt dynamical system [2]

$$\begin{cases} u_t = 1/2 v_x - 2uu_x \\ v_t = 1/2 u_{xxx} - 2(uv)_x \end{cases} \quad (1)$$

on invariant submanifold

$$M^2 = \left\{ (u, v) \in M \subset C_l^\infty(R^1, R^2) : \text{grad } L_2[u, v] = 0 \right\} \quad (2)$$

of critical points [1] of the following Lagrange functional

$$L_2[u, v] := \int_{x_0}^{x_0+l} \left[c_1 u + c_2 v + c_\eta uv + c_g \left(u^2 v - 1/4 v^2 + 1/4 u_x^2 \right) \right] dx,$$

where c_1, c_2, c_η, c_g are arbitrary real coefficients. Canonical variables of invariant submanifold (2) are $p := 1/2 c_g u_x$, $q := u$.

Theorem. *The Broer-Kaup-Kupershmidt dynamical system (1) reduced on the invariant two dimensional submanifold (2) is exactly equivalent to the set of two commuting canonical flows that are completely Liouville-Arnold integrable by quadratures systems.*

References

1. Гентош О.Є. Диференціально-геометричні та Лі-алгебраїчні основи дослідження інтегровних нелінійних динамічних систем на функціональних многовидах /О.Є. Гентош, М.М. Притула, А.К. Прикарпатський // – Львів: Видавничий центр ЛНУ ім. І.Франка, 2006. – 408 с.

2. *Tao Chen* The generalized Broer-Kaup-Kupershmidt System and its Hamiltonian Extension / *Tao Chen, Li-Li Zhu, Lei Zhang* // Applied Mathematical Sciences, Vol. 5 (76), 2011, p 3767-3780.

REPRESENTATION OF COMPLEX SYSTEMS IN THE SPACE OF HYPOTHETICAL FACTORS

¹Kolyada Yu.E., ²Zinchenko S. G., ¹Kirilenko A.V.

¹Mariupol State University, Ukraine,

²State Enterprise «Mariupol Sea Commercial Port», Ukraine
yukol@ukr.net

Making decisions related to the analysis of complex systems consisting of n subsystems, each of which is characterized by a set of m quantitative traits. For their analysis used different multivariate statistical techniques such as multiple, variance, regression and discriminate analysis, etc. Notable among these methods holds factor analysis [1,2]. Mathematical essence of it is the transition from n -dimensional space to a space of lower dimension - k , what sets it apart from the above-mentioned methods. This allows in analyzing the system carry out data compression and without significant loss of its volume to go from n variables to k hypothetical values - factors. In this case $n \ll k$. Obtained factors should substantively interpret and possibly just explain the totality of the studied variables, which is a fairly common problem of factor analysis.

In this paper we propose not be limited to the analysis of the totality of variables, and proceeding to the analysis of system elements by placing them in the space obtained hypothetical factors. The factors space have determined by the totality of variables that characterized by the elements of the system. I.e. there is an inverse problem.

It is assumed that the factors are standardized and are not correlated, but it is based on a linear model.

Initial data are matrix of variables $Y = (y_{i,j})$, where $i = 1, 2, \dots, m$ refers to the variables, and $j = 1, 2, \dots, n$ - to subsystems.

The transition to the standardized variable Z allows obtaining an important relationship, which is the primary model of factor analysis:

$$Z = AP \tag{1}$$

$A = (a_{il})$ is an unknown matrix of order $m \times r$. It is called the factorial mapping, and its elements-factor loadings. I.e. A is a matrix of regression coefficients in the factor variables. $P = (p_{lj})$ - unknown matrix order $r \times n$ of all factors values for all subsystems, or factor values. Equation (1) without additional restrictions has infinitely many solutions. These limits for all methods of factor analysis reduce to the following. Separate observed values are linear combinations of the hypothetical, unobservable, or latent variables, called factors, which can not be detected during the observation.

To determine the unknown matrices A and P is applied fundamental theorem of factor analysis.

$$R = AA' \quad (2)$$

It asserts those correlation matrixes R can be reproduced by means of factor mapping, assuming a correlation between factors are absent.

Here - A' is the transposed matrix. Thus, the relations (1) and (2) allow to find the unknown matrix A and P and reveal the correlation matrix through the by information compression.

By way of example the large transport company used as studied system, consisting of 15 subsystems - its structural subdivisions which is characterized by a set of 11 quantitative traits - variables. The objective was in determining the effectiveness of this transport company. Moreover, balance of the work of units measured different indicators. Analysis was limited to two hypothetical factors that were used by a known procedure. Procedure was used factors rotation. In this case the factor values were determined for each element of the system (structural unit). For the null hypothesis assumed that the obtained factors determine the main directions of the system development. The magnitude and sign of the projection system elements on factorial axis can make a decision about the operating efficiency of this or that unit. Reliability of the hypothesis is confirmed a comprehensive test of the effectiveness of these divisions of the company.

References

1. Anderson T. W. An introduction to multivariate statistical analysis. New-York.- 1958.
2. Überla K. Faktoreuanalyze. Eine systematische Einführung für Psychologen, Mediziner, Wirtschafts-und Sozialwissenschaftler. Springer-Verlag Berlin, Heidelberg, New-York.- 1977.

SHORT-TERM FORECASTS WITH APPLICATION OF KALMAN FILTER

Kozhukhivska O.A., Bidyuk P.I., Gasanov A.S.

National Technical University of Ukraine «Kyiv Polytechnic Institute»
pbidyuke@gmail.com

There exist numerous short- and middle-term forecasting techniques with acceptable properties but the problem of forecasts improvement is on agenda due to existence of endless variety of processes to be studied. One of the possibilities for further developments is in constructing of adaptive modeling and forecasting systems that would provide multiple possibilities for adaptation. In general there exist the following possibilities for mathematical model adaptation: (1) adaptation of model structure (model order, number of independent variables, time lag, adjusting a type of nonlinearity, adjusting to the distribution type, and to restrictions on variables); (2) adaptation of model values to new data. It is known that application of Kalman filter (KF) in the frames of adaptive modeling and forecasting systems (AMFS) turned out to be useful from the following points of view: (1) KF provides a possibility for taking explicitly into consideration covariances of random external disturbance for the process under study as well as measurement noise; (2) optimal filtering algorithms allow to hire a rather wide spectrum of (linear and nonlinear) models in the form of differential and difference equations after their transformation into state space form; (3) in the process of its execution optimal filter automatically generates one-step ahead prediction that could be used further on for decision making; (4) multi-step ahead prediction is also possible; (5) KF allows to estimate (and predict) non-measurable (hidden) variables using measurements of other (related) variables; (6) adaptive forms of KF allow for model parameter adaptation including the covariance mentioned. KF usually provides a noticeable improvement of short-term forecasts quality if constructed correctly. Usually the mean absolute percentage error of forecasting (MAPE) decreases at least by 0.5-1.5%. This fact was proved with multiple computational experiments and multiple forms of the optimal filtering algorithms. While experimenting with various algorithms it was established that adaptation to non-stationary noise covariance is performed better (from the computational point of view) if performed separately from the main optimal filtering algorithm, i.e. when covariance estimation is performed with unique separate procedure.

Even if we did not use the KF as a direct predictor (as a data smoother only) the results were always positive with respect to final result, i.e. quality of final forecasts. The future efforts regarding improvement of short- and middle-term forecasting will be directed towards constructing of new forecasts combination schemes using appropriately optimized weights for correctly selected techniques in the frames of decision support system. It is also important to hire ideologically different techniques for combination of the forecasts. For example, regressive techniques will be supplemented with probabilistic approaches.

DESIGN OF CRYPTOGRAPHIC KEY BASED ON PERSON ON-LINE SIGNATURE

A. Lutskevych, M. Komarnitsky, N. Zagorodna

Ternopil Ivan Pul'uj National Technical University

Landriy@gmail.com

Due to increasing number of mobile devices with sensor data input actuality of on-line signature authentication is increasing now. Investigation and development of on-line signature authentication systems are also carried out currently. Software prototypes developed by authors use their own format of authentication user data and their own authentication mechanism. But issue of integration on-line authentication subsystem into information system with traditional user authentication could arise often recently (password with hash-like format and traditional authentication mechanism).

Main problem of biometry authentication system especially dynamic biometry authentication is based on phenomena of biometric password: it is representative characteristic of a person but can little vary from one authentication to another. Biometric password is not deterministic.

Fuzzy logic [1], cyclic redundancy codes [2], general methodology on-line signature processing as stochastic process and signal processing [3] are the mathematical apparatus used in this investigation.

To solve problems of presented research, we can use the methodology applied to fingerprint authentication – fuzzy vault [4]. Fuzzy vault is a cryptographic construction, which used to store secret information and can be locked and unlocked by some fuzzy key – biometric password. Fuzzy key is an unordered set of points. But this scheme has one disadvantage – input data must have fixed size. For same purpose we can use fuzzy commitment [5], which allows to use

one biometric password x to lock fuzzy vault and another x' to unlock it. Biometric password x is “close” to x' under some suitable metric, such as Hamming distance. Fuzzy commitment is based on usage of error-correcting codes (BCH, Reed-Solomon, CRC16 [6]).

There are a lot of implementations of fuzzy vault and fuzzy commitment as software libraries which can be used for already developed system: Handwritten Signature SDK and PinSketch. Handwritten Signature SDK is open source software written on JAVA based on algorithms DTW and ER2 [7]. PinSketch is based on [1] and has been written on C++ using NTL in two implementations. It provides an efficient way to find differences between two sets without necessity of sets communication and with minimum information leakage. First one includes, in particular, sublinear-time syndrome encoding and decoding of BCH codes, second implementation includes Welch-Berlekamp decoding for Reed-Solomon codes, which could be useful for other purposes.

Thus main advantage of fuzzy vault usage is the ability to tolerate a (limited) number of errors in the password while retaining security is crucial if we are to obtain greater security than it should be provided by typical user-chosen short passwords. Also we need to remember that higher levels of security could be achieved by longer human-generated biometric passwords, such as on-line signature, keyboard handwriting, voice pronouns pass-phrases or another biometry data.

Solving the problems of on-line signature authentication system development we also face with problem of terminology: different authors use different terms to define same objects. This happened because we work in different subject areas: biometry, cryptology and mathematics. So terms definition is one of the supplementary problems.

References

1. Y. Dodis, R. Ostrovsky, L. Reyzin, A. Smith. Fuzzy extractors: How to generate strong keys from biometrics and other noisy data Advances in Cryptology—EUROCRYPT 2004, volume 3027 of Lecture Notes in Computer Science, 2004.
2. P. Koopman, T. Chakravarty. Cyclic Redundancy Code (CRC) Polynomial Selection For Embedded Networks. The International Conference on Dependable Systems and Networks, DSN-2004.
3. Луцків А.М. Математичне моделювання і обробка динамічно введеного підпису для задачі аутентифікації особи у інформаційних системах: Дис. ...кандидата техн.наук: 01.05.02; - Захищена 03.06.2008; Затв. 03.12.2008. - Тернопіль, 2008. - 276с.

4. A. Juels, M. Sudan. A fuzzy vault scheme. *Designs, Codes and Cryptography*, 38(2):237–257, 2006.
5. A. Juels and M. Wattenberg, A fuzzy commitment scheme, In *Proceedings of the 6th ACM Conference on Computer and Communication Security*, November 1999, 28-36.
6. M. Freire-Santos, J. Fierrez-Aguilar and J. Ortega-Garcia "Cryptographic key generation using handwritten signature", *Proc. SPIE*, vol. 6202, pp.62020N-1 -62020N-7 2006.
7. Handwritten Signature SDK [Electronic resource] Access mode: URL: <http://sourceforge.net/p/signaturesdk/wiki/Home/>

NONLINEAR EXPERT PREFERENCE FUNCTION CONCORDANCE IDENTIFICATION FOR MULTIPLE CRITERIA DECISION MAKING

Lyubchik L.M., Grinberg G.L.

National Technical University “Kharkiv Polytechnic Institute”

lyubchik.leonid@gmail.com

One of the most important problems of decision making theory is multiple criteria comparative assessments and ordering of objects or alternative decisions based on expert judgments [1]. The well-known and widely practiced approach to such a problem is the reduction of a set of partial performance criteria to the generalized one, known as an integral indicator, which may be considered as an aggregate performance index of objects (alternatives) over for all criteria and should be constructed on the basis of expert preferences.

The problem of expert nonlinear preference function reconstruction is considered using measured performance indexes (“object – feature” data) as well as expert estimations of both feature weights and partial object’s integral indicators. Therefore the preference function reconstruction may be considered as specific identification problem, which is solved by means of machine learning approach. The usage of support vector machine approach combined with kernel-based method provides a significant reduction in the number of estimated parameters of integral indicator model and allows possibility of nonlinear preference function reconstruction [2].

The proposed generalization of expert estimates concordance idea [3] for the case of nonlinear preference function guaranties on optimal concordance of measurement and expert data, whereas machine learning approach ensure the possibility of more accurate approximation of expert preference function with complex structure.

References

1. J. Figueira, S. Greco, M. Ehrgott, Multiple Criteria Decision Analysis: State of the Art Surveys, Springer, 2005.
2. Lyubchik L.M., Grinberg G.L. Preference Function Reconstruction for Multiple Criteria Decision Making Based on Machine Learning Approach // Proc. of 2-nd World Conference on Soft Computing, Baku, December 3-5, 2012, Pp. 82 - 85.
3. V. Strijov, P. Letmathe. Integral indicators based on data and rank-scale expert estimations // Intellectual Information Processing. Conference Proceedings, Cyprus, October, 2010, Pp. 107-110.

GENDER PREDICTION MODEL WITH R

Muzychuk A.

Business Analyst, Malkos

anmuzychuk@gmail.com

A lot of projects relies on publicly available data extracted from social networks such as Facebook, Foursquare, Twitter, etc. To make services more appropriate to the users it is necessary sometimes to know their gender. The most interesting social network from the research perspective is Twitter. Although we can extract tweets based on geolocation or based on hashtags, we have no information about the user personal data such as gender.

To overcome the problem supervised machine learning model was implemented to predict used gender based on user name.

In the paper following aspects are covered: problem formulation, train data gathering, features creation, model and model tuning, test result and ways of possible improvements. All parts of the model are implemented with R [1] using libsvm package [2, 3].

References

1. <http://cran.r-project.org/>
2. <http://cran.r-project.org/web/packages/e1071/vignettes/svmdoc.pdf>
3. <http://cs229.stanford.edu/notes/cs229-notes3.pdf>

SIMULATIONS OF STANDARD BROWNIAN MOTION IN L_2 .

Pashko A.A.

Taras Shevchenko National University of Kyiv

pashkoua@mail.ru

In this paper we studied the accuracy and reliability of the Brownian motion simulation in functional spaces - $L_2([0,1])$.

For Brownian motion (Wiener process) Karhunen-Loeve expansion is well known [1]: $\xi_1(t) = t\eta_0 + \sqrt{2} \sum_{i=1}^{\infty} \frac{\sin(i\pi t)}{i\pi} \eta_i$, $t \in [0,1]$, where $\{\eta_0, \eta_1, \eta_2, \dots\}$ - i.i.d. standard Gaussian random variables. As a model consider $S_1(t, M) = t\eta_0 + \sqrt{2} \sum_{i=1}^M \frac{\sin(i\pi t)}{i\pi} \eta_i$.

Theorem [2-3]. Model $S_1(t, M)$ approximates the process $\xi_1(t)$ accuracy $\delta > 0$ and reliability $1 - \alpha$, $0 < \alpha < 1$ if the inequalities

$$\delta^2 > J1_{M+1}, \quad \exp\left\{\frac{1}{2}\right\} \frac{\delta}{\sqrt{J1_{M+1}}} \exp\left\{-\frac{\delta^2}{2J1_{M+1}}\right\} \leq \alpha;$$

$$\text{or } \delta^2 > J1_{M+1}, \quad \left(\frac{\delta^2 - J1_{M+1}}{J2_{M+1}} + 1\right)^{\frac{1}{2}} \exp\left\{-\frac{\delta^2 - J1_{M+1}}{2J2_{M+1}}\right\} \leq \alpha;$$

$$\text{where } J1_{M+1} = \sum_{i=M+1}^{\infty} \lambda_i^{-2} \text{ and } J2_{M+1} = \left(\sum_{i=M+1}^{\infty} \lambda_i^{-4}\right)^{\frac{1}{2}}.$$

Results of the theorem can be used for estimation of model parameters for given model accuracy and reliability. For simulation of i.i.d. Gaussian random variables use standard methods. For $\delta = 0.1$ and $\alpha = 0.05$ - $M = 95$.

References

1. Gikhman I.I. Introduction to the theory of stochastic processes. / I.I. Gikhman, A.V. Skorokhod. - M.: Nauka, 1977. - 568p.
2. Kozachenko Yu.V. The accuracy of the simulation of random processes in the Orlicz spaces I. / Yu.V. Kozachenko, A.A. Pashko // Probability Theory and Math. Statistics. - 1998.- 58. - P. 75-90.
3. Kozachenko Yu.V. The accuracy of the simulation of random processes in the Orlicz spaces II. / Yu.V. Kozachenko, A.A. Pashko // Probability Theory and Math. Statistics. - 1998. -59. - P. 45-60.

GROWTH OF ANALYTIC IN THE DISK CHARACTERISTIC FUNCTIONS

Platsydem Marta, Kinash Orest
Ivan Franko National University of Lviv
marta0691@rambler.ru

Let F - distribution function. The function $\varphi(z) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{izx} dF(x)$,

defined for real z [1, p. 12] is a characteristic function of this law.

If φ has the analytic continuation on the disk $D_R = \{z : |z| < R\}$, $0 < R \leq +\infty$, then we name φ by analytic in D_R . It is known that φ is analytic in D_R characteristic function if and only if for every $r \in [0, R)$

$$W_F(x) = 1 - F(x) + F(-x) = O(e^{-rx}), x \rightarrow +\infty.$$

Let L be a class of continuous increasing functions α such that $\alpha(x) \equiv \alpha(x_0) > 0$, as $x \leq x_0$ and $\alpha(x)$ increase to $+\infty$ as $x \leq x_0 \rightarrow +\infty$. We say that $\alpha \in L_{si}$ if $\alpha \in L$ and $\alpha(cx) = (1 + o(1))\alpha(x)$ as $x \rightarrow +\infty$ for any $c \in (0, +\infty)$, that is α is slowly increasing function.

Theorem 1. Let function $\alpha \in L_{si}$ such that $\frac{\alpha(\ln x)}{\alpha(x)} \rightarrow 0$ and

$$\alpha\left(\frac{x}{\alpha^{-1}(c\alpha(x))}\right) = (1 + o(1))\alpha(x) \text{ as } x \rightarrow +\infty \text{ for any } c \in (0, 1), \text{ and}$$

φ be an analytic in D_R , $0 < R < \infty$, characteristic function of the probability law F , which satisfies the condition $\overline{\lim}_{r \uparrow R} W_F(x)e^{Rx} = +\infty$.

Let $\rho_\alpha^*[\varphi] = \overline{\lim}_{r \uparrow R} \frac{\alpha(\ln M(r, \varphi))}{\alpha\left(\frac{1}{R-r}\right)}$. Then if $\rho_\alpha^*[\varphi] \geq 1$ then

$$\rho_\alpha^*[\varphi] = \overline{\lim}_{x \rightarrow +\infty} \frac{\alpha(x)}{\alpha\left(\frac{x}{\ln^+(W_F(x)e^{Rx})}\right)},$$

and if $\rho_\alpha^*[\varphi] < 1$, then $\rho_\alpha^*[\varphi] = \overline{\lim}_{x \rightarrow +\infty} \frac{\alpha(\ln(W_F(x)e^{Rx}))}{\alpha(x)}$.

References

1. Linnik Yu.V., Ostrovskii I.V. Decomposition of random variables and vectors. - Moscow: Nayka, 1971. - 479 pp.

GUARANTEED ESTIMATION OF SOLUTIONS TO SYSTEMS OF LINEAR ORDINARY DIFFERENTIAL EQUATIONS WITH UNCERTAIN DATA FROM NOISY POINT OBSERVATIONS

¹Yuri Podlipenko, ²Yury Shestopalov, ³Alex Kovalyuk

¹Kiev National University, youripl@mail.ru

²Gävle University, Gävle, Sweden, youri.shestopalov@kau.se

³ASA Institute of Computer Technology, New York, USA,
akovalena@aol.com

In this study we focus on optimal, in certain sense, estimates of values of linear functionals on solutions to two-point boundary value problems for systems of linear first-order ordinary differential equations with general boundary conditions from indirect noisy point observations of unknown solutions. It is assumed here that right-hand sides of equations and boundary data as well as statistical characteristics of random noises in observations are not known and belong to a certain given sets in corresponding functional spaces. This leads to the necessity of the introduction of minimax statement of estimation problem, when optimal estimates, which are sought in the class of linear with respect to observations estimates, are calculated from the condition of minimum of the maximal mean square error of estimation taken over the above-mentioned sets. It has been established that the minimax estimates are expressed via solutions of some systems of differential equations of the special types.

Similar estimation problems are considered for the case of linear differential equations of order n with general boundary conditions. In all the cases estimation errors are determined.

Note that the above mentioned results cannot be obtained as a direct consequence of the results contained in [1], where observations of integral type were used.

References

1. Nakonechnyi, O., Podlipenko, Y. and Shestopalov, Y., Estimation of Parameters of Boundary Value Problems for Linear Ordinary Differential Equations with Uncertain Data, arXiv:0912.2872v1, 1-72.

THE ESTIMATION OF LARGE DEVIATION PROBABILITY FOR SUB-GAUSSIAN RANDOM PROCESSES WITH WEIGHTING FUNCTION

Rozora I.V., Lukovich O.V., Stovba V.

Taras Shevchenko National University of Kyiv

irozora@bigmir.net

The estimation of the distribution for supremum with respect to weighting function of sub-Gaussian stationary process with discrete spectrum is investigated.

Assume that $X = \{X(t), t \in R^+\}$ a centered stationary stochastic process with discrete spectrum. It means that $EX(t) = 0, t \in R^+$,

$$EX(t)X(t+\tau) = B(\tau) = \sum_{k=0}^{\infty} b_k^2 \cos \lambda_k \tau, \quad t, \tau \in R^+, \quad (1)$$

where $b_k^2 > 0, \sum_{k=0}^{\infty} b_k^2 < \infty$ and $\lambda_k, k \geq 0$, is such increasing sequence

that $0 \leq \lambda_k < \lambda_{k+1}, \lambda_k \rightarrow \infty$.

It's well known fact that stationary stochastic process with discrete spectrum has the following representation

$$X(t) = \sum_{k=0}^{\infty} b_k (\xi_k \cos \lambda_k t + \eta_k \sin \lambda_k t), \quad (2)$$

where $E\xi_k = E\eta_k = E\xi_k \eta_l = 0, E\xi_k \xi_l = E\eta_k \eta_l = \delta_k^l, k, l \geq 0$ and δ_k^l is Kronecker symbol.

The series in (2) is convergent in mean square.

Definition 2. Random variable ξ is called sub-Gaussian, if there exists such constant $a \geq 0$, that for all $\lambda \in R$ the inequality

$$E \exp \{ \lambda \xi \} \leq \exp \left\{ \frac{a^2 \lambda^2}{2} \right\}$$

holds true. The class of all sub-Gaussian random defined on a common probability space (Ω, F, P) variables will be denoted by $Sub(\Omega)$.

Consider the following numerical characteristic of sub-Gaussian random variable ξ :

$$\tau(\xi) = \inf \left\{ a \geq 0 : E \exp \{ \lambda \xi \} \leq \exp \left\{ \frac{a^2 \lambda^2}{2} \right\}, \lambda \in R \right\}. \quad (3)$$

In Kozachenko et al. (2007) the following statements were proved.

Theorem 1. The space $Sub(\Omega)$ is a Banach space with respect to the norm $\tau(\xi)$ from (3).

Definition 3. Stochastic process $X = \{X(t), t \in T\}$ is called sub-Gaussian if for all $t \in T$ a random variable $X(t)$ belongs to the space $Sub(\Omega)$ and $\sup_{t \in T} \tau(X(t)) < \infty$.

Suppose that in (2) $\xi_k, \eta_k \in Sub(\Omega)$ and $\tau(\xi_k) = \tau(\eta_k) = 1$. Then the process X will be sub-Gaussian stationary with discrete spectrum.

Let $q = \{q(t), t \in R^+\}$ be such positive continuous function that $|q(t)| < 1$.

The following theorem was obtained.

Theorem 2. Let $X = \{X(t), t \in R^+\}$ be separable sub-Gaussian stationary stochastic process with discrete spectrum from (2) and

$$\sum_{k=0}^{\infty} b_k^2 \lambda_k^{2\alpha} < \infty, \quad \alpha \in \left(\frac{1}{2}, 1\right].$$

$$\text{If } x > B \text{ then } P \left\{ \sup_{t \in [0, +\infty)} |q(t) X(t)| > x \right\} \leq 2 \exp \left\{ -\frac{(x-B)^2}{4A} \right\},$$

where A and B are some constants.

References

1. Buldygin, V. V. and Kozachenko, Yu. V. Metric Characterization of Random Variables and Random Processes. American Mathematical Society, Providence, RI, 2000.
2. Vasylyk O.I., Kozachenko Yu. V., Yamnenko R.Ye. ϕ -sub-Gaussian random processes. – Kyiv, VPC «Kyivskyy universytet», 1998 – 232p.
3. Kozachewenko Yu.V., Pashko A.O. Rozora I.V. Simulation of stochastic processes and fields – Kyiv, VPC «Zadruga», 2007 – 230p.

ON CONVERGENCE OF GALTON-WATSON PROCESSES WITH IMMIGRATION IN UNIFORM TOPOLOGY

Semenov V.V.¹, Lebedev E.O.²

¹Heriot-Watt University, Edinburgh, United Kingdom,

²Taras Shevchenko National University of Kyiv

semold@meta.ua, leb@unicyb.kiev.ua

At first we define the mathematical model considered in this paper. Let $Z(m), m=0,1,2,\dots$ be the Galton-Watson branching process and $Z = \{Z_i^j(\cdot), i=1,2,\dots; j=0,1,\dots\}$ be independent processes with distributions coinciding with the distribution of $Z(\cdot)$. Let $\xi = Z(1)$ be the number of offsprings in the first generation. In addition we denote by $H = \{\eta_j, j=\overline{1,\infty}\}$ the set of mutually independent random variables which have the distribution coinciding with a distribution of particular random variable $\eta \in \{0,1,\dots\}$. We also consider $\{\theta_j, j=\overline{1,\infty}\}$ – the set of integer-valued nonnegative independent identically distributed random variables. For the corresponding renewal process we introduce the following notations $\tau_j = \theta_1 + \dots + \theta_j$, $\nu(m) = \max\{j : \tau_j \leq m\}$. The branching process with immigration $Y(m), m=0,1,2,\dots$ we define as

follows $Y(m) = \sum_{j=1}^{\nu(m)} \sum_{i=1}^{\eta_j} Z_i^j(m - \tau_j)$. $Y(m)$ is a branching process with

immigration for which a random number of particles-immigrants η_j arrive at the random moment of time τ_j . Suppose that random variables ξ and η depend on n that is $\xi = \xi(n)$, $\eta = \eta(n)$, $a_\xi = E\xi = a_\xi(n)$, $a_\eta = E\eta = a_\eta(n)$, $\beta_\xi = E\xi(\xi-1) = \beta_\xi(n)$. For the branching process $Y(m)$ we consider the following sequence of stochastic processes

$$y_n(t) = (1/n)Y_n([nx], [nt]), x \geq 0, t > 0.$$

Theorem 1 [1]. Let $a_\xi(n) = 1 + \alpha/n + o(1/n)$, $\beta_\xi(n) = \beta_\xi + o(1)$, $a_\eta(n) = a_\eta + o(1)$, $\beta_\xi, a_\eta > 0$ and θ_1 be geometrically distributed with parameter p . In addition let sets $\Xi_n^2 = \{\xi^2(n), n=1,2,\dots\}$ and $H_n = \{\eta(n), n=1,2,\dots\}$ be uniformly integrable. Then

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E \left[\exp(-\lambda y_n(t)) \right] = \exp(-x\theta(t, \lambda)) \left(1 + \frac{1}{2} \beta_\xi \lambda \frac{e^{\alpha t} - 1}{\alpha} \right)^{\frac{-2q \cdot a_\eta}{\beta_\xi}} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} & \lim_{n \rightarrow \infty} E \left[\exp \left\{ -(\lambda_1 y_n(t_1) + \lambda_2 y_n(t_2) + \dots + \lambda_l y_n(t_l)) \right\} \right] = \\ & = \exp \left\{ -x\theta(\Delta t_1, \lambda_1 + \theta(\Delta t_2, \lambda_2 + \dots + \theta(\Delta t_l, \lambda_l))) \right\} \times \\ & \times \left(1 + \frac{1}{2} \beta_\xi \lambda \frac{e^{\alpha \Delta t_j} - 1}{\alpha} \right)^{\frac{-2q \cdot a_\eta}{\beta_\xi}}, \text{ where } \theta(t, \lambda) = \frac{\lambda e^{\alpha t}}{1 + \frac{1}{2} \beta_\xi \lambda \frac{e^{\alpha t} - 1}{\alpha}}, \lambda_i \geq 0, \end{aligned} \quad (2)$$

$i=1,2,\dots,l$. The right sides of expressions (1) and (2) are nothing else but Laplace transformation of finite dimensional distributions of the diffusion process $y_0(t)$, $t > 0$ with a coefficient of transfer $a(x) = \alpha x + qa_\eta$ and a coefficient of diffusion $b(x) = \beta_\xi x$. Thus the basic meaning of the theorem 1 lies in a convergence of the sequence of stochastic processes $y_n(t)$ to the diffusion process $y_0(t)$ in the sense of finite dimensional distributions. Under the same conditions as in the theorem 1 $y_n(t)$ converges to $y_0(t)$ in the uniform topology U . **Theorem 2.** Under the same condition as in the theorem 1 in any finite interval $[0, T]$ the sequence of stochastic processes $y_n(t)$ converges in U topology to the diffusion process $y_0(t)$, $t > 0$ with a coefficient of transfer $a(x) = \alpha x + qa_\eta$ and a coefficient of diffusion $b(x) = \beta_\xi x$.

The proof of the theorems 1 and 2 based on two-sided estimates of iterations of generating functions from [2] which are uniform in the number of iterations and on the criteria of convergence in Skorohod's topology from [3].

References

1. Lebedev E.O., Semenov V.V. A functional limit theorem for branching processes with immigration // Kibernetika i systemny analiz. – 2010. – N 3. – P. 152 - 161.
2. Lebedev E.A. Refinement of a limit theorem for branching processes // Reports of NAS. – 1979. – Ser. A. – N5. – P. 334-338.
3. Billingsley P. Convergence of probability measures. – M.: Nauka, 1977. – 352 p.

BELIEF STRUCTURE AND ITS APPLICATION TO CRITICAL INFRASTRUCTURE MANAGEMENT

Skarga-Bandurova I.

Technological Institute of Volodymyr Dahl East Ukrainian National University

skarga_bandurova@ukr.net

The report presents the formal semantics of decision making based on Dempster-Shafer belief structures [1]. We introduce a method of decision support which allows taking into consideration the subjective expert information that formalized in the form of family of estimations by forming the combination of hypotheses and using the ordered weighted average operators (OWA) [2]. The belief structure is defined in space X consisting of a set of n nonzero subsets $B_j, j = 1, \dots, n$ called focal elements and basic belief assignment m called the main function of destination probability, confidence measure or mass probability, defined as:

$m: 2^X \rightarrow [0,1]$, such that

$$\sum_{j=1}^n m(B_j) = 1, \quad \forall B_j \subseteq X, \quad m(A) = 0, \quad \forall A \neq B_j.$$

The task is formulated in terms of the belief structures and allows evaluate the minimum and maximum objectives (risks and wins) and differing types of aggregation step of the operators. In the context of critical infrastructure management our research shows that the matrix of possible solutions can be represented as a matrix of wins including performance indicators or in the form of a risk matrix which is used instead of the performance indicator index of loss corresponding to specific combinations of decision alternatives and developing possible situations. To ensure variation in the goals we use different types of ordering depending on the type of the specific problem - descending order for tasks whose purpose is to obtain the best results and ascending order for tasks in which the lowest value is the best result. Finally, an illustrative example has been given to modeling decisions to effective risk management in different critical application.

References

1. Skarga-Bandurova I. Modeling decisions with Dempster-Shafer belief structures. EEJET, Vol. 6(4(66)); 2013: 53–58.
2. Merigó, J. M., Gil-Lafuente, A.M. A method for decision making with the OWA operator. Comput. Sci. Inf. Syst., 9; 2012: 357-380.

ABOUT RECURRENT REPRESENTATION FOR LEAST SQUARES ESTIMATE WITH LEAST DEVIATION NORM FROM ‘ATTRACTION’ POINTS FOR OBJECTS UNDER NON-CLASSICAL ASSUMPTIONS

Alexander S. Slabospitsky

Taras Shevchenko National University of Kiev

sl@univ.kiev.ua

The estimation problem of slowly time-varying parameter vector α is investigated in situation when for α its ‘attraction’ point $\alpha_*(N)$ is known at any moment N ($N = 0, 1, 2, \dots$). The least squares estimate with variable forgetting factor $\lambda(i)$ is studied in non-classical case when this estimate may be not unique for model:

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

where $y(k)$, $\xi(k)$ are scalar observation and error model, respectively, vector $x(k)$ is given, $\alpha \in \mathbb{R}^P$, $\lambda(i) \in (0, 1]$, $i \in \mathbb{N}$.

The set of these estimates is defined as

$$\underset{\alpha}{\text{Arg min}} Q(\alpha, N),$$

where

$$Q(\alpha, N) = \sum_{k=1}^N w(k, N) \xi^2(k), \quad w(k, N) = \begin{cases} \prod_{i=k}^{N-1} \lambda(i), & \text{якщо } k = \overline{1, N-1}, \\ 1, & \text{якщо } k = N. \end{cases}$$

The least squares estimate $\hat{\alpha}(N)$ with variable forgetting factor $\lambda(i)$ and least deviation from given ‘attraction’ point $\alpha_*(N)$ at moment N is suggested as unique estimate on above mentioned estimate set:

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

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

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

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

For estimate $\hat{\alpha}(N)$ recurrent representations are proposed, which need no matrix pseudo-inversion. Recurrent procedure for weighted residual sum of squares $q(N) = Q(\hat{\alpha}(N), N)$ is suggested too.

AN APPROACH TO PREDICTING OF SYSTEM STATES ACCORDING TO MONITORING DATA

Yuliya D. Stefanyshyna-Gavryliuk,

Dmytro V. Stefanyshyn

The Institute of Telecommunications and Global Information
Space of the National Academy of Sciences of Ukraine, Kyiv

dvstefanyshyn@yahoo.com,

stefanishina@yahoo.com

The approach to the forecasting of states of the complex system according to monitoring data, based on the construction of situational and inductive models of regression type is proposed. Situational models are being adapted to some specific time intervals of system functioning with uniform background prediction [1], limited monotone or quasi-dynamic time series, and are considered adequate for these intervals [2]. The results of situational simulations form the basis to build inductive models which take into account the peculiarities of the evolution of the parameters of the system over time. Overall predictive model of system states in this formulation of the problem presents a family of inductive models as models of “levels” in the form of regressions or combinations of trends and regression of residual values of trends for model values that are established by means of situational models of past periods. The prediction of the system states is carried out both on the basis of situational models in which behaviour of parameters of the system within a certain interval of time where the situational models are adequate is monitored, and on the basis of inductive models by which the evolution of situational models as phase portraits of states of system is traced and situational models of system states of future periods are reproduced.

References

1. Stefanyshyn D.V. A Method of Forecasting of Indexes of Dynamic System that evolves slowly, based on Time Series Analysis / D.V. Stefanyshyn // ICIM 2013. Proc. of 4th Int. Conf. on Inductive Modelling. Kyiv, Ukraine, September 16-20, 2013. – P.P. 221-224.
2. Stefanyshyn D.V. Prediction of indexes of dynamic system with use of observational data as time series / D.V. Stefanyshyn // Problems of decision making under uncertainties. Abstracts of XXII Int. Conf. September 23-27. Foros-Yalta, Ukraine. – K.: 2013. – P. 31.

TRAVELLING WAVE SOLUTIONS FOR THE KORTEVEG-DE VRIES TYPE EQUATIONS

Yu.Turbal, A.Bomba

Department of Applied Mathematics, National University of Water Management and Natural Resources Use, Rivne, Ukraine

turbaly@gmail.com

There are many models proposed to describe the physical phenomena of separated waves existence and variety of methods has been proposed to construct the exact and approximate solutions to nonlinear equations. It is well known the family of KdV equations which describes the uni-directional propagation of shallow-water waves. In this paper, we propose a new technique of finding the PDE's traveling wave solutions which is based on the T-transformations.

The well-known Korteweg -de Vries equation can be shown in the form: $u_t + 6uu_x + u_{xxx} = 0$. We consider the solution in the form [1] (T-representation):

$$u(x, t) = \gamma(t) \exp(-g(x - \tilde{x}(t)) / \varepsilon), \quad (1)$$

where $\tilde{x}(t)$ is function, which determine the point of maximum wave disturbance, $g(\cdot)$ is sufficiently smooth function, which satisfy conditions: $g(x) \geq 0$, $g(0) = 0$, $g'(0) = 0$. $g''(0) \geq 0$, γ is amplitude parameter, ε is a parameter that determines the location of disturbance.

For the KdV equation we find the function $g(y) = \tilde{g}(|y|)$ where $\tilde{g}(y)$ is solving of Koshi problem:

$$\tilde{g}'(y) = \text{sign}(y) \sqrt{\frac{2\gamma}{(1-a)^3} - \frac{2\gamma}{(1-a)^2} e^{-\tilde{g}} + C_1 e^{2\tilde{g}} + C_2 e^{\tilde{g}}}, \quad \tilde{g}(0) = 0, \quad (2)$$

where C_1, C_2 are constant. We prove that well known KdV solution $u(x, t) = 2\chi^2 ch^{-2} \chi(x - 4\chi^2 t - \phi)$ is a partial case of representation (1).

References

1. Turbal Y. The trajectories of self-reinforcing solitary wave in the gas disc of galaxies// Proceedings of the 3-rd International Conference on Nonlinear Dynamic.– Kharkov.– 2010.– P.112-118.

THE CLASS OF ERRORS IN CODE SEARCHABLE BY THE STATIC ANALYSIS.

Vergunov V.

Institute of Software Systems

victor.verg@hotmail.com

Generally, researchers how works in code static analysis field thinking that nature of errors in the code is a programmer's mistake logic, but really they are considering two classes as one. One of class is the problems with programmer logic and the second common error is by a carelessness. And almost always reject the third class which also connected to the programmer logic, but not based on incorrectly constructed logical model. It is based on the programmer not correctly understanding how work with existing facilities in modern frameworks. Code static analysis is best to cope with the second class of problems. Because it covers most of the anomalies and correctly identifies them as errors and helps fix them. Most of the research works in this area under second class of problems. There are some works on the first class of errors. They are based on the graph representation of the program and following analysis them for attainability. Modern methods for this class of errors finding most of the anomalies, correctly identifies them as errors, and helps to solve them but still far away from ideal.

The third class is not covered by methods yet and still did not considered like class. The main task of static analysis techniques for verification of the program in order to find that all the anomalies, identify them as specific errors and fix them. Methods for second and third class are very close. And if we solve the problem of the third class of errors we will solve the problem of the second and first class too. It was find by studying connections between second class and first class of errors. This problem requires a deep investigation.

References

1. Static Analysis of Software. The Abstract Interpretation. Edited by Jean-Louis Boulanger–Hoboken: John Wiley & Sons, Inc., 2012.–340 p.
2. Janusz Laski, William Stanley. Software Verification and Analysis. – London: Springer-Verlag, 2009 – 224 p.

THE FUZZY DESCRIPTION FOR LOGICAL FUNCTIONAL UNITS

Vergunova I.M.

Taras Shevchenko National University of Kyiv

vergunova@bigmir.net

For the modeling of technological systems by constructing algebraic functional networks need to consider such components as: operator and logical functional units, operator and logical functional structures. When we are constructing logical functional units (standard and constituent) and logical functional structures we must consider the logical conditions with well-known for their characteristics of expenditures and quality of functioning.

In using them is often necessary to know the probability of recognition error-free operation after it runs as error-free (k^{11}) or with an error (k^{10}), and the probability of recognition the work with error after it runs as error-free of (k^{01}) or with an error (k^{00}), where $k^{11} + k^{10} = 1$ and $k^{01} + k^{00} = 1$.

Taking into account the difficulty of obtaining the values of these probabilities we are propose the use of fuzzy subsets and fuzzy inference systems based on the algorithm Mamdani as suitable universal approximators.

This method is considered by the example of the functional structure with the resources that are replenished of the type "work - control", which describes a technique of growing crops. The resulting values make it possible to take into account important parameters such as: the average temperature at night for the last five days, the average temperature during the day for the last five days, the average humidity over the past five days, the level of solar radiation over the past five days, the degree of damage for the selected type of disease or pests etc. In this way we obtain more accurate values of the unknown parameters at carrying out of each control, which is very important for the construction of optimal technology.

ON AN OPTIMAL CONTROL PROBLEM WITH LIONS FUNCTIONAL FOR NONLINEAR SCHRODINGER EQUATION

G. Yagub¹, N. Yildirim Aksoy², M. Karta³

^{1,2}Kafkas University, Turkey

³Agri Ibrahim Cecen Universty, Turkey

¹gabilya@mail.ru , ²nyaksoy55@hotmail.com ,

³melike_karta2010@hotmail.com

We consider the problem of finding the minimum of functional

$$J_\alpha(v) = \|\psi_1 - \psi_2\|_{L_2(\Omega)}^2 + \alpha \|v - \omega\|_{L_2(0,l)}^2$$

on the set of admissible controls

$$V = \left\{ v = v(x) : v \in L_2(0,l), \quad \|v\|_{L_2(0,l)} \leq b_0 \right\}$$

under conditions

$$i \frac{\partial \psi_k}{\partial t} + a_0 \frac{\partial^2 \psi_k}{\partial x^2} + i a_1(x) \frac{\partial \psi_k}{\partial x} - a_2(x) \psi_k + v(x) \psi_k + a_3 |\psi_k|^2 \psi_k = f_k(x,t), \quad k=1,2 \quad (2)$$

$$\psi_k(x,0) = \varphi_k(x), \quad k=1,2, \quad x \in (0,l), \quad (3)$$

$$\psi_1(0,t) = \psi_1(l,t) = 0, \quad t \in (0,T), \quad (4)$$

$$\frac{\partial \psi_2(0,t)}{\partial x} = \frac{\partial \psi_2(l,t)}{\partial x} = 0, \quad \forall t \in (0,T), \quad (5)$$

where $i = \sqrt{-1}$ imaginary unit, $l > 0$, $T > 0$, $b_0 > 0$, $a_0 > 0$, $\alpha > 0$ are given numbers, $0 \leq x \leq l$, $0 \leq t \leq T$, $\Omega_t = (0,l) \times (0,t)$, $\Omega = \Omega_T$, $\psi_k = \psi_k(x,t)$ for $k=1,2$ are wave functions, a_3 is a given real number, $a_1(x)$ and $a_2(x)$ are measurable bounded real-valued functions that satisfy the conditions

$$|a_1(x)| \leq \mu_1, \quad \left| \frac{da_1(x)}{dx} \right| \leq \mu_2, \quad \overset{o}{\forall} x \in (0,l), \quad a_1(0) = a_1(l) = 0, \quad \mu_1, \mu_2 = const. > 0, \quad (6)$$

$$0 < \mu_3 \leq a_2(x) \leq \mu_4, \quad \overset{o}{\forall} x \in (0,l), \quad \mu_3, \mu_4 = const. > 0, \quad (7)$$

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

$$\varphi_1 \in \overset{0}{W}_2^2(0,l), \quad \varphi_2 \in W_2^2(0,l), \quad \frac{d\varphi_2(0)}{dx} = \frac{d\varphi_2(l)}{dx} = 0 \quad (8)$$

$$f_k \in W_2^{0,1}(\Omega) \text{ for } k=1,2, \quad (9)$$

$\omega \in L_2(0, l)$ is a given element and the symbol $\overset{0}{\forall}$ means “for almost everywhere”.

In this paper, the existence and uniqueness of solution of considered optimal control problem is investigated and a necessary optimality condition in variational inequality form for its solution is obtained.

References

1. Iskenderov A. D., Yagub G. Ibrahimov N. S., Yıldırım Aksoy N., “An Identification problem observed overall region for linear nonstationary quasi-optics equation”, Problems of Decision Making Under Uncertainties -XXI International Conference, Skhidnytsia/ Ukraine. - 2013. - p.38-41

DEFINITION OF THE RISK USING FUZZY SET THEORY

Yeleyko Ya., Dmytriv S.

Ivan Franko National University of Lviv

solomiia.dmytriv@gmail.com

Fuzzy set B in $\mathfrak{R}^n$ is defined by a characteristic (it is called membership) function $\mu_{\hat{A}}(x), \mu_{\hat{A}} : \mathfrak{R}^n \rightarrow [0, 1]$, which associates with each x in $\mathfrak{R}^n$ its “grade of membership,” $\mu_{\hat{A}}(x)$, in $\hat{A} [1]$.

Let B be a fuzzy set; $A_1, A_2, \dots, A_n$ – is a finite partition of a sample space (in other words, a set of pairwise disjoint events whose union is the entire sample space) and each event A_n is measurable

$\left(\bigcup_{i=1}^n A_i = \Omega, A_i \cap A_j = \emptyset, i \neq j \right)$. Also, we assume that we are given

$P(A_1), P(A_2), \dots, P(A_n)$ and $\mu_B^{A_1}(x), \mu_B^{A_2}(x), \dots, \mu_B^{A_n}(x) \forall x$ are also known.

Then we can write that the membership function $\tilde{o}$ to fuzzy set B can be defined as the average measure:

$$\mu_B(x) = \sum_{i=1}^n P(A_i) \mu_B^{A_i}.$$

Also we calculate the deviation of the expected value from a particular index. This will be our risk :

$$D(x) = \sum_{i=1}^n P(A_i) \left(\mu_B^{A_i}(x) - \mu_B(x) \right)^2.$$

The extent of the risk can be calculated by the formula :

$$\sigma(x) = \sqrt{\sum_{i=1}^n P(A_i) \left(\mu_B^{A_i}(x) - \mu_B(x) \right)^2}.$$

Weighted average value of the extent of the risk has the form:

$$V(x) = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n P(A_i) (\mu_{B^i}(x) - \mu_B(x))^2}}{\sum_{i=1}^n P(A_i) \mu_{B^i}(x)} \cdot 100 \% .$$

References

1. Zadeh L. Probability measures of fuzzy events/L.Zadeh//Journal of Mathematical Analysis and Applications.-1968.-Vol.23,No.2.- p.p. 421- 427.

GENETIC ALGORITHMS FOR THE PROBLEM OF SMALLEST DOMINATION SET WITH WEIGHT

Yeshchenko A.

Taras Shevchenko National University of Kiev

mazepa007@gmail.com

The NP-hard problems are thought to be non-solvable in polynomial time. If any of the classified as NP-hard problem was solved in polynomial time automatically all the problem would be solved in polynomial time [1].

In my work we take the smallest domination set problem with weights. An aim is to design an efficient heuristic algorithm that is able to solve this problem in a time that scales to the size of the problem.

The genetic algorithms were chosen to tackle the problem. Genetic algorithm is the search that mimics the process of natural selection. The main concern is to create appropriate fitness function. In this particular problem we will minimize the sum of two functional.

$$f_1 = \sum_{i \in D} weight(i) , \quad f_2 = \begin{cases} 0 & \text{if } i \in D \\ weight(i) & \text{if } v \notin D \wedge \exists (v, w) \wedge w \notin D \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} .$$

Also, we will apply the local optimization by altering the algorithm of mutation. The algorithm was designed and program made. The tests were held and compared to the brute force algorithm's results afterward.

Type of an algorithm	Average execution time	N	Solution
Brute force (exact)	34s.	22	499
Genetic with optimization	0s.	22	502

The time of the best known exact algorithm is $O(2^{0.85N})$. The time for proposed genetic algorithms cannot be shown anyhow, but by testing. The big-sized problems were enabled to be solved by this algorithm, but we cannot be sure to get even approximate solution.

References

1. R. M. Karp, Reducibility among combinatorial problems. Plenum Press, 1972.

ПРО ДОСВІД ВИКОРИСТАННЯ НЕЙРОННИХ МЕРЕЖ ДЛЯ ПРОГНОЗУВАННЯ НЕЧІТКИХ ФІНАНСОВИХ ДАНИХ

Аджубей Л.Т.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
adzhubey@ukr.net

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

Досліджується використання нейронної мережі Хопфілда для пошуку вихідних значень мережі при різних рівнях належності нечітких елементів вхідного вектора та векторів-зразків. Запропоновано процедуру агрегації отриманих виходів у вигляді нечіткого вектора, аналіз значень якого дозволяє визначити тенденцію змін даних у майбутньому.

Розглянуто задачу спостереження за умови неточності вхідних даних, представлених у вигляді набору нечітких множин. Отримано умови сумісності вхідних даних з розрахованим у мережі виходом.

Визначено етапи, що потребують свого вдосконалення. По-перше, це побудова вхідних образів і перетворення інформації «вікон», які не завжди добре визначають тенденції часових змін фінансових показників, що впливає на характер фінальної розмітки. Частково цю проблему можна розв'язати за допомогою засобів технічного аналізу [1].

Крім цього, необхідно звернути увагу на відсутність ітогової (цільової) оцінки за даними інформаційного «вікна», за якими формуються вхідні сигнали ШНМ. Представляється доцільним враховувати час спостереження у послідовності вхідних даних. Зрозуміло, що дані, які спостерігаються на початку «вікна» менш інформативні порівняно з даними останніх спостережень. Це дозволяє оцінити інформативність вхідних даних з урахуванням

віддаленості результатів спостереження від моменту прийняття рішення на основі застосування ШНМ.

Література

1. Эрлих А. Технический анализ товарных и фондовых рынков. М.: Юнити, 1996.

НАПРЯМКИ УДОСКОНАЛЕННЯ ТЕОРЕТИЧНОЇ ПІДГОТОВКИ МАГІСТРІВ З УПРАВЛІННЯ НАВЧАЛЬНИМИ ЗАКЛАДАМИ

Атаманчук Ю.М.

Уманська філія Київського інституту бізнесу та технологій

dir_ym@kibit.edu.ua

kibit@mediat.com.ua

У процесі підготовки магістрів до інформатизації управління навчально-виховним процесом теоретична підготовка передбачала організацію комплексного навчання майбутніх управлінців. Тому було зроблено наголос на предметах, які, на нашу думку, сприятимуть кращій підготовці магістрів з означеної проблеми, а саме: «Теорія організації», «Управління фінансово-економічною діяльністю», «Психологія управління», «Управління навчальною та виховною діяльністю», «Управління трудовими ресурсами», «Управління інформаційними зв'язками», а також на спецкурсі «Інформаційна культура керівника вищого навчального закладу».

Саме під час проведення занять з магістрами з вибраних нами дисциплін і спецкурсу розв'язувались основні спеціальні завдання підготовки їх до інформатизації управління навчально-виховним процесом. Магістрів уже відрізняє достатньо високий освітній рівень, найбільш активний прояв інформаційної культури і високий рівень пізнавальної мотивації. Особливістю цієї вікової студентської групи є гармонійне поєднання інтелектуальної та соціальної зрілості, що дозволяє викладачу ставитись до кожного магістра як до партнера у педагогічному спілкуванні, тобто здійснювати суб'єкт-суб'єктні стосунки.

Підкреслимо, що, спираючись на існуючі психолого-педагогічні та інші людинознавчі знання, досвід навчальної і педагогічної діяльності, з магістрами розв'язувались як типові, так і нестандартні творчі педагогічні завдання. Особлива увага зверталася на навчання магістрів таким евристичним прийомом розв'язання як узагальнення або конкретизація завдань,

формулювання оберненого завдання, критика очевидних рішень, прямування від кінця до початку, зближення даних і мети, розгляд умов завдання з різних сторін, висування будь-яких ідей, переструктурування умов тощо. При цьому викладачі спиралися на висновки спеціальних досліджень, які стверджують, що опанування евристичних прийомів розв'язання завдань більше сприяє успішному навчанню, ніж просте тренування у розв'язанні завдань при проблемному навчанні [1].

Форми підсумкової атестації студентів за обраними дисциплінами і спецкурсом обов'язково зв'язувались із практикою, зокрема й інформатизації управління. Це досягалось за допомогою використання під час заліків та іспитів спеціальних педагогічних завдань. Такі завдання мали якісну своєрідність, оскільки були логічним продовженням неперервного розв'язання різних педагогічних завдань у навчальному процесі та повсякденній життєдіяльності магістрів.

Література

1. Иванова Т. Ю., Приходько В. И. Кибернетико–синергетический подход в теории управления / Т. Ю. Иванова, В. И. Приходько // Менеджмент в России и за рубежом.— 2004. —№5.— С. 132–137.

ТЕОРЕМА ДЛЯ ГІЛЛЯСТОГО ПРОЦЕСУ З МІГРАЦІЄЮ ТА НЕПЕРЕРВНИМ ЧАСОМ

Базилевич І. Б., Якимшин Х. М.

yakymyshyn1236@ukr.net

Розглянемо однорідний гіллястий міграційний процес з неперервним часом. У довільний момент часу $t \in [0; \infty]$ або з ймовірністю в популяцію іммігрує k частинок, або з ймовірністю $Q_r(t)$ з популяції емігрує r частинок причому $r = 1, \dots, m$

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

З умов гіллястості випливає, що частинки розмножуються незалежно одна від одної і незалежно від свого походження. Процес еміграції та імміграції частинок позначимо через $\zeta(t)$, причому $P\{\zeta(t) = k\} = P_k(t)$, $k \geq 0$, $P\{\zeta(t) = -r\} = Q_r(t)$, $r = 1, \dots, m$.

Виберемо мале $\Delta t (\Delta t \rightarrow 0)$. Припускаємо, що

$$P_0(\Delta t) = 1 + p_0 \Delta t + o(\Delta t),$$

$$P_k(\Delta t) = p_k \Delta t + o(\Delta t), k \geq 1,$$

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

$$\sum_{k=0}^{\infty} p_k(t) + \sum_{r=1}^m q_r = 1, \quad p_0 \leq 0, p_j \geq 0, (j=1,2,\dots), q_r \geq 0, (r=1,\dots,m).$$

Нехай у момент часу t маємо випадкову кількість $\mu(t)$ частинок, які розмножуються незалежно одна від одної і за одним і тим же законом.

Позначимо через $\xi_i(t), (i=1,\dots,\mu(t))$ кількість нащадків i -ї частинки момент часу t , і будемо вважати, що

$$P\{\xi_i(t + \Delta t) = n \mid \xi_i(t) = 1\} = P\{\xi_i(\Delta t) = n \mid \xi_i(0) = 1\} =$$

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

$$\sum_{n=0}^{\infty} h_n = 0, h_1 \leq 0, h_j \geq 0, (j=0, 2, 3, \dots), \sum_{n=0}^{\infty} H_n = 1.$$

Випадкові величини $\xi_i(t)$ незалежні між собою і однаково розподілені з твірною функцією

$$F(t, s) = M S^{\xi_i(t)} = \sum_{n=0}^{\infty} H_n(t) s^n, |s| \leq 1.$$

В силу того, що в систему ще іммігрує або емігрує випадкова кількість $\zeta(t)$ частинок, тому в момент часу $t + \Delta t$ кількість частинок дорівнює $\max\{\sum_{i=1}^{\mu(t)} \xi_i(\Delta t) + \zeta(t); 0\}$.

Теорема: Нехай $\psi(t, s)$ - твірна функція міграційного процесу з неперервним часом. Тоді

$$\psi(t, s) = (1 - F_{\tau^*}(t)) + \int_0^t \psi(t - u, s) dF_{\tau^*}(u), \quad \text{де } F_{\tau^*}(t) - \text{функція}$$

розподілу часу першого виходу з нуля, а $\gamma(s) = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{p_k}{\sum_{j=1}^{\infty} p_j} s^k$.

Література

1. Севастьянов Б. А. Ветвящиеся процессы. – М: Главная редакция физико-математической литературы, изд-во "Наука", 1971.- 436 с.

2. Хан Л. В., Нагаев С. В. Предельные теоремы для критического ветвящегося процесса Гальтона-Вансона с миграцией // Теория вероятностей и ее применение. – XXV. – 1980. – С. 523 – 534.

ТЕОРЕМА ПРО ЙМОВІРНІСТЬ ПЕРШОГО ПОПАДАННЯ В 0 ПРОЦЕСУ З НЕЗАЛЕЖНИМИ ПРИРОСТАМИ

Базилевич І. Б., Сипко Г. Г.

Halynasyenko@ukr.net

Розглянемо стохастично неперервний однорідний строго марківський випадковий процес $\xi(t)$. Він являє собою сукупність двох процесів $\xi_1(t)$ і $\xi_2(t)$, які є процесами з незалежними приростами і з відповідними кумулянтами:

$$K_1(u) = ia_1u - \frac{b_1^2 u^2}{2} + \int_{0 < |x| \leq 1} (e^{iux} - 1 - iux) \Pi(dx) + \int_{|x| > 1} (e^{iux} - 1) \Pi(dx), \quad (1)$$

$$K_2(u) = ia_2u - \frac{b_2^2 u^2}{2} + \int_{0 < |x| \leq 1} (e^{iux} - 1 - iux) \Pi(dx) + \int_{|x| > 1} (e^{iux} - 1) \Pi(dx). \quad (2)$$

Якщо значення процесу є додатнім, то його кумулянта визначається формулою (1). Якщо значення процесу є від'ємним, то його кумулянта визначається формулою (2). В початковий момент часу процес знаходиться в точці x , $x > 0$. Задача полягає в тому, щоб знайти умови при яких з ймовірністю 1 процес попаде в 0 при $x \rightarrow 0$. Цю задачу називають задачею склейки двох процесів.

Теорема

Якщо $a_1 < 0$, $a_2 > 0$, $b_1 > 0$, $b_2 > 0$, $\Pi_2(u) \rightarrow 0$ при $u \rightarrow 0$, тоді з ймовірністю 1 при $x \rightarrow 0$, $\xi(t)$ попаде в 0 при малих t .

Література

1. Гихман И.И. Теория случайных процессов. Т. 2 / Гихман И.И., Скороход А.В. // М.: Наука. - 1973. - 640 с.
2. Гнеденко Б.В. Курс теории вероятностей / Гнеденко Б.В. // К.: ВПЦКУ. - 2010. - 464 с.

ТРИКРОКОВІ КВАЗІНЬЮТОНІВСЬКІ МЕТОДИ МІНІМІЗАЦІЇ ФУНКЦІЙ

Бартіш В.Я., Огородник Н.П.

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

Розглянемо задачу оптимізації

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

де $f: R^n \rightarrow R$.

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

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

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

$$x_{k+1} = \arg \min_{\gamma} f(u_k + \gamma(v_k - u_k)), \quad (4)$$

де $k=0,1,\dots$, $\alpha_k > 0$ – кроковий множник. В залежності від вигляду матриці Q_k отримаємо різні трикрокові методи.

При виконанні певних умов, доведено, що швидкість збіжності методу (2) – (4) в загальному випадку є надлінійною.

Використовуючи запропоновану схему побудови методів розв'язування задачі (1), побудовано трикроковий метод на основі квазіньютонівських методів

$$u_k = x_k - \alpha_k [H_k]^{-1} f'(x_k), \quad (5)$$

$$v_k = u_k - \beta_k [H_{k-1}]^{-1} f'(x_k), \quad (6)$$

$$x_{k+1} = \arg \min_{\gamma} f(u_k + \gamma(v_k - u_k)), \quad (7)$$

де $k=0,1,\dots$, $\alpha_k, \beta_k > 0$ – крокові множники, H_k – деяка квазіньютонівська матриця.

Як показали практичні дослідження, метод (5) – (7) ефективніший в сенсі кількості обчислень, ніж відповідний базовий квазіньютонівський метод.

Література

1. Бартіш М. Трикрокові методи розв'язування задач безумовної мінімізації / М. Бартіш, О. Ковальчук, Н. Огородник // Вісн. Львів. ун-ту. Сер. прикл. матем. та інформ. – 2007. – Вип. 13. – С. 3–10.

ЗАСТОСУВАННЯ ІНТЕРВАЛЬНИХ ІТЕРАЦІЙНИХ МЕТОДІВ ДЛЯ ЗНАХОДЖЕННЯ РОЗВ'ЯЗКІВ СИСТЕМ НЕЛІНІЙНИХ РІВНЯНЬ ЗАДАЧІ ПРО КІНЕМАТИЧНУ ХВИЛЮ

Бартіш М.Я., Венгерський П.С., Сеньо П.С.
Львівський національний університет ім. І.Франка
petro.vengersky@gmail.com

Розглянемо рівняння одновимірного стоку по річному схилу. Вважатимемо, що рух води має вигляд кінематичних хвиль, які виникають унаслідок зміни в часі складових водного балансу.

Рівняння одновимірного стоку по річному схилу описують рівняннями Сен-Венана у вигляді

$$\frac{\partial h}{\partial t} + \frac{\partial}{\partial x}(uh) = 0; \quad (1)$$

$$\frac{\partial u}{\partial t} + u \frac{\partial u}{\partial x} + g \frac{\partial h}{\partial x} = g(i_0 - i_f); \quad (2)$$

де u - швидкість стоку; h - глибина стоку; i_0 - нахил поверхні стоку, який вважають додатним у бік зменшення відміток дна русла;

$$i_f = \frac{u^2}{C^2 h}, \quad C - \text{коефіцієнт Шезі.}$$

Введемо безрозмірні змінні $\bar{U} = \frac{u}{u_0}$, $\bar{h} = \frac{h}{H_0}$, $\bar{X} = \frac{x}{L_0}$, $\bar{t} = \frac{u_0}{L_0} t$, де u_0 ,

H_0 , L - характерні значення швидкості, глибини та довжини схилу стоку. Тоді, упускаючи верхні риси над новими змінними, рівнянням (1) і (2) надамо вигляду

$$\frac{\partial \bar{h}}{\partial \bar{t}} + \bar{U} \frac{\partial \bar{h}}{\partial \bar{x}} + \bar{h} \frac{\partial \bar{U}}{\partial \bar{x}} = 0, \quad (3)$$

$$\frac{\partial \bar{U}}{\partial \bar{t}} + \bar{U} \frac{\partial \bar{U}}{\partial \bar{x}} + \frac{g H_0}{u_0^2} \frac{\partial \bar{h}}{\partial \bar{x}} = \frac{g i_0 L_0}{u_0^2} \left(1 - \frac{u^2}{h^{2m}} \right), \quad (4)$$

де $m=2/3$, якщо використовувати наближення Маннінга, або $m=1/2$, якщо використовувати наближення Шезі. У рівнянні (4) є два безрозмірних критерії:

$$\text{число Фруда } Fr = \frac{u_0}{\sqrt{g H_0}} \text{ та параметр } K_w = \frac{g i_0 L_0}{u_0^2} = \frac{i_0 L_0}{Fr^2 H_0}.$$

Для великих значень параметра K_w всіма доданками лівої частини (4) можна знехтувати і вважати, що переміщення водних мас відбувається в умовах рівноваги сил опору та сили тяжіння.

Такий рух має вигляд хвиль [1], які виникають внаслідок зміни в часі складових водного балансу і тому Лайтхілл і Уїзем назвали їх кінематичними хвилями. На відміну від динамічних хвиль, які можуть поширюватися як вниз, так і вгору за течією, кінематичні хвилі поширюються тільки вниз за течією. Якщо використовувати для задання сил опору формулу Маннінга з $Fr=3/2$ або формулу Шезі з $Fr=2$, тоді швидкості поширення динамічних та кінематичних хвиль будуть однакові. З огляду на сказане, для схилового стоку рівняння кінематичної хвилі набудуть вигляду

$$\frac{\partial h}{\partial t} + \frac{\partial q}{\partial x} - \frac{1}{Re} \frac{\partial^2 h}{\partial x^2} = R - I, \quad q = \alpha h^m, \text{ в області } (0, L) \times (0, T], \quad (5)$$

де R - інтенсивність дощу; Re - число Рейнольдса; I - інтенсивність інфільтрації води в ґрунт; $\alpha = Ci_0^{1/2}$, $m = \frac{3}{2}$ - за формулою Шезі для

турбулентного руху або $\alpha = \frac{g i_0}{2\nu}$, $m = 3$ - для ламінарного руху, ν - кінематична в'язкість.

Щоб сформулювати початково-крайову задачу для рівнянь (5), доповнимо його наступними умовами

$$h|_{t=0} = h_0, \left(-\beta \frac{\partial h}{\partial x} + (1 - \beta) h \right) \Big|_{x=0} = 0, \left(\gamma \frac{\partial h}{\partial x} + (1 - \gamma) h \right) \Big|_{x=L} = 0, \quad \gamma, \beta > 0. \quad (6)$$

Для задачі (5)-(6) була сформульована варіаційна задача, яка задача розв'язувалася методом скінченних елементів. В результаті отримаємо систему нелінійних рівнянь, яка розв'язувалася двома різними підходами. Показано застосування інтервальних ітераційних методів типу Ньютона і типу Рунге, їх переваги, доцільність використання, вплив на швидкість і точність розв'язку задачі.

Література

1. Венгерський П.С. Ускорение сходимости одной модификации интервального метода типа Рунге при решении нелинейных краевых задач // Вычислительные технологии. -1996. - № 2(5). - С. 17-19.

МЕТОД З ПАМ'ЯТТЮ ДЛЯ РОЗВ'ЯЗУВАННЯ ЗАДАЧІ ПРО НАЙМЕНШІ КВАДРАТИ

Бартіш М.Я., Ковальчук О.В.

Львівський національний університет імені Івана Франка

olyak2005@gmail.com

Знайти

$$\min \frac{1}{2} P(x)^T P(x) = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n p_i(x)^2, \quad (1)$$

де $P(x): R^n \rightarrow R^m$ - нелінійна по x , $m \geq n$.

На практиці для розв'язування (1) часто використовують метод Гаусса-Ньютона:

$$x_{k+1} = x_k - \left[P'(x_k)^T P'(x_k) \right]^{-1} P'(x_k)^T P(x_k). \quad (2)$$

Використовуючи ідею три крокових методів пропонується нова модифікація методу (2), а саме

$$\begin{aligned} x_1 &= x_0 - \left[P'^T(x_0) P'(x_0) \right]^{-1} P'^T(x_0) P(x_0) \\ u_k &= x_k - \left[P'^T(x_k) P'(x_k) \right]^{-1} P'^T(x_k) P(x_k) \\ v_k &= x_k - \left[P'^T(x_{k-1}) P'(x_{k-1}) \right]^{-1} P'^T(x_{k-1}) P(x_k), \\ x_{k+1} &= \arg \min \|P(u_k + \gamma_k(v_k - u_k))\|, \quad k = 1, 2, \dots \end{aligned} \quad (3)$$

Очевидно, що x_1 даного методу співпадає з першим наближенням, отриманим по методу Гаусса-Ньютона. Для обчислення точок v_k використовуються значення оператора похідних, вже відомі з попереднього кроку. Отже, метод (3), не вимагає значної кількості додаткових обчислень на кожній ітерації в порівнянні з методом (2), лише одна одновимірна мінімізація для обчислення точок x_{k+1} .

Проведено теоретичні дослідження алгоритму (3). Апробація на тестових прикладах показала ефективність запропонованого методу в сенсі кількості обчислень, особливо це проявляється для великих $n > 10$.

ДО ПОБУДОВИ ОПТИМАЛЬНИХ КЕРУВАНЬ НА УСКЛАДНЕНИХ ДОПУСТИМИХ МНОЖИНАХ

Бейко І.В.

Національний технічний університет України «КПІ»

ivan.beyko@gmail.com

Розвиваються чисельні методи побудови оптимального керування $\bar{u}(t, x(t_0), \bar{x})$, яке у мінімальний час $t = \bar{T}(\bar{u}, \bar{x}, \bar{X})$ реалізує вихід траєкторії керованої системи $\frac{dx(t)}{dt} = f(x(t), u(t))$ із заданого початкового стану $x(t_0) = x^0$ на задану траєкторію $\bar{x}(t)$ у заданій множині $\bar{X} \subset R^{n_x}$,

$$\bar{T}(\bar{u}, \bar{x}, \bar{X}) = \arg \min_{u(t) \in U} t \mid t \geq t_0, x_i(t) = \bar{x}_i(t), i \in I \subset \{1, 2, \dots, n_x\}.$$

Відомо, що в умовах існування оптимального керування $\bar{u}$ у відкритій множині $\bar{X}$, його оптимальне значення $\bar{u}(t, x(t_0), \bar{x})$ на допустимій множині $U = \{u \mid g(u) \leq 0\}$ у моменти часу $t \in$ розв'язком оптимізаційної задачі

$$\begin{aligned} \bar{u}(t) &= \arg \max_{u \in U} (q(t), f(x(t), u)), \\ \frac{dx(t)}{dt} &= f(x(t), \bar{u}(t)), \frac{dq(t)}{dt} = -[f'_x(x(t), \bar{u}(t))]^T q(t), \\ x(\bar{T}(\bar{u}, \bar{x}, \bar{X})) &= \bar{x}(\bar{T}(\bar{u}, \bar{x}, \bar{X})), x(t_0) = x^0. \end{aligned}$$

Отриманий за чисельними методами відповідний наближений розв'язок $\tilde{u}(t)$ оптимізаційної задачі

$$\begin{aligned} \tilde{u}(t) &= \arg \max_{u \in U} (q(t), f(x(t), u)), \\ \frac{dx(t)}{dt} &= f(x(t), \tilde{u}(t)), \frac{dq(t)}{dt} = -[f'_x(x(t), \tilde{u}(t))]^T q(t), \\ \|x(\bar{T}(\tilde{u}, \bar{x}, \bar{X})) - \bar{x}(\bar{T}(\tilde{u}, \bar{x}, \bar{X}))\| &\leq \varepsilon, x(t_0) = x^0. \end{aligned}$$

уточнюється на керуваннях $u(t) = \tilde{u}(t) + \lambda(t)(\tilde{u}(t) - \tilde{u}(t))$, $\lambda(t) > 0$ із поправками $\tilde{u}(t)$, $\tilde{u}(t) = \arg \max_{u \in U} (\bar{q}(t), f(x(t), u))$,

$$\frac{d\bar{q}(t)}{dt} = -[f'_x(x(t), \tilde{u}(t))]^T \bar{q}(t),$$

$$\bar{q}(\bar{T}(\tilde{u}, \bar{x}, \bar{X})) = \bar{x}(\bar{T}(\tilde{u}, \bar{x}, \bar{X})) | -x(\bar{T}(\tilde{u}, \bar{x}, \bar{X})),$$

на траєкторії $\dot{x}(t)$, обчислених на керуванні $\tilde{u}(t)$. Для ускладнених множин $U = \{u \mid g_1(x(t), u(t)) = 0, h_1(x(t), u(t)) \leq 0,$

$$G(x, u) \triangleq \int_{t_0}^{t_1} g_2(x(t), u(t), \dot{u}(t)) dt = 0, H(x, u) \triangleq \int_{t_0}^{t_1} h_2(x(t), u(t), \dot{u}(t)) dt \leq 0\}$$

уточнення наближеного керування $\tilde{u}(t)$ пропонується здійснювати на керуваннях $u(t) = \tilde{u}(t) + \lambda(t)(\tilde{u}(t) - \tilde{u}(t))$, $\lambda(t) > 0$, обчислених за допомогою асимптотично-розв'язуючих операторів $b_1(u(t))$, $b_2(u(t))$, $B_1(u, \dot{u})$, $B_2(u, \dot{u})$, побудованих відповідно для $g_1(x(t), u(t))$, $h_1(x(t), u(t))$, $G(x, u)$ і $H(x, u)$, та максимізаторів

$$\tilde{u}(t) = \arg \max_{u \in U_1} \int_{t_0}^{t_1} (q(t)), f(x(t), u)) dt,$$

побудованих на множині

$$U_1 \triangleq \{u \mid b_1(u(t)) = 0, b_2(u(t)) \leq 0, B_1(u, \dot{u}) = 0, B_2(u, \dot{u}) \leq 0\}, \lambda(t) > 0.$$

ЧИСЕЛЬНЕ ПРОГНОЗУВАННЯ ТРАЄКТОРІЙ КЕРОВАНИХ ПРОЦЕСІВ З ПІДВИЩЕНОЮ ТОЧНІСТЮ

¹Бейко І.В., ²Зінько П.М.

¹Національний технічний університет України «КП»

²Київський національний університет імені Тараса Шевченка

ivan.beyko@gmail.com

За допомогою методів асимптотично-розв'язуючих операторів будуються алгоритми підвищеної точності для прогнозування фазових траєкторій $x_{ki}(t, u_{ki}, q_{ki}, \theta_{ki})$ керованих підсистем, що описуються диференціальними рівняннями із випадковими збуреннями $\theta_{ki}, \theta_{ki} \in \mathbb{R}^{n_{\theta}}$,

$$t_0 = \bar{t}(u_{ks0}, q_{ks0}, \theta_{ks0}, z_{ks0}) \in R, x_{ks0}(t_0) = \bar{x}_{ks0}(t_0, u_{ks0}, q_{ks0}, \theta_{ks0}, z_{ks0}) \in R^{n_{ks}},$$

$$dx_{ksi}(t) = a_{ksi}(x_{ksi}(t), u_{ksi}, q_{ksi}, \theta_{ksi}, z_{ksi}, t, \omega_{ksi}(x_{ksi}(t_i), t_i, q_{ksi}, \theta_{ksi}, z_{ksi}, t)) dt, t \in [t_i, t_{i+1}],$$

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

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

та керуваннями u_{ki} в умовах неповних даних про значення параметрів системи q_{ki} , які належать заданим множинам Q_{ki} . Випадкові величини θ_{ki} визначаються за заданими функціями розподілу

$$\tilde{F}_{ki}(\tilde{\theta}_{ki}) \triangleq \tilde{F}_{ki}(\tilde{\theta}_{ki} | (x_{k(i-1)}(t_i), t_i, q_{k(i-1)}, \theta_{k(i-1)}, z_{k(i-1)})).$$

Для підвищення точності прогнозування фазових траєкторій $x_{ki}(t, u_{ki}, q_{ki}, \theta_{ki})$ із вибраними значеннями керувань $\bar{u}$, параметрів $\bar{q}$ та реалізацій $\bar{\theta}$ випадкових величин θ_{ki} використовуються методи асимптотично-розв'язуючих операторів, зокрема, методи апроксимації

$$\bar{x}(t+h) = p(t+h) + \int_t^{t+h} Q(\tau) (a(p(\tau), \bar{u}, \bar{q}, \bar{\theta}, \tau, \omega(x(t_i), t_i, \bar{u}, \bar{q}, \bar{\theta}, \tau)) - dp(\tau) / d\tau) d\tau.$$

Доведено [1], що наближення $\bar{x}(t+h)$, побудоване із використанням апроксимацій

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

має порядок апроксимації $s=k+l+1$, тобто, у околі $O(t) \in \prod_i (t_i, t_{i+1})$

будь-якого моменту часу $t \in \prod_i (t_i, t_{i+1})$ для траєкторії

$x = x(\tau) \triangleq x(\tau, \bar{u}, \bar{q}, \bar{\theta})$ керованої системи

$$dx(\tau) / d\tau = a(x(\tau), \bar{u}, \bar{q}, \bar{\theta}, \tau, \omega(x(t_i), t_i, \bar{u}, \bar{q}, \bar{\theta}, \tau))$$

виконується асимптотична рівність $\bar{x}(t+h) = x(t+h) + O(h^s)$.

Використання такого методу обчислення наближених значень $\bar{x}(t+h)$ фазової траєкторії $x(t+h)$ у квазіградієнтних та мінімаксних алгоритмах стохастичної оптимізації [2] дозволяє реалізувати чисельні алгоритми побудови оптимального керування за стохастичними критеріями оптимальності $E \max_{q \in Q} \tilde{f}(x(u, q, \theta), u, q, \theta)$.

Література

Бейко І.В., Зінько П.М. Методи високих порядків для розв'язування задач Коші та багатомірних крайових задач за допомогою асимптотично-розв'язуючих операторів// Математичне

та комп'ютерне моделювання, Кам"янець-Подільський національний університет, Інститут кібернетики імені В.М.Глушкова НАН України, - Кам"янець-Подільський: К-ПНУ, 2009. - Вип.1. - С.18-25.

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

МЕТОДИ ОПТИМІЗАЦІЇ КЕРУВАНИХ СИСТЕМ З ВИКОРИСТАННЯМ ОБЧИСЛЮВАЛЬНИХ ЕКСПЕРИМЕНТІВ

Бейко І.В., Полішук А., Полторацький М.В., Шаповал М.
Національний Технічний Університет України «КПІ»
ivan.beyko@gmail.com

Розв'язуються прикладні задачі оптимізації керованих систем в умовах неповних даних. Аналізуються практичні труднощі оптимізації нелінійних систем та способи їх подолання, зокрема, труднощі пов'язані із накопиченням похибок чисельних алгоритмів для обчислення фазових траєкторій та труднощі пов'язані із можливою відсутністю розв'язків у класах вимірних функцій і появою узагальнених оптимальних керувань у класах оптимізаційних задач із неопуклими множинами допустимих фазових швидкостей. Для подолання труднощів будуються наближені розв'язки у адекватно вибраних класах параметричних функцій з використанням розв'язуючих операторів та математично-комп'ютерного інструментарію для оптимізації параметрів системи керування за допомогою обчислювальних експериментів. Побудова програмного забезпечення для оптимізації параметрів керування включає створення модулів чисельного розв'язування спряжених систем та обчислення градієнтів у просторі керувань, модулів підготовки даних та графічного відображення результатів обчислювальних експериментів та модулів уточнення наближених розв'язків на основі обчислювальних експериментів. Побудова програмного забезпечення здійснюється засобами Matlab, Delphi та Python.

ОПТИМІЗАЦІЯ СКЛАДНИХ КЕРОВАНИХ СИСТЕМ ІЗ ВИКОРИСТАННЯМ МЕТОДІВ ВНУТРІШНЬОЇ ТОЧКИ

Бейко І.В.¹, Щирба О.В.²

Національний технічний університет України «КПІ»¹
 Кам'янець-Подільський національний університет імені Івана
 Огієнка, м. Кам'янець-Подільський²
 ivan.beyko@gmail.com

Із використанням методів внутрішньої точки будуються алгоритми розв'язування задачі мінімізації функціонала $J(u, x) \triangleq \int_{t_0}^{t_1} f_0(u(t), x(t))dt$, на траєкторіях керованої алгебро-диференціальної системи

$$f_1(\dot{x}(t), x(t), u(t), x(t_0), x(t_1)) = 0, \quad t \in [t_0, t_1],$$

при обмеженнях $f_2(x(t)) \geq 0$, $f_3(u(t)) \geq 0$. Із перепозначеннями

$$x \equiv (x, u), \quad c(x) \triangleq f_1(\dot{x}(t), x(t), u(t), x(t_0), x(t_1)), \quad g(x) \triangleq (f_2(x), f_3(x))$$

приходимо до узагальненої задачі оптимізації:

$$J(x) \rightarrow \min : c(x) = 0, \quad g(x) \geq 0.$$

Практичним прикладом такої задачі є задача оптимізації фазових траєкторій $x(t) \in R^6$ літальних апаратів, математичні моделі яких описуються причинно-наслідковими залежностями між геометричними координатами дальності $x_1(t)$, висоти $x_2(t)$, бокового відхилення $x_3(t)$, швидкості $x_4(t)$ і кутів орієнтації $x_5(t)$ та $x_6(t)$, що змінюються в залежності від сили тяги $u_0(t)$ та кутів $u_1(t)$ і $u_2(t)$ орієнтації апарату відносно вектора його швидкості польоту.

Більш складними є задачі відшукування оптимального керування u , яке мінімізує функціонал $J_2(x, u)$ на траєкторіях керованої системи із частинними похідними

$$f_4(t, s, x(t, s), u(t, s), \frac{\partial x(t, s)}{\partial t}, \frac{\partial u(t, s)}{\partial t}, \dots, \frac{\partial^{\alpha^x} x(t, s)}{\partial t^{\alpha_t^x} \partial s^{\alpha_s^x}}, \frac{\partial^{\alpha^u} u(t, s)}{\partial t^{\alpha_t^u} \partial s^{\alpha_s^u}}) = 0,$$

$$\iint_{D_1} f_5(t, s, x(t, s), u(t, s), \frac{\partial x(t, s)}{\partial t}, \frac{\partial u(t, s)}{\partial t}, \dots, \frac{\partial^{\alpha^x} x(t, s)}{\partial t^{\alpha_t^x} \partial s^{\alpha_s^x}}, \frac{\partial^{\alpha^u} u(t, s)}{\partial t^{\alpha_t^u} \partial s^{\alpha_s^u}}) ds dt \leq 0$$

$$f_6(t, s, x(t, s), u(t, s), \frac{\partial x(t, s)}{\partial t}, \frac{\partial u(t, s)}{\partial t}, \dots, \frac{\partial^{\alpha^x} x(t, s)}{\partial t^{\alpha_t^x} \partial s^{\alpha_s^x}}, \frac{\partial^{\alpha^u} u(t, s)}{\partial t^{\alpha_t^u} \partial s^{\alpha_s^u}}) \leq 0.$$

За допомогою методів внутрішньої точки будуються алгоритми обчислення оптимальних керувань, як границь $\lim_{\mu \rightarrow 0+} x(\mu)$ розв'язків

$$\begin{aligned} x(\mu) \text{ систем} \quad & \nabla J(x) + \nabla c(x) y + \nabla g(x) z = 0, \\ & c(x) = 0, g(x) - s = 0, \forall k \quad s_k z_k = \mu \end{aligned}$$

із параметром $\mu > 0$. Чисельна побудованаближених розв'язків $x(\mu)$ здійснюється із використанням різницевих апроксимацій похідних та різницевих рівнянь і нерівностей.

АДАПТИВНЕ ПРОГНОЗУВАННЯ ПРОЦЕСІВ ЦІНОУТВОРЕННЯ НА БІРЖІ

Бідюк П.І., Коршевніук Л.О., Гасанов А.С., Терзян Т.К.

National Technical University of Ukraine «Kyiv Polytechnic Institute»
pbidyuke@gmail.com

Задача прогнозування руху ціни біржових активів ускладнюється нестационарністю і нелінійністю процесів ціноутворення, впливом на них значної кількості випадкових збурень, які не завжди можна адекватно врахувати при побудові математичних моделей за статистичними даними.

Для моделювання таких процесів використовують методи, що забезпечують можливість реалізації адаптивних процедур оцінювання структури і параметрів моделей. До них відносяться такі: нечітка логіка, метод групового урахування аргументів, нейронні мережі та нейронечіткі моделі. Для цих цілей використовують також моделі структурного типу, які у явному вигляді враховують ефекти, притаманні часовим рядам. На основі виконаних обчислювальних експериментів з часовими рядами та нелінійними моделями пропонується використати нелінійну модель логістичної регресії як інструмент для прогнозування руху ціни біржового фінансового інструменту.

Постановка задачі. Побудувати математичну модель з можливістю структурної і параметричної адаптації для прогнозування напрямку руху нестационарного нормально розподіленого процесу $\{y(k)\}$, $k = 0, 1, 2, \dots$, $E[y(k)] \neq const$, $E\{y(k) - E[y(k)]\}^2 \neq const$ ціноутворення ф'ючерсного контракту на індекс українських акцій з використанням індикаторів технічного аналізу. Індикаторами можуть бути PFTS, Moving Average, MACD, TRIX та AC (Bill Williams), та інші. Періодичність отримання та реєстрації даних –

одноденний. В якості інструменту прогнозування використати модель логістичної регресії та дерево рішень.

Побудова моделі. За вхідні дані використано ціни ф'ючерсного контракту на індекс українських акцій (UX) за період від 28.04.2010 до 01.06.2011. Для прогнозування напрямку руху ціни будується модель логістичної регресії та дерева рішень за алгоритмом CHAID.

На основі згаданих вище моделей регресійного типу, регресії на опорних векторах, а також імовірнісних моделей у формі статистичних і динамічних мереж Байєса створюється інформаційна система підтримки прийняття рішень для розв'язання задач моделювання і прогнозування фінансових процесів. Відмінними рисами такої системи є використання статистичних критеріїв якості на кожному етапі виконання обчислень: попередньої обробки даних, побудови математичних моделей і оцінювання прогнозів, а також введення можливостей адаптування моделей до нових даних.

ПРО ОДИН ПІДХІД ДОВЕДЕННЯ КОНЗИСТЕНТНОСТІ ОЦІНКИ МАЙЖЕ ПЕРІОДИЧНОГО СИГНАЛУ ПРИ НАЯВНОСТІ ВИПАДКОВОГО ШУМУ

Біла Г.Д.

Інститут кібернетики імені В.М. Глушкова НАН України
chesakg@mail.ru

Нехай в просторі R^2 задана функція $a_0(s, t) \in K$, $(s, t) \in R^2$, K — множина дійсних майже періодичних функцій, та Гауссівське однорідне випадкове поле із сильною залежністю $n(s, t), (s, t) \in R^2$.

Досліджується оцінка функції $a_0(s, t) \in K$ за спостереженнями випадкового поля

$$x(s, t) = a_0(s, t) + G(n(s, t)), \quad 0 \leq s \leq S, \quad 0 \leq t \leq T,$$

де $G(u)$, $u \in R^1$, — нелінійна борелівська функція, для якої

$$\int_{-\infty}^{\infty} G^2(u) \varphi(u) du < \infty, \quad \varphi(u) = \frac{1}{2\pi} e^{-u^2/2}, \quad u \in R^1.$$

Для ідентифікації функції a_0 використано оцінку a_{ST} методу найменших квадратів, припускаючи, що $S \rightarrow \infty$, $T \rightarrow \infty$. Для $S > 0$, $T > 0$, $a \in K$ розглянуто функціонал

$$Q_{ST}(a) = \frac{1}{ST} \int_0^T \int_0^S [a(s, t) - x(s, t)]^2 ds dt - \frac{1}{ST} \int_0^T \int_0^S G^2(n(s, t)) ds dt,$$

мінімізація якого по $a \in K$ призводить до оцінки a_{ST} .

Доведення збіжності оцінки a_{ST} функції $a \in K$ до її істинного значення a_0 базується на фундаментальних результатах [1, 2], де запропоновано універсальний підхід до доведення консистентності оцінок.

Література

1. Pfanzagl J. On the Measurability and Consistency of Minimum Contrast Estimates / J. Pfanzagl // *Metrika*. — 1969. — Vol. 14, No. 1. — P. 249 – 272.
2. Дороговцев А. Я. Теория оценок параметров случайных процессов / А. Я. Дороговцев. — К.: Вища школа. Изд-во при Киев. ун-те, 1982. — 192 с.

АЛГОРИТМ НАВЧАННЯ ДІАГНОСТУЮЧОЇ НЕЙРО-ФАЗИ-СИСТЕМИ В ЗАДАЧАХ БІОМЕДИЧНИХ ДОСЛІДЖЕНЬ

¹Бодянский С.В., ¹Винокурова О.А., ²Мулеса П.П., ¹Плісс І.П.

¹Харківський національний університет радіоелектроніки
bodya@kture.kharkov.ua, vinokurova@kture.kharkov.ua

²Ужгородський національний університет
ppmulesa@gmail.com

У доповіді запропоновано діагностуючу нейро-фаззі систему для ситуацій, коли розмірність вхідних сигналів має один порядок з обсягом навчальної вибірки, а самі дані надходять на вхід системи у послідовному режимі. Архітектура діагностуючої нейро-фаззі системи складається з шести послідовно поєднаних шарів. Для навчання синаптичних ваг такої системи синтезовано алгоритм навчання, що засновано на спеціалізованому критерії Шинка, який застосовується для вирішення задач розпізнавання образів, класифікації, діагностики тощо.

Базуючись на загальному критерії навчання для усіх виходів системи, кількість яких співпадає з кількістю діагнозів

$$E(k) = \sum_{j=1}^m E_j(k) = \sum_{j=1}^m e_j(k) u_j(k), \quad (1)$$

де $e_j(k) = d_j(k) - y_j(k) = d_j(k) - \text{sign } u_j(k)$, $d_j(k) \in \{-1, 1\}$ - зовнішній навчальний сигнал, що приймає значення 1, якщо вхідний вектор $x(k)$ відноситься до j -го діагнозу, та -1 у

протилежному випадку. Відомо що градієнтні алгоритми забезпечують збіжність у достатньо широкому діапазоні варіювання параметра кроку, але при цьому швидкість збіжності може бути недостатньою. Для підвищення швидкодії навчання введено оптимальний алгоритм навчання у вигляді

$$W(k+1) = W(k) + (d(k) - \text{sign} W(k) \varphi(x(k))) \left(\eta + \|\varphi(x(k))\|^2 \right)^{-1} \varphi^T(x(k)), \quad (2)$$

де $d(k) = (d_1(k), \dots, d_m(k))^T$, $W(k) = (w_1^T(k) \dots w_m^T(k))^T$ $-(m \times h)$ - матриця налаштованих синаптичних ваг, η - параметр регуляризації. За допомогою введеної нейро-фаззи мережі вирішено задачу діагностування урологічних захворювань, з подальшим аналізом та виявленням прихованих залежностей. Результати експериментів підтверджують доцільність використання запропонованих методів для інтелектуального аналізу біомедичних даних.

ЗАДАЧА Б. В. БОНДАРЕВА О МАКСИМИЗАЦИИ ВЕРОЯТНОСТИ НЕРАЗОРЕНИЯ

Болдырева В.О.

Донецкий национальный университет

valery.boldyreva@gmail.com

Рассматривается модель страховой компании, функционирующей на (B, S) -рынке. Часть средств компании вкладывается в безрисковый актив B (банковский счет с процентной ставкой r), а остаток – в рисковый актив S (например, акции). Эволюция цены акции описывается моделью П. Самуэльсона. В каждый момент времени капитал компании делится на две части: доля $0 \leq u \leq 1$ будет отводиться на покупку акций, а доля $1 - u$ – на банковский счет.

Для описания потока страховых премий используется частный случай их представления в работе [1], а именно, когда поступающие премии пропорциональны имеющемуся капиталу. Количество исков, поступающих в компанию, описывается процессом Пуассона с параметром λ , величины страховых требований подчинены некоторому закону распределения $F(x)$. Суммарные иски к страховой компании описываются сложным пуассоновским процессом и представимы в виде стохастического интеграла [2].

Для рассмотренной выше модели получены интегро-дифференциальные уравнения на конечном и бесконечном промежутках времени функционирования.

Далее для исследования частного случая предполагается, что величины исков к страховой компании распределены с помощью экспоненциального закона. Рассматривается задача Б. В. Бондарева, которая состоит в максимизации вероятности неразорения страховой компании. В результате показано, что вложения денег в рисковые активы в данном случае увеличивают вероятность неразорения страховой компании.

Литература

1. Карташов М. В., Строев О. М. Наближення Лундберга для функції ризику у майже однорідному середовищі // Теорія ймовірностей та математична статистика. – 2005. – Вип.73. – С.63-71.
2. Бондарев Б. В. Математические модели в страховании. – Донецк: АПЕКС, 2002. – 117 с.

ВАРІАНТ ТАКСОНОМІЇ СППР

Бондарчук Ю.В.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

byv@univ.kiev.ua

В [1] піднімаються питання необхідності у: 1) формальній обробці рішень, 2) накопиченні рішень та 3) формалізації порівняння рішень. Це дозволить, зокрема, різним СППР обмінюватися рішеннями та стати розподіленими.

L		S			A	
		S1	S2	S3		
N	N 1				E1	E
	N 2				E2	
	N 3				W1	W
	N 4				W2	
M		C1	C2	C3	G	
		C				

Таксономія Альтера дуже загальна і не конструктивна для опису взаємодії СППР. Потрібно, як мінімум, дати відповідь: 1) як СППР працює з рішеннями та 2) як вона може взаємодіяти у просторі СППР.

Пропонується класифікувати з урахуванням *простору рішення* (S), *способу формування рішення* (N), *життєвого циклу рішення*

(С), *системності рішення* (Е) (як-то опис станів чи допустимих послідовностей), характеристики *об'єкту спостереження* (W), *логічних патернів* (L) (як розуміє роботу з рішенням ОПР) та *архітектурних патернів* (А) (як розуміють роботу з рішенням розробники СППР) [2], *метриці рішення* (М), *граматики* формального представлення рішення (G) (як-то: сценарій, бажані значення атрибутів об'єкта управління та реальні згідно рішення) історія ітерацій, пояснення дій ОПР та експертів).

Наведена форма таксономії, зокрема, дає можливість описувати/досліджувати певні періодичні властивості життєвого циклу рішення, проектувати/масштабувати рішення на СППР (розподілені та в хмарах)

Література

1. Бондарчук Ю.В. Щодо модифікації парадигми СППР // Системи підтримки прийняття рішень. Теорія і практика (СППР-2013): Збірник доповідей наук.-практ. конф. –Київ: ІПММС НАНУ, 2013, -С. 9-11.
2. Бондарчук Ю.В. Патерни взаємодії СППР як крок до віртуалізації СППР //International conference "Problems of decision making under uncertainties" (PDMU-2012). 23-27.4.2012, Мукачево, С. 60-61.

ДОСЯЖНІСТЬ ОПТИМАЛЬНИХ РОЗВ'ЯЗКІВ ЛЕКСИКОГРАФІЧНОЇ ЗАДАЧІ ПРО МАКСИМАЛЬНИЙ ПОТІК З АЛЬТЕРНАТИВНИМИ ЗАЛЕЖНИМИ КРИТЕРІЯМИ

Брила А.Ю., Гренджа В.І.

ДВНЗ «Ужгородський національний університет»

Brila_Andrij@ukr.net, Grendzha@ukr.net

Розглянемо лексикографічну задачу про максимальний потік [1]

$$\max^L c(x), x \in X, \quad (1)$$

де

$$c(x) = (c_1(x), c_2(x), \dots, c_q(x)), c_k(x) = \sum_i \sum_j c_{ij}^k x_{ij}, (i, j) \in A, k = 1, 2, \dots, q.$$

Вибравши додатні коефіцієнти $\bar{\alpha}_1, \bar{\alpha}_2, \dots, \bar{\alpha}_q$ згідно [1], задачу (1) можна звести до відомої задачі про максимальний потік

$$\max \bar{B}(x) = \sum_{k=1}^q \bar{\alpha}_k c_k(x), x \in X.$$

Будемо вважати k -товий критерій допустимим, якщо виконується умова $c_k(x) \geq m_k, m_k \in R$, і принаймні одна з умов $c_j(x) \geq m_j, j \in J_k, J_k \subset \{1, 2, \dots, q\}$.

Нехай у задачі (1) пошук оптимального розв'язку необхідно здійснити, враховуючи тільки d допустимих критеріїв якомога вищого рангу. Ця задача може бути зведена до задачі максимізації функціоналу

$$z(x) = \alpha_1 c_1(x) + \alpha_2 c_2(x) + \dots + \alpha_q c_q(x),$$

на множині допустимих розв'язків

$$\bar{X} = \left\{ x \in X \left| c_k(x) \geq m_k y_k, \alpha_k = \bar{\alpha}_k y_k, \sum_{k=1}^q y_k = d, \sum_{j \in J_k} y_j \geq y_k, y_k \in \{0, 1\}, k = 1, 2, \dots, q \right. \right\}.$$

Література

1. Брила А.Ю., Гренджа В.І. Досяжність оптимальних розв'язків лексикографічної задачі про максимальний потік/ А.Ю. Брила, В.І. Гренджа // Наук. вісник Ужгород. ун-ту. Сер. матем. і інформ. – 2013. – Вип. 24 №2. – С.21–25.

ГАРАНТОВАНІ ОЦІНКИ В ПРОСТОРІ ЛІНІЙНИХ НЕПЕРЕРВНИХ ОПЕРАТОРІВ

Верес М.М.

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

Нехай X - гільбертів простір, $A(x)$ - лінійний оператор із областю визначення D , яка не залежить від $\lambda \in \Lambda$ та яка щільна в X , Λ - вимірний простір з мірою $\mu(\cdot)$, що задана на δ -алгебрі підмножини множини Λ . Припустимо, що функція $\phi(\lambda)$ є розв'язком рівняння

$$A(\lambda)\phi(\lambda) = B(\lambda)f(\theta), \quad (1)$$

де $B(\lambda)$ - лінійний обмежений оператор, що діє із гільбертового простору F в гільбертів простір X , θ - випадкова скалярна величина, що приймає значення із множини чисел $\{1, 2, \dots, N\}$, причому відомі ймовірності $q_k = P\{\theta = k\}, k = \overline{1, N}$.

При цьому ми будемо припускати, що оператор $A(\lambda)$ є нормально-розв'язний, тобто він має замкнену область значень. Такі оператори породжують лінійні неперервні оператори і тому не обмежуючи загальності будемо вважати, що $A(\lambda) \in L(x, \bar{x})$, де через $L(x, \bar{x})$ - позначено простір лінійних неперервних операторів, що діють із гільбертового простору X в гільбертів простір $\bar{X}$. Також будемо вважати, що $B(\lambda)$ в рівнянні (1) належать простору $L(F, \bar{x})$ при кожному $\lambda \in \Lambda$.

Нехай $\Lambda = \bigcup_{i=1}^m \Lambda_i$, де $\Lambda_i \cap \Lambda_j = \emptyset$, $i \neq j$ та Λ_i - вимірні множини та при $\lambda \in \Lambda_i$ - розмірність простору $N_i(A(\lambda))$ дорівнює k_i , де $N_i(A(\lambda)) = \{\varphi : A(\lambda)\varphi = 0, \lambda \in \Lambda_i\}$.

Для спрощення викладок припустимо, що $N_i(A(\lambda)) = N_i(A^*(\lambda))$. Позначимо через ψ_{si} ; $s = \overline{1, k_i}$ ортонормований базис в підпросторі $N_i(A(\lambda))$. Відомо, що в цьому випадку розв'язок рівняння (1) можливо записати у вигляді

$$\varphi_i(\lambda) = \varphi_{0i}(\lambda) + \sum_{s=1}^{k_i} \alpha_{si} \psi_{si}, \quad \lambda \in \Lambda_i, \quad (2)$$

де $\varphi_{0i}(\lambda)$ - деякий розв'язок рівняння (1), $\alpha_{si}, s = \overline{1, k_i}$ - комплексні числа. Відомо також, що існує єдиний розв'язок рівняння (1), що задовольняє умовам $(\varphi_i, \psi_{si}) = 0, s = \overline{1, k_i}, i = \overline{1, m}$.

Далі будемо вважати, що для розв'язку φ_{0i} справедливі рівності (2), та не обмежуючи загальності покладемо, що $m = 2$.

Нехай далі спостерігається вектор у вигляді $y = C\phi + \eta$.

Будемо шукати оцінки лінійного неперервного функціоналу

$$V(\varphi) = \int_{\Lambda} (v(\lambda), \varphi(\lambda)) \mu(d\lambda) \text{ у вигляді } \hat{V}\phi = (u, y) + b.$$

Гарантованою оцінкою функціоналу $V(\varphi)$ назвемо величину

$$\hat{V}(\varphi) = (\hat{u}, y) \in \hat{b},$$

$$\text{де } (\hat{u}, \hat{b}) \in \text{Arg min } \sigma(u, b), \sigma(u, b) = \left[\sup_{G, \alpha} M |V(\varphi) - \hat{V}(\varphi)|^2 \right]^{\frac{1}{2}}.$$

Величина $\sigma(u, b)$ називається гарантованою похибкою оцінки $\hat{V}(\varphi)$.

Література

1. Наконечний О.Г. Гарантовані оцінки розв'язків лінійних рівнянь в гільбертовому просторі з випадковими параметрами / О.Г. Наконечний, Б.В. Стащук, М.М. Верес // Журнал обчислювальної та прикладної математики. – 2011 – №1(104). – С. 85–97.
2. Верес М.М., Наконечний О.Г. Мінімаксні методи оцінювання в лунічних задачах з параметром/М.М. Верес, О.Г. Наконечний, - Київ, - 2007, –115с.
3. Наконечний О. Г., Жук С.М. Оцінювання розв'язків алгебраїчно диференціальних рівнянь в умовах невизначеності/ О.Г. Наконечний, С.М. Жук, Рівне. – 2009. – 118с.

ІДЕНТИФІКАЦІЯ НЕВІДОМИХ ПАРАМЕТРІВ ДЖЕРЕЛА ЗАБРУДНЕНЬ В ДВОВИМІРНІЙ НЕСТАЦІОНАРНІЙ ЗАДАЧІ МАСОПЕРЕНОСУ ПРИ ФІЛЬТРАЦІЇ В КРИВОЛІНІЙНІЙ ЧОТИРИКУТНІЙ ОБЛАСТІ

Власюк А.П., Багнюк О.М.

Міжнародний економіко-гуманітарний університет імені
академіка Степана Дем'янчука, м. Рівне

A.P.Vlasyuk.rv@gmail.com, O.Bagnyuk@gmail.com

Розглядається задача конвективно-дифузійного перенесення забруднень в деякому однорідному ґрунтовому середовищі при фільтрації до системи горизонтально розміщених дрен від деякого точкового джерела потужності Q , розміщеного в точці $M(x_0, y_0)$. Фрагмент розглядуваної області у вигляді криволінійного чотирикутника $ABCD$ представлений на (рис.1).

Потрібно при заданих вхідних даних $Q > 0, D > 0, \gamma > 0$ та значеннях концентрації, зміряних в заданих точках $M_i(x_i, y_i)$: $\bar{C}_i = c(x_i, y_i, t_k)$, $i = \overline{1, N}$, $i = \overline{1, K}$, знайти координати (x_0, y_0) точки M місцеположення джерела забруднень в заданій області, концентрація $c(x, y, x_0, y_0, t)$ від якого визначається із

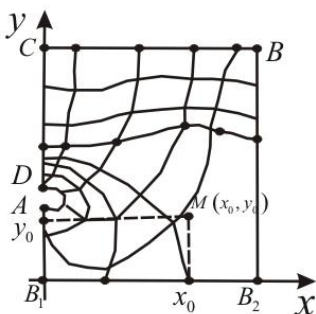


Рис.1. Розміщення джерела забруднення в криволінійному чотирикутнику

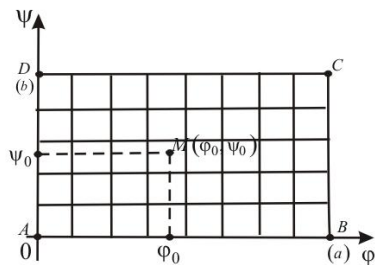


Рис.2. Образ джерела забруднення в параметричному прямокутнику

розв'язку наступної крайової задачі:

$$D\left(\frac{\partial^2 c}{\partial x^2} + \frac{\partial^2 c}{\partial y^2}\right) - V_x \frac{\partial c}{\partial x} - V_y \frac{\partial c}{\partial y} - \gamma c - \sigma \frac{\partial c}{\partial t} = -Q \delta(x - x_0) \delta(y - y_0) \delta(t - t_0), \quad (1)$$

$$c(x, y, x_0, y_0, t)|_{\Gamma} = 0, \quad c(x, y, x_0, y_0, 0) = 0, \quad (2)$$

$$V_x = -k \frac{\partial h}{\partial x} = \frac{\partial \varphi}{\partial x} = \frac{\partial \psi}{\partial y}, \quad V_y = -k \frac{\partial h}{\partial y} = \frac{\partial \varphi}{\partial y} = -\frac{\partial \psi}{\partial x}, \quad \frac{\partial V_x}{\partial x} + \frac{\partial V_y}{\partial y} = 0, \quad (3)$$

$$h|_{AD} = H_1, \quad h|_{CD} = H_2, \quad \frac{\partial h}{\partial n}|_{AB \cup CD} = 0, \quad (4)$$

де φ - потенціал, ψ - функція течії, h - гідрометричний напір.

Для розв'язання задачі (1)-(4) використано числове конформне відображення криволінійного чотирикутника з чотирьохма відміченими на його контурі точками А, В, С, D, які при відображенні переходять у вершини прямокутника, на параметричний прямокутник в області комплексного потенціалу (φ, ψ) з сторонами a і b , що здійснюється за допомогою пари спряжених гармонічних функцій $x = x(\varphi, \psi)$, $y = y(\varphi, \psi)$, [1,2].

У результаті застосування конформних відображень до (1)-(2), отримаємо

$$\frac{1}{J(\varphi, \psi)} \left[D \left(\frac{\partial^2 c}{\partial \varphi^2} + \frac{\partial^2 c}{\partial \psi^2} \right) - V_x \frac{\partial c}{\partial \varphi} \right] - \gamma c - \sigma \frac{\partial c}{\partial t} = -Q \delta(\varphi - \varphi_0) \delta(\psi - \psi_0) \delta(t - t_0),$$

$$c(\varphi, \psi, \varphi_0, \psi_0, t) \Big|_{\Gamma} = 0, \quad c(\varphi, \psi, \varphi_0, \psi_0, 0) \Big| = 0.$$

де $J(\varphi, \psi) = \frac{1}{V^2(\varphi, \psi)}$ - якобіан конформного відображення.

Функція Гріна цієї задачі, після усереднення якобіана в прямокутнику, на основі [3] представляється як:

$$c(\varphi, \psi, \varphi_0, \psi_0, t) = \exp \left[\frac{V_x}{2D} (\varphi - \varphi_0) + \frac{V_y}{2D} (\psi - \psi_0) - \left(\frac{V_x^2 + V_y^2}{4D\sigma} + \frac{\gamma}{\sigma} \right) (t - t_0) \right] U(\varphi, \psi, t)$$

де

$$U(\varphi, \psi, t) = \frac{4}{ab} \sum_{n=1}^{\infty} \sum_{m=1}^{\infty} F(m, n) \exp \left[-Dt\pi^2 \left(\frac{n^2}{a^2} + \frac{m^2}{b^2} \right) \right] \sin \frac{n\pi\varphi}{a} \sin \frac{m\pi\psi}{b},$$

$$F(m, n) = Q \sin \frac{n\pi\varphi_0}{a} \sin \frac{m\pi\psi_0}{b} \quad D' = \frac{D}{\sigma \bar{J}(\varphi_*, \psi_*)},$$

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

Отримано розв'язок даної задачі різними методами: шляхом розв'язку системи нелінійних рівнянь, з використанням методу, що зводиться до розв'язання інтегральних рівнянь та методу зведення до спряжених рівнянь.

Література

1. Власюк А.П. Автоматическое построение конформных и квазиконформных отображений четырехугольных областей с помощью разностных сеток с "плавающими узлами" / Михальчук В.Г. // препр. АН УССР. Ин-т математики; 89.79. – К.: 1989 г. – 55 с.
2. Власюк А.П. Автоматическое построение конформных и квазиконформных отображений двух- и трехсвязных областей / А. П. Власюк, В.Г. Михальчук // (Препр. №2), - Киев, 1991. – 56 с
3. Снеддон И. Преобразования Фурье М.: ИЛ. – 1955. – 668 с.

МАТЕМАТИЧНЕ МОДЕЛЮВАННЯ ВЕРТИКАЛЬНОЇ МІГРАЦІЇ РАДІОНУКЛІДІВ В НЕНАСИЧЕНОМУ БІПОРИСТОМУ СЕРЕДОВИЩІ ПРИ НАЯВНОСТІ ФІЛЬТРІВ-ВЛОВЛЮВАЧІВ

¹Власюк А.П., ²Жуковський В.В.

¹Міжнародний економіко-гуманітарний університет
ім. акад. Степана Дем'янчука

²Національний університет водного господарства та
природокористування, м.Рівне

¹A.P.Vlasyuk.rv@gmail.com ²zeonET@gmail.com

Моделюється процес вертикальної міграції радіонуклідів в шарі ґрунту з біпористими сорбентами, що включають наночастинки, до фільтрів-вловлювачів в зоні неповного насичення (рис 1).

Математичну модель даної задачі в загальноприйнятих позначеннях можна описати наступною крайовою задачею:

$$\sigma_1 \frac{\partial c_1}{\partial t} = D_1 \frac{\partial^2 c_1}{\partial x^2} - v_x \frac{\partial c_1}{\partial x} - \gamma_1 c_1 + \gamma_2 c_2, \quad (1)$$

$$\frac{\partial c_2}{\partial t} = \frac{1}{R^2} \frac{\partial}{\partial R} \left(R^2 D_2 \frac{\partial^2 c_2}{\partial R^2} \right) + \gamma_1 c_1 - \gamma_2 c_2 - \theta \frac{\partial q}{\partial t}, \quad (2)$$

$$\frac{\partial q}{\partial t} = \frac{1}{r^2} \frac{\partial}{\partial r} \left(r^2 D_0 \frac{\partial q}{\partial r} \right), \quad (3)$$

$$\mu(h) \frac{\partial h}{\partial t} = \frac{\partial}{\partial x} \left(k \frac{\partial h}{\partial x} \right) - v \frac{\partial c}{\partial x}, \quad v_x = -k \frac{\partial h}{\partial x} + v \frac{\partial c}{\partial x} \quad (4)$$

$$\left. \frac{\partial q(x, r, t)}{\partial r} \right|_{r=0} = 0, \quad q(x, r, t) \Big|_{r=R_n} = k_e \cdot c_2(x, t), \quad (5)$$

$$\left. \frac{\partial c_2(x, r, t)}{\partial R} \right|_{r=0} = 0, \quad c_2(x, r, t) \Big|_{r=R_p} = c_1(x, t), \quad (6)$$

$$l_1 c_1(0, t) = \tilde{C}_1^1(t), \quad l_2 c_1(l, t) = \tilde{C}_1^2(t), \quad (7)$$

$$l_3 c_2(0, t) = \tilde{C}_2^1(t), \quad l_4 c_2(l, t) = \tilde{C}_2^2(t), \quad (8)$$

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

$$c_1(x, 0) = \tilde{C}_1^0(x), \quad c_2(x, 0) = \tilde{C}_2^0(x), \quad q(x, r, 0) = \tilde{Q}^0(x, r), \quad (10)$$

де $c_1(x, t)$, D_1 – концентрація та коефіцієнт конвективної дифузії радіонуклідів, що знаходяться в зоні вологоперенесення; $c_2(x, t)$, D_2 – концентрація та коефіцієнт молекулярної дифузії

МАТЕМАТИЧНЕ МОДЕЛЮВАННЯ МАСОПЕРЕНОСЕННЯ СОЛЕЙ ПРИ НЕСТАЦІОНАРНІЙ ФІЛЬТРАЦІЇ ТА ВОЛОГОПЕРЕНОСЕННІ В НАСИЧЕНО- ЕНАСИЧЕНИХ ҐРУНТАХ У НЕЛІНІЙНОМУ ВИПАДКУ

¹Власюк А.П., ²Цвєткова Т.П.

¹Міжнародний економіко-гуманітарний університет ім. акад.
С. Дем'янчука, ²Національний університет водного господарства та
природокористування, м. Рівне

A.P.Vlasyuk.rv@gmail.com, Tsvetkova@ukr.net

Досліджується масоперенесення сольових розчинів при нестационарній фільтрації підземних вод та вологоперенесенні в насичено-ненасичених ґрунтах в нелінійній постановці (рис. 1).

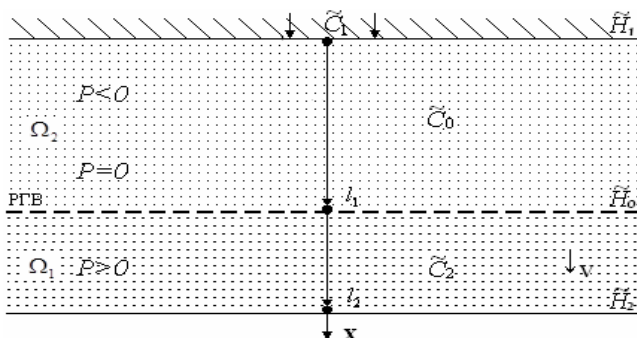


Рис.1. Масоперенесення солей в областях повного і неповного насичення

Математична модель даної задачі в області повного насичення Ω_1 описується наступною крайовою задачею [1]:

$$\frac{\partial \left(D_1(c_1) \frac{\partial c_1}{\partial x} \right)}{\partial x} - v_1 \frac{\partial c_1}{\partial x} - \gamma_1(c_1 - C_1^*) = \sigma_1 \frac{\partial c_1}{\partial t}, \quad (1)$$

$$\frac{\partial}{\partial x} \left(k_1(c_1) \frac{\partial h_1}{\partial x} \right) - \frac{\partial}{\partial x} \left(v_1(c_1) \frac{\partial c_1}{\partial x} \right) = a \frac{\partial h}{\partial t}, \quad (2)$$

$$v_1 = -k_1(c_1, h_1) \frac{\partial h_1}{\partial x} + v_1(c_1) \frac{\partial c_1}{\partial x}, \quad (3)$$

$$h_1(x, 0) = \tilde{H}_0^1(x), \quad h_1(0, t) = \tilde{H}_1^1(x), \quad h_1(l_2, t) = \tilde{H}_2^1(x), \quad (4)$$

$$c_1(x, 0) = \tilde{C}_0^1(x), \quad c_1(0, t) = \tilde{C}_1^1(t), \quad c_1(l_2, t) = \tilde{C}_2^1(t). \quad (5)$$

Математична модель даної задачі в області неповного насичення Ω_2 має вигляд

$$\frac{\partial \left(D_2(c_2) \frac{\partial c_2}{\partial x} \right)}{\partial x} - v_2 \frac{\partial c_2}{\partial x} - \gamma_2 (c_2 - C_2^*) = \sigma_2 \frac{\partial c_2}{\partial t}, \quad (6)$$

$$\mu(h_2) \frac{\partial h_2}{\partial t} = \frac{\partial}{\partial x} (k_2(c_2, h_2) \frac{\partial h_2}{\partial x}) - v_2(c_2) \frac{\partial c_2}{\partial x}, \quad (7)$$

$$v_2 = -k_2(c_2, h_2) \frac{\partial h_2}{\partial x} + v_2(c_2) \frac{\partial c_2}{\partial x}, \quad (8)$$

$$h_2(x, 0) = \tilde{H}_0^2(x), \quad h_2(0, t) = \tilde{H}_1^2(x), \quad (9)$$

$$c_1(x, 0) = \tilde{C}_0(x), \quad c_1(0, t) = \tilde{C}_1(t). \quad (10)$$

На межі областей повного та неповного насичення задані умови спряження для напору та концентрації у вигляді

$$[h] \big|_{x=l_1} = [c] \big|_{x=l_1} = \left[cv - D(c) \frac{\partial c}{\partial x} \right] \bigg|_{x=l_1} = 0. \quad (11)$$

В математичних моделях (1)-(5), (6)-(10), (11) використані такі позначення: $D_1(c_1)$, $D_2(c_2)$ – коефіцієнти конвективної дифузії в областях повного і неповного насичення відповідно, γ_1 , γ_2 – коефіцієнти масообміну, C_1^* , C_2^* – коефіцієнти граничного насичення сольового розчину, σ_1 , σ_2 – пористість ґрунту, $k_1(c_1, h_1)$, $k_2(c_2, h_2)$ – коефіцієнти фільтрації, v_1 , v_2 – швидкості фільтрації сольових розчинів, h_1 – напір рідини, h_2 – напір вологи, $\mu(h)$ – коефіцієнт вологоємності, $v_1(c_1)$, $v_2(c_2)$ – осмотичні функції, $[h] \big|_{l_1} = [c] \big|_{l_1}$ – стрибки функції відносно напорів та концентрації солей.

Для крайової задачі (1)-(11) побудовано монотонну різницеву схему та знайдено її чисельний розв'язок.

Література

1. Власюк А.П. Математичне моделювання переносу сольових розчинів при сумісній фільтрації та вологоперенесенні у насичено-ненасичених ґрунтах в нелінійній одновимірній постановці / А.П. Власюк, Т.П. Цветкова // Математичне та комп. моделювання. Серія: Техн. науки. Вип. 7. Збірник наукових праць. – К-П. НУ ім. І. Огієнка. – 2012. – С. 28-42

МАТЕМАТИЧНЕ МОДЕЛЮВАННЯ ЗМІНИ НАПРУЖЕНО- ДЕФОРМОВАНОГО СТАНУ ОБЛАСТЕЙ ҐРУНТУ З РУХОМОЮ ВНУТРІШНЬОЮ МЕЖЕЮ В ОСЕСИМЕТРИЧНІЙ ПОСТАНОВЦІ КОМБІНОВАНИМ МЕТОДОМ ЧИСЕЛЬНИХ КОНФОРМНИХ ВІДОБРАЖЕНЬ ТА РАДІАЛЬНИХ БАЗИСНИХ ФУНКЦІЙ

А.П. Власюк, Т.А. Дроздовський

Міжнародний економіко-гуманітарний університет імені академіка
Степана Дем'янчука, Національний університет водного

господарства та природокористування, м.Рівне

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

Проведено математичне моделювання зміни напружено-деформованого стану (НДС) осесиметричної ґрунтової основи гідротехнічної споруди в результаті зміни внутрішньої структури області цієї основи. Нехай в процесі проведення певних інженерних робіт (наприклад, нагнітання в'язучого розчину) еволюціонує межа $\gamma(t)$, яка розділяє область основи на дві підобласті: G_1 та G_2 . Необхідно розрахувати зміну НДС ґрунтового масиву в цих підобластях.

У загальноприйнятих позначеннях математична модель процесу у циліндричній системі координат описується наступною крайовою задачею [3-5]:

$$\mu_i \cdot \Delta U + (\lambda_i + \mu_i) \frac{\partial}{\partial r} \left(\frac{\partial U}{\partial r} + \frac{\partial W}{\partial z} \right) + (\lambda_i + 2\mu_i) \left(\frac{1}{r} \frac{\partial U}{\partial r} - \frac{U}{r^2} \right) = \frac{R_i}{r}, \quad (1)$$

$$\mu_i \cdot \Delta W + (\lambda_i + \mu_i) \frac{\partial}{\partial z} \left(\frac{\partial U}{\partial r} + \frac{\partial W}{\partial z} \right) + \left(\mu_i + \frac{\lambda_i}{r} \right) \frac{\partial U}{\partial z} + \mu_i \frac{\partial W}{\partial r} = \frac{Z_i}{r}, \quad (2)$$

та відповідними крайовими умовами.

Тут: $\mathbf{u} = (U, V)$ – вектор зміщень, λ_i, μ_i – пружні параметри Ламе, R_i, Z_i , – компоненти масової сили в підобласті G_i , $i = 1, 2$.

Чисельний розв'язок крайової задачі (1),(2) з відповідними крайовими умовами знайдено безсітковим методом радіальних базисних функцій [2] у поєднанні з методом чисельних конформних відображень [1] у вигляді

$$u_n(X, \varepsilon) = \sum_{j=1}^n a_j \varphi_j(r_j, \varepsilon), \quad v_n(X, \varepsilon) = \sum_{j=1}^n b_j \varphi_j(r_j, \varepsilon), \quad (3)$$

де $\varphi_j(r_j, \varepsilon)$ – деяка неперервна або кусково-неперервна радіальна базисна функція; $a_j, b_j, j = \overline{1, n}$ – невідомі параметри.

Множину коллокаційних вузлів $M_i = (x_i, y_i)$, $i = \overline{1, n}$ отримано методом чисельних конформних відображень [1].

З рівнянь (1), (2), граничних умов та умов спряження при застосуванні методу коллокації в точках, отримано дві СЛАР для обчислення невідомих констант $a_j, b_j, j = \overline{1, n}$. Враховуючи взаємну залежність компонент вектора зміщень СЛАР приведені до ітераційного вигляду

$$M \cdot A^{(s)} = X(B^{(s-1)}), D \cdot B^{(s)} = Y(A^{(s)}), s = 1, 2, \dots, \quad (4)$$

$$A^{(0)} = B^{(0)} = 0, \quad (5)$$

та отримано її розв'язок методом Гауса.

Розроблено обчислювальний алгоритм та програмне забезпечення розв'язування крайової задачі та проведено серію чисельних експериментів при різних вихідних даних.

На основі візуалізації результатів проведених чисельних експериментів визначено зміну розподілів напружень, деформацій та зміщень.

Література

1. Власюк А.П., Дроздовський Т.А. Комп'ютерна генерація конформних і квазіконформних різницевих сіток в областях складної геометричної форми / Тез. XVI Міжнар. Конф. Прийняття рішень в умовах невизначеності – Ялта, 2010. – С.153-156.
2. Власюк А.П., Мартинюк П.М. Чисельне розв'язування задач консолідації та фільтраційного руйнування ґрунтів в умовах тепломасопереносу методом радіальних базисних функцій: Монографія.-Рівне:НУВГП,2010.-277 с.
3. Дейнека В.С. Модели и методы решения задач в неоднородных средах.// В.С. Дейнека, И.В. Сергиенко – К.: Наук. думка, 2001.– 606 с.
4. Сергиенко И.В., Скопецкий В.В., Дейнека В.С. Математическое моделирование и исследование процессов в неоднородных средах. — К.: 1991. — 432 с.
5. Філатова І.А., Федорчук Н.А. Математичне моделювання напружено-деформованого стану ґрунтових масивів в складних гідрогеологічних умовах // Вісник Київського університету. Серія: Фізико-математичні науки. — 2011. — Вип. 3. — С. 218 – 227.

МАТЕМАТИЧНЕ МОДЕЛЮВАННЯ НАПРУЖЕНО-ДЕФОРМОВАНОГО СТАНУ ГРУНТОВОГО МАСИВУ З ВРАХУВАННЯМ ТЕПЛО-МАСОПЕРЕНЕСЕННЯ ПРИ НАЯВНОСТІ ВІЛЬНОЇ ПОВЕРХНІ ТА СИЛ ЗВ'ЯЗНОСТІ

А.П. Власюк¹, Н.А. Федорчук²

¹Міжнародний економіко-гуманітарний університет
ім. акад. Степана Дем'янчука

²Національний університет водного господарства та
природокористування, м. Рівне

A.P.Vlasyuk.rv@gmail.com, N.A.Fedorchuk@mail.ru

Розглядається задача математичного моделювання напружено-деформованого стану (НДС) ґрунтового масиву з урахуванням тепло-масоперенесення при наявності вільної поверхні та сил зв'язності у двовимірному випадку (рис. 1).

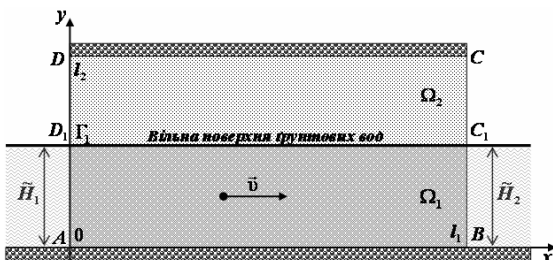


Рис.1. Ґрунтовий масив з вільною поверхнею, у якому розраховується НДС з урахуванням тепло-масоперенесення та сил зв'язності

Математичну модель поставленої задачі в загальноприйнятих позначеннях можна описати наступною крайовою задачею [1]:

$$\begin{aligned} & \mu(c, T) \Delta U + (\lambda(c, T) + \mu(c, T)) \frac{\partial}{\partial x} \left(\frac{\partial U}{\partial x} + \frac{\partial V}{\partial y} \right) + \left[\frac{\partial \lambda(c, T)}{\partial x} \left(\frac{\partial U}{\partial x} + \frac{\partial V}{\partial y} \right) + \right. \\ & \left. + 2 \frac{\partial \mu(c, T)}{\partial x} \frac{\partial U}{\partial x} + \frac{\partial \mu(c, T)}{\partial y} \left(\frac{\partial U}{\partial y} + \frac{\partial V}{\partial x} \right) \right] - (2\lambda(c, T) + 2\mu(c, T)) \alpha_T \frac{\partial T}{\partial x} = X, \\ & \mu(c, T) \Delta V + (\lambda(c, T) + \mu(c, T)) \frac{\partial}{\partial y} \left(\frac{\partial U}{\partial x} + \frac{\partial V}{\partial y} \right) + \left[\frac{\partial \lambda(c, T)}{\partial y} \left(\frac{\partial U}{\partial x} + \frac{\partial V}{\partial y} \right) + \right. \\ & \left. + 2 \frac{\partial \mu(c, T)}{\partial y} \frac{\partial V}{\partial y} + \frac{\partial \mu(c, T)}{\partial x} \left(\frac{\partial U}{\partial y} + \frac{\partial V}{\partial x} \right) \right] - (2\lambda(c, T) + 2\mu(c, T)) \alpha_T \frac{\partial T}{\partial y} = Y, \quad (x, y) \in \Omega, \end{aligned} \quad (1)$$

$$X = \begin{cases} \frac{dp}{dx} + f_1(c), & (x, y) \in \Omega_1, \\ \gamma_{np}, & (x, y) \in \Omega_2, \end{cases} \quad Y = \begin{cases} \gamma_{3g} + \frac{dp}{dy} + f_2(c), & (x, y) \in \Omega_1, \\ \gamma_{np}, & (x, y) \in \Omega_2, \end{cases} \quad (2)$$

$$\nabla \cdot (\mathbf{D}(c, T) \nabla c) - \mathbf{v} \nabla c - \gamma(c - C_m) + \nabla \cdot (\mathbf{D}_T \nabla T) = n_p \frac{\partial c}{\partial t}, \quad (x, y) \in \Omega_1, \quad (3)$$

$$\nabla \cdot (\lambda_T \nabla T) - \rho c_p \bar{\mathbf{v}} \nabla T = c_T \frac{\partial T}{\partial t}, \quad (x, y) \in \Omega, \quad (4)$$

$$\mathbf{v} = -\mathbf{K}(c, T) \text{grad} h + \mathbf{v}_c \text{grad} c + \mathbf{v}_T \text{grad} T, \quad \text{div} \mathbf{v} + \frac{\partial n}{\partial t} = 0, \quad (x, y) \in \Omega_1, \quad (5)$$

$$\mathbf{q}_T = \rho c_p \bar{\mathbf{v}} T - \lambda_T \nabla T, \quad (x, y) \in \Omega, \quad (6)$$

$$\varepsilon_x = \frac{\partial U}{\partial x}, \quad \varepsilon_y = \frac{\partial V}{\partial y}, \quad \varepsilon_{xy} = \frac{1}{2} \left(\frac{\partial U}{\partial y} + \frac{\partial V}{\partial x} \right), \quad (7)$$

$$\sigma_x = \frac{\theta}{1+\nu} (\varepsilon_x + \nu \varepsilon_y) - \alpha_T \bar{T} \theta, \quad \sigma_y = \frac{\theta}{1+\nu} (\varepsilon_y + \nu \varepsilon_x) - \alpha_T \bar{T} \theta, \quad \tau_{xy} = 2\mu(c, T) \varepsilon_{xy} \quad (8)$$

та з відповідними крайовими умовами для концентрації солей та напору, а також крайовими умовами і умовами спряжень для зміщень та температури. Тут: $(x, y) \in \Omega$, $\Omega = \Omega_1 \cup \Omega_2$; t – час, $t > 0$; $f_1(c)$, $f_2(c)$ – функції, які виражають вплив щільності ґрунту на його НДС за рахунок сил зв'язності; $\bar{v} = v$ при $(x, y) \in \Omega_1$, та $\bar{v} = 0$ при $(x, y) \in \Omega_2$. В результаті чисельного розв'язання крайової задачі (1)-(8) знайдено зміщення, напруження, деформації, а також розподіл напору, швидкості фільтрації, концентрації сольового розчину та температури в ґрунтовому масиві. Проаналізовано вплив тепло-масоперенесення та сил зв'язності на розподіл зміщень, напружень та деформацій в ґрунтовому масиві при наявності вільної поверхні.

Література

1. Власюк А.П. Чисельне моделювання напружено-деформованого стану багат шарового ґрунтового масиву за наявності рівня ґрунтових вод та впливу тепло-масоперенесення в одновимірному випадку / А.П. Власюк, Н.А.Федорчук // Математичне та комп'ютерне моделювання. Серія: Технічні науки: зб. наук. праць / Ін-т кібернетики ім. В.М. Глушкова Нац. акад. наук України, Кам.-Под. нац. ун-т ім. І.Огієнка; [редкол.: Ю. Г. Кривонос (відп. ред. та ін.]. – Кам'янець-Подільський: Кам.-Под. нац. ун-т ім. І.Огієнка, 2013. – Вип. 8 – С. 31 – 44. (144с.)

ПРИНЦИП МАКСИМУМУ ДЛЯ СИСТЕМ З ПІСЛЯДІЄЮ ТА ЗМІНОЮ ВІМІРНОСТІ ФАЗОВОГО ПРОСТОРУ

Габуза Т.В., Сопронюк Ф.О.

Чернівецький національний університет імені Юрія Федьковича
gabuzat@gmail.com, fosopr@chnu.edu.ua

Нехай на відрізку $[T_0, T_1]$ з розбиттям $\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_N$, де
 $\tau_j = [t_{j-1}, t_j)$, $j = \overline{1, N-1}$, $\tau_N = [t_{N-1}, t_N]$,
 $T_0 = t_0 < t_1 < \dots < t_N = T_1$ розглядається система:

$$\frac{dx^{(j)}(t)}{dt} = A_{1j}x^{(j)}(t) + A_{2j}x^{(j)}(t - h_j) + B_j u^{(j)}(t), \quad t \in \tau_j, \quad (1)$$

$$x^{(j)}(t_{j-1} + \theta_j) = C_j x^{(j-1)}(t_{j-1} + \theta_j), \quad t_{j-1} - t_{j-2} \geq h_j, \quad \theta_j \in [-h_j, 0], \quad (2)$$

$$x^{(1)}(t_0 + \theta_1) = \varphi(\theta_1), \quad \theta_1 \in [-h_1, 0]. \quad (3)$$

І критерій якості для системи (1)-(3) має вигляд:

$$J = \sum_{j=1}^N \int_{t_{j-1}}^{t_j} (x^{T(j)}(s) Q_{j1}(s) x^{(j)}(s) + u^{T(j)}(s) Q_{j2}(s) u^{(j)}(s)) ds + \\ + x^{(N)T}(t_N) Q_3 x^{(N)}(t_N) \rightarrow \min_{\substack{u^{(1)}(t), u^{(2)}(t), \dots, u^{(N)}(t) \in U \\ t \in [0, t_1] \quad t \in [t_1, t_2] \quad t \in [t_{N-1}, t_N]}} \quad (4)$$

Опис параметрів математичної моделі (1)-(4) подано в [1].

Теорема. Оптимальне керування задачі (1)-(3) має вигляд

$$\hat{u}^{(j)}(t) = \frac{1}{2} Q_{j2}^{-1} B_j^T \psi^{(j)}(t), \quad t \in \tau_j, \quad j = \overline{1, N}, \quad \text{де функції } \psi^{(j)}(t) -$$

розв'язки поданих нижче систем за умови $\psi^{(N)}(t_N) = -2Q_3 x^{(N)}(t_N)$:

$$\frac{d\psi^{(j)}(t)}{dt} = 2Q_{1j}(t) x^{(j)}(t) - A_{1j} \psi^{(j)}(t) - A_{2j} \psi^{(j)}(t + h_j), \quad t \in [t_{j-1}; t_j - h_j],$$

$$\frac{d\psi^{(j)}(t)}{dt} = 2Q_{1j}(t) x^{(j)}(t) - A_{1j} \psi^{(j)}(t), \quad t \in [t_j - h_j; t_j].$$

Література

1. Габуза Т.В. Оптимальне керування системами із запізненням та зміною вимірності фазового простору. / Т.В. Габуза, Ф.О. Сопронюк // Науковий вісник Чернівецького національного університету імені Юрія Федьковича. Серія: Комп'ютерні системи та компоненти. – Том 4, випуск 2. – Чернівці: ЧНУ, 2013. – С. 106-110.

МОДЕЛЮВАННЯ ДИНАМІКИ ПУЧКА ЗА ДОПОМОГОЮ МАТРИЧНИХ ДИФЕРЕНЦІАЛЬНИХ РІВНЯНЬ

Гарашенко Ф.Г., Скурідіна Н.С.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

fedir47@gmail.com, natalia-dina@mai.ru

Задачі, що зводяться до проблем оптимізації матричних параметричних систем, мають широке застосування у науці та техніці. Для задач оптимального формування пучків траєкторій, оптимізації динаміки досить часто ефективним є використання матричних оптимізаційних підходів.

Одним із підходів полягає в тому, що при відсутності точної інформації про початковий стан системи слід розглядати певну множину, з якої можуть вибиратися початкові значення. Урахування невизначеності можна здійснювати за допомогою матричного диференціального рівняння Ляпунова з відповідними початковими умовами.

У алгоритмі інтегрування матричних параметричних систем задається дві системи звичайних диференціальних рівнянь. Для того щоб розв'язати поставлену задачу, необхідно розв'язати матричну задачу Коші. Один із методів знаходження розв'язків - метод Рунге-Куты четвертого порядку точності. Розв'язавши систему з певними початковими умовами, отримаємо рівняння еліпса. Оскільки модель лінійна, то початковий еліпсоїд в динаміці перетворюється на еліпсоїд.

Для побудови більш чіткої моделі знайдемо початковий еліпс. Виберемо три довільних вектори напрямку: два з яких знаходяться на координатних прямих, а третій – довільний між ними. Побудовані вектори відобразимо симетрично, за допомогою них знайдемо значення граничних точок. По точках побудуємо еліпсоїд, змодельуємо та візуалізуємо його динаміку за певним момент часу.

Література

1. Бублик Б.Н., Гарашенко Ф.Г., Кириченко Н.Ф. Структурно-параметрическая оптимизация и устойчивость динамики пучков. – Киев, “Наукова думка”, 1985. – 328с.

ДОСЛІДЖЕННЯ ДИНАМІКИ ОДНІЄЇ РІЗНИЦЕВОЇ МОДЕЛІ ЕКОЛОГІЇ

Гаркуша Н.І.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

ngarkusha@gmail.com

Досліджено одну нелінійну модель екологічних процесів. Модель описує динаміку популяції з врахуванням віку. Для обліку впливу щільності популяції на її плодючість, введена величина, що

є зваженим розміром популяції $w(x) = \sum_{j=1}^n \alpha_j x_j$, $\alpha_j > 0$, $j = \overline{1, n}$ -

сталі, які відображають вплив віку на життєві темпи зростання популяції. Вважається, що плодючість середнього індивіда f_i класу $i = \overline{1, n}$ є функцією вигляду $f_i = \tilde{a} \tilde{f}_i g[w(x)]$, $j = \overline{1, n}$, де $\tilde{f}_i$ - максимальний вихід відтворення середнього індивіда, що відноситься до вікового класу, $g[w]$ - залежність падіння народжуваності від щільності, a - ймовірність виживання індивідів першого вікового класу до моменту переходу до другого класу. Математична модель має вигляд системи квазілінійних різницьових рівнянь

$$x(k+1) = L[w(x(k))], \quad k = 0, 1, 2, \dots$$

$$L[w(x)] = \begin{bmatrix} \tilde{a} \tilde{f}_1 g[w(x)] & \tilde{a} \tilde{f}_2 g[w(x)] & \dots & \tilde{a} \tilde{f}_{n-1} g[w(x)] & \tilde{a} \tilde{f}_n g[w(x)] \\ p_1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & p_2 & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & p_{n-1} & 0 \end{bmatrix}$$

Проведено дослідження системи.

Нехай $R_f = \tilde{f}_1 + p_1 \tilde{f}_2 + p_1 p_2 \tilde{f}_3 + \dots + p_1 p_2 \dots p_{n-1} \tilde{f}_n$, $g[w]$

функція, $0 \leq w < +\infty$ вигляду $g: [0, +\infty) \rightarrow (0, 1]$, $g(0) = 1$,

$$\lim_{w \rightarrow +\infty} g[w] = 0.$$

1. Якщо параметри системи такі, що $1 - R_f > 0$, то єдиним станом рівноваги системи є початок координат $x(k) \equiv 0$, $k = 0, 1, 2, \dots$. І він є асимптотично стійким.

2. Якщо параметри системи такі, що $1 - R_f = 0$, то система також має єдиний стан рівноваги $x(k) \equiv 0$, $k = 0, 1, 2, \dots$. І він є стійким.

3. Якщо параметри системи такі, що $1 - R_f < 0$, то існують два стани рівноваги $x(k) \equiv 0$, $x(k) \equiv x^*$,

$$(x^*)^T = \left(\frac{w^*}{R_\alpha}, p_1 \frac{w^*}{R_\alpha}, p_1 p_2 \frac{w^*}{R_\alpha}, \dots, p_1 p_2 \dots p_{n-1} \frac{w^*}{R_\alpha} \right),$$

$R_\alpha = \alpha_1 + p_1 \alpha_2 + p_1 p_2 \alpha_3 + \dots + p_1 p_2 \dots p_{n-1} \alpha_n$, де w^* – корінь рівняння $ag[w]R_f = 1$. Причому нульовий стан рівноваги буде нестійким, а другий стан рівноваги $x(k) = x^*$ асимптотично стійким.

АПАРАТ НЕКЛАСИЧНИХ МАЖОРАНТ І ДІАГРАМ НЬЮТОНА ФУНКЦІЙ БАГАТЬОХ ДІЙСНИХ ЗМІННИХ ТА ЙОГО ВИКОРИСТАННЯ ДЛЯ ПОБУДОВИ ЧИСЕЛЬНИХ МЕТОДІВ ОПТИМІЗАЦІЇ НЕГЛАДКИХ ФУНКЦІЙ

¹Глебена М.І., ²Цегелик Г.Г.

¹ Ужгородський національний університет
hlebenam@gmail.com

² Львівський національний університет імені Івана Франка
kafmmsep@franko.lviv.ua

В [1] розглянуто використання апарату неklasичних мажорант і діаграм Ньютонa функцій однієї та двох дійсних змінних, заданих таблично [2], для побудови чисельних методів нульового порядку оптимізації як гладких, так і негладких, розривних й заданих дискретно функцій однієї, двох та багатьох дійсних змінних. Основна перевага цих методів над класичними та їхніми модифікаціями полягає в такому: для відшукування точки екстремуму не треба знати околу, де знаходиться точка; збіжність алгоритму методу не залежить від вибору початкового наближення; функція може бути гладкою, негладкою, розривною,

дискретною; простота та наглядність алгоритмів чисельних методів. Для побудови чисельних методів оптимізації функцій більш як двох дійсних змінних використано ідею покоординатного підйому.

В доповіді розглядається побудова апарату неklasичних мажорант і діаграм Ньютона функцій багатьох дійсних змінних, заданих таблично, та його використання для розробки чисельного методу нульового порядку оптимізації логарифмічно вгнутих функцій багатьох дійсних змінних (гладких, негладких, розривних, дискретних).

Література

1. Глебена М.І. Математичні моделі та числові методи мажорантного типу для аналізу дискретних оптимізаційних процесів: автореф. дис. на здобуття ступеня канд. фіз.-мат. наук: спец. 01.05.02. „Математичне моделювання та обчислювальні методи” / М.І. Глебена: — Івано-Франківськ, 2012. — 23 с.
2. Цегелик Г.Г. Апарат неklasичних мажорант і діаграм Ньютона функцій, заданих таблично, та його використання в чисельному аналізі: монографія / Г.Г.Цегелик.— Львів: ЛНУ імені І.Франка, 2013. — 190с.

АСИМПТОТИКА ГЕНЕРАТОРА СТРИБКОВОЇ ОПТИМІЗАЦІЇ В МАРКОВСЬКОМУ СЕРЕДОВИЩІ В СХЕМІ ДИФУЗІЙНОЇ АПРОКСИМАЦІЇ

Горун П.П.¹, Чабанюк Я.М.²

¹Національний університет "Львівська політехніка",

²Львівський державний університет безпеки життєдіяльності
pavlo.gorun@gmail.com

Стрибкова процедура стохастичної оптимізації (ПСО) з марковськими переключеннями в схемі серій задається співвідношенням

$$u^\varepsilon(t) = u + \sum_{n=0}^{\nu(t/\varepsilon^{1/\gamma})-1} a_n^\varepsilon C^\varepsilon(u_n^\varepsilon; x_n^\varepsilon), \quad u^\varepsilon(0) = u, \quad t \geq 0,$$

в позначеннях [1], $C^\varepsilon(u; x) = \nabla_b C(u; x) + \varepsilon^{-c_0} C_0(u; x)$, $c_0 > 0$,

$\nabla_b C(u, \cdot) = \{(C(u^+; \cdot) - C(u^-; \cdot)) / 2b(t)\}$, $u^\pm = u \pm b(t)$, γ – показник

нормування часу, ν – лічильний процес моментів відновлення марковського процесу (МП), $x_n = x(\tau_n)$, $n \geq 0$ – вкладений ланцюг

Маркова у рівномірно ергодичний МП $x(t), t \geq 0$, у стандартному фазовому просторі станів $(X, \mathbf{X})$ з генератором Q [2] та

потенціалом R_0 . Функція $C^\varepsilon(u; x) = \nabla_b C(u; x) + \varepsilon^{-c_0} C_0(u; x)$, $c_0 > 0$, $u \in R$, $x \in X$, задовольняє умову існування глобального

розв'язку супроводж. систем $du_x(t)/dt = C^\varepsilon(u_x(t); x)$, $x \in X$, в

припущ. єдиної точки екстремуму u^* . В (1) мають місце

вкладеності $u_n^\varepsilon = u^\varepsilon(\tau_n^\varepsilon)$, $x_n^\varepsilon = x(\tau_n^\varepsilon)$, $a_n^\varepsilon = a/(\tau_n^\varepsilon)^\alpha$,

$\tau_n^\varepsilon = \tau_n / \varepsilon^{1/\gamma}$, $n \geq 0$. Нормовані флуктуації ПСО (1) розглядаються

у вигляді:

$$v^\varepsilon(t) = \frac{t^\gamma}{\varepsilon} \tilde{u}^\varepsilon(t), \quad \tilde{u}^\varepsilon(t) = \frac{\varepsilon}{t^\gamma} v^\varepsilon(t),$$

$$\tilde{u}^\varepsilon(t) = u_0 + \sum_{n=0}^{v(t/\varepsilon^{1/\gamma})-1} a_n^\varepsilon \nabla_b C(u_n^\varepsilon; x_n^\varepsilon).$$

Розглянемо *трьохкомпонентний* МП

$$\left(v^\varepsilon(t), C_0^\varepsilon(t), x_t^\varepsilon = x(t/\varepsilon^{1/\gamma}), t \geq 0 \right) \quad (2)$$

Лема. ($\alpha=1, \gamma=1/4, c_0=1$) Генератор МП (2) на тест-функціях $\varphi(v; w) \in C^{2,3}(\mathbb{R} \times \mathbb{R})$ має асимптотичне представлення:

$$\begin{aligned} \mathbf{L}_t^\varepsilon \varphi(v; w; x) = & [\varepsilon^{-4} Q + \varepsilon^{-2} tq(x) Q_1(x) \mathbf{P} + \varepsilon^{-1} t^{3/4} q(x) Q_2(x) \mathbf{P} + \\ & + t^{-1} q(x) Q_3(x) \mathbf{P} + \theta_t^\varepsilon(x) Q_0] \varphi(v; w; x), \end{aligned}$$

де

$$Q_1(x) \varphi(v; w; x) = a C_0(0; x) \varphi'_w;$$

$$Q_2(x) \varphi(v; w; x) = a(C'(0; x) \varphi'_v + \frac{v + t^{1/4} w}{t^{2/4}} C_0'(0; x) \varphi'_w);$$

$$Q_3(x) \varphi(v; w; x) = a[(v + t^{1/4} w) C''(0; x) \varphi'_v + \frac{(v + t^{1/4} w)^2}{2t^{2/4}} C_0''(0; x) \varphi'_w] +$$

$$+ \frac{v}{4} \varphi'_v + \frac{a^2}{2t} C_0^2(0; x) \varphi''_w;$$

$$Q_0 \varphi(x) = q(x) \int_X P(x, dy) \varphi(y), \text{ а залишковий член } \theta_t^\varepsilon(x) Q_0$$

такий, що $\|\theta_t^\varepsilon(\cdot) Q_0 \varphi(v; w; \cdot)\| \rightarrow 0, \varepsilon \rightarrow 0, t \rightarrow \infty$.

Література

1. Горун П.П., Чабанюк Я.М., Гнатів Л.Б. Збіжність стрибкової процедури оптимізації в марковському середовищі //XVII International Conference: Problems of decision making under undertainties, 2011. – P.58-59.
2. Korolyuk V. Stochastic Systems in Merging Phase Space /Korolyuk V., Limnios N. – World Scientific Publishing, 2005. – 330 p.

ЦИКЛИЧЕСКИЕ СВОЙСТВА СМЕЖНЫХ ПЕРЕСТАНОВОК РАЗЛИЧНЫХ ЭЛЕМЕНТОВ

Гребенник И.В., Чёрная О.С.

Харьковский национальный университет радиозлектроники

igorgrebennik@gmail.com , titovaolga90@gmail.com

В докладе рассматриваются некоторые свойства множества перестановок без повторяющихся элементов, а так же свойства их образа в евклидовом пространстве.

Для множества перестановок широко исследованы многие свойства, в частности, касающиеся циклической структуры перестановок. Разработаны методы и алгоритмы, позволяющие произвести разложение перестановки в произведение циклов.

Известный способ исследования комбинаторных множеств основан на их погружении в евклидово пространство. Это позволяет описать комбинаторные многогранники и использовать для их исследования соответствующий математический аппарат. Одним из важных свойств комбинаторного многогранник, в частности, перестановочного многогранника, является критерий смежности его вершин [1].

В работе исследуются свойства перестановок, соответствующих смежным вершинам перестановочного многогранника, которые важны при анализе их циклической структуры.

Вводится классификация транспозиций элементов в перестановке. Она основана на возможных изменениях, которые транспозиция вызывает в перестановке. В частности, она может приводить к образованию нового цикла или объединению двух циклов.

В работе рассматриваются только те транспозиции, которые приводят к появлению смежных вершин в перестановочном многограннике. Таким образом, свойства, формулируемые на основе данной классификации, справедливы для перестановок, смежных в многограннике перестановок.

Формулируются теоремы о циклических свойствах смежных перестановок. Рассматриваются и анализируются примеры.

Литература

1. Емеличев, В. А. Многогранники, графы, оптимизация. / В. А. Емеличев, М. М. Ковалев, М. К. Кравцов – М.:Наука, 1981. – 344 с.

ДО ПИТАННЯ ПРО ЧИСЕЛЬНЕ МОДЕЛЮВАННЯ ПРОЦЕСІВ НЕЛІНІЙНОЇ ОПТИКИ

Грищенко О.Ю.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

OGryshchenko@ukr.net

Загальні моделі процесів адаптивної оптики відомі з 80 –тих років минулого сторіччя [1]. Вони відкрили широкі можливості використання оптичних квантових генераторів (ОКГ) починаючи з локаторів різного призначення, обробки матеріалів, високоточних приладів медичного призначення. ОКГ часто застосовуються для роботи в неоднорідних, збурених середовищах, наприклад в атмосфері, де її зміна суттєво впливають на робочі параметри. Крім того енергія потужного пучка сама приводить до теплового збурення середовища. Для функціонування таких установок потрібно мати можливість керувати їх робочими параметрами в процесі експлуатації. Базова система рівнянь для моделювання пучка “типу гаусівського випромінювання”, який розповсюджується в умовах теплового саморозігріву середовища має вигляд

$$2ik \left[\frac{\partial E}{\partial z} + a \frac{\partial E}{\partial t} \right] = \frac{\partial^2 E}{\partial x^2} + \frac{\partial^2 E}{\partial y^2} + bE + \nu_0 E + \nu_1 E,$$
$$\rho C_p \left[\frac{\partial T}{\partial t} + (V \nabla) T \right] - k \left(\frac{\partial^2 T}{\partial x^2} + \frac{\partial^2 T}{\partial y^2} \right) = \alpha E.$$

Тут E - комплекснозначна функція енергії пучка, T - теплота, яка виділяється при його випромінюванні, $k, \rho, C_p, a, b, \nu_0, \nu_1, \alpha$ - коефіцієнти. В роботі для розв'язку цієї задач запропоновано і обґрунтовано модифікацію ДС-алгоритму [2]. Наведено результати обчислювальних експериментів.

Література

1. Воронцов М.А. Шмальгаузен В.И. Принципы адаптивной оптики. М. Наука, 1985. – 335с.

2.Грищенко О.Ю., Довбня П.І. Модифікація ДС-алгоритму розв'язування початково-крайових задач для систем рівнянь Нав'є-Стокса.//Журнал обчислювальної та прикладної математики. 2011. №3(106), – С. 17-25.

ПРО РЕЗУЛЬТАТИ МАТЕМАТИЧНОГО МОДЕЛЮВАННЯ ДИНАМІКИ ТОВСТОГО ПРУЖНОГО ШАРУ

¹Двірничук К.В., ²Стоян В.А.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

¹k_v_dvirnychuk@ukr.net, ²v_a_stoyan@ukr.net

Задачі дослідження пружних динамічних об'єктів, один з геометричних розмірів яких малий у порівнянні з іншими (а це пружні пластини, плити і оболонки), традиційно вважалися складними. Рівняння динаміки таких об'єктів при цьому будувалися, як правило, для їх серединної поверхні. Недоліком цих моделей є те, що всі вони погано працюють при великій товщині досліджуваної механічної конструкції.

В доповіді пропонується методика побудови безгіпотезної математичної моделі динаміки пружного шару, яка представлена системою двовимірних диференціальних рівнянь нескінченно високого порядку, параметрично залежних від поперечної координати. Пропонується алгоритм розв'язання отриманих рівнянь без врахування початкового стану шару. Побудований розв'язок описує тривимірну картину поперечних динамічних зміщень шару. Математичному моделюванню початкових збурень останнього, яке базується на методиці дослідження неповно спостережуваних динамічних систем, і присвячено дане повідомлення.

В роботі побудовані аналітичні залежності поля поперечних динамічних зміщень точок товстого пружного шару при заданих поверхнево розподілених навантаженнях, які за середньо квадратичним критерієм узгоджуються з його початковим станом. Особливістю отриманого розв'язку є його незалежність від кількості і якості (дискретні або неперервні, в усій області шару, або на його частині) початкових спостережень за станом шару. Запропонована методика розв'язання прямих задач еластодинаміки шару успішно розвинена для дослідження його динаміки і в оберненій постановці. В результаті розв'язані задачі керування динамікою шару по досягненню (за середньоквадратичним критерієм) дискретно і неперервно заданого бажаного стану. Керуючими факторами при

цьому є поверхнево розподілені та початкові динамічні збурення шару (взяті окремо і обидва разом). Досліджені питання точності і однозначності розв'язку розглядуваних задач.

АНАЛІЗ ТА ОЦІНКИ СТРУКТУРНИХ КОЛИВАНЬ У ДЕМОГРАФІЧНИХ ПРОЦЕСАХ

Джалладова І.А.

irada-05@mail.ru

1. Постановка задачі. Надзвичайно важливо зрозуміти, яка подія може змінити людську історію на шляху до формування гармонійного людства без вбивств собі подібних і воєн. Чи цього не можна досягнути ?

Спробу відповісти на всі ці питання дала програма «WORLD», розроблена інтернаціональним колективом вчених починаючи з 70-х років 20-го століття на основі нових комп'ютерних технологій. Результати аналізу глобальних процесів представлені у відомих книгах [1], [2]. Звертаючись до означення поняття «якості життя», введеного Форрестором, побудуємо свою модель для вирішення запропонованої задачі

Функція якості життя QL в умовних одиницях задоволеності є добутком множником

$$QL = QLS \times QLM \times QLC \times QLF \times QLP ,$$

де QLS=1 – стандартна якість життя, QLM – множник, що залежить від матеріального рівня життя LM, QLC - множник, що залежить від щільності населення LC, QLF - множник, що залежить від харчування LF, QLP - множник, залежний від забруднення LP (Pollution), QLS=1 умовно прийнято для США 1970 г.

Сама функція QL насправді не скаляр, а багатокомпонентний «вектор». Щільність визначає не тільки міру «комфорту», але й схильність до воєн, епідемій і т.д. Якщо функції QLF і QLM виходять на стаціонар або насичуються, то QLC і QLP «можуть все згубити». Один з ефективних підходів для дослідження певного із множників цієї функції, полягає в розробці моделей, в яких швидкість динаміки пропорційна кількості популяції. Значна частина математичних моделей описується системами звичайних диференціальних рівнянь виду

$$\dot{x}(t) = K[x(t)]x(t).$$

Тут $K[x(t)]$ квадратна матриця, яка вказує на залежність швидкості росту від фазових координат. Якщо матриця $K[x(t)]$ лінійна, то модель є системою з квадратичною правою частиною. Зокрема, якщо модель скалярна, то

$$\dot{x}(t) = [a - bx(t)]x(t),$$

де $x(t) \in R^1$, a , b деякі додатні сталі, $t \geq 0$.

2. Основний математичний апарат і результат в наступному вводимо і досліджуємо системи з квадратичною правою частиною [рівняння Хатчисона]

$$\frac{dx(t)}{dt} = ax(t) \left(1 - \frac{x(t-\tau)}{k} \right)$$

та асимптотичне стійкою матрицею лінійного наближення. Системи записуємо в спеціальному уніфікованому векторно-матричному вигляді та будуємо алгоритм оцінки області стійкості в фазовому просторі нульового положення рівноваги системи з квадратичною правою частиною. Алгоритм заснований на використанні другого методу Ляпунова з функцією квадратичного

виду $V(y) = \frac{1}{2} y^2$. За умови

$$a \left[1 - \frac{1}{k} |y(t)| \right] > \left(\frac{a}{k} \right)^2 [|y(t)| + k]^2 \tau$$

повна похідна функції Ляпунова буде від'ємно визначеною. І умови асимптотичної стійкості визначаються нерівностями

$$\|y(0)\|_\tau < k, \quad \|y(0)\|_b = \max_{-\tau \leq s \leq \tau} \{x(s)\}, \quad \tau < \frac{k[k - \|y(0)\|_\tau]}{a[\|y(0)\|_\tau + k]^2}.$$

Аналізуючи отримані умови із застосування статистичного апарату можна зробити висновок: з часу близько двох мільйонів років тому, коли число людей досягло приблизно 100 000 чоловік, до кінця другого тисячоліття закон зростання незмінний, з самого кінця 20-го століття спостерігається демографічний перехід - зменшення відносної швидкості приросту населення.

Література

1. Robert Smith. Modeling Disease Ecology with Mathematics. – 2008 by the American Institute of Sciences. – 189 p.
2. D.S. Jones, M.J. Planh, and B.D. Sleeman. Differential Equations and

МАТЕМАТИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ ЗАДАЧИ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ МИРОВОГО ФОНДОВОГО РЫНКА С ПОМОЩЬЮ НЕЙРОННЫХ СЕТЕЙ

Дидманидзе И.Ш.¹, Кахиани Г.А.¹, Фомина Т.А.²

¹Батумский государственный университет Шота Руставели

²Донецкий национальный университет им. Тугана-Барановского

Ibraim@mail.ru

Рассмотрим прогнозирование котировок ценных бумаг на основе однослойных нейронных сетей.

Пусть дан ряд $x(t)$ биржевых котировок некой ценной бумаги, которая содержит в $t = \overline{1, m}$ моменты стоимость ценной бумаги на момент закрытия торговой сессии на бирже. Тогда задача прогнозирования состоит в том, чтобы найти значения временного ряда в неизвестные промежутки времени следующий за интервалом t , т.е. необходимо определить $x(m+1)$, $x(m+2)$ и т.д.

Данная модель соответствует линейной авторегрессии и описывается следующим выражением:

$$\tilde{x}(n) = \sum_{k=1}^p w_k x(n-p+k-1),$$

где $w_k, k = \overline{1, p}$ весовые коэффициенты синапсов нейронной сети; $\tilde{x}(n)$ и $x(n)$ оценка значений временного ряда на момент времени n .

Для определения правильности предсказания тренда временного ряда за критерий оценки был выбран подсчёт количества угаданных знаков в предсказанном в значении временного ряда. Так для хорошего прогноза количество угаданных знаков должно превышать 80%, 50% для приемлемого и если количество знаков меньше или равно 50% качество прогноза считается неудовлетворительным.

С целью определения количества нейронов в скрытом распределительном слое нейронной сети были проведены численные эксперименты, в ходе которых обучение нейронной

сети производилось методом градиентного спуска с постоянной $\alpha = 0.1$ скоростью и сигмоидальной функцией активации [1].

С целью улучшения качества прогнозирования исходный временной ряд следует подготовить и на первом этапе его необходимо сгладить. Для сглаживания применялся метод скользящего среднего:

На этапе предварительной обработки временной ряд делится на две выборки – обучающую и тестовую с отношением объемов 9:1. Обучение нейронной сети производится при помощи обучающей выборки, а при помощи тестовой выборки оценивается качество обучения сети.

В результате однодневного прогнозирования котировок ценных бумаг можно сделать вывод, что при помощи нейронных сетей возможно достичь приемлемого уровня однодневного прогнозирования, однако из-за низкого качества прогнозирования направления тренда временного ряда не является целесообразным использование подобных методов в программном обеспечении для управления портфелем ценных бумаг. Хотя следует отметить, что результаты прогнозирования, полученные по методике нейронных сетей лучшего качества по сравнению с другими методами.

Литература

1. Булашев С В . Статистика для трейдеров. - М.: Компания «Спутник +», 2003 .-245 с.

ТРЕНАЖЕРЫ И УЧЕБНЫЙ ПРОЦЕСС

Дидманидзе И.Ш., Дидманидзе Д.З., Худжадзе Н.О.

Батумский государственный университет Шота Руставели

Ibraim@mail.ru

Требования к современным тренажерным системам в настоящее время весьма жесткие. Во время производства тренажеров и симуляторов большую роль играет программное обеспечение. Требования к качеству графики различные и зависят от конкретного проекта, а также не малую роль играет поддержка 3D графики и возможность использования 3D моделей.

Программное обеспечение создаётся, как правило, индивидуально, в зависимости от поставленной задачи. Время и стоимость их реализации также зависят от конкретного проекта. Во время разработки тренажеров также могут быть использованы сетевые технологии, позволяющие создавать комплексные

тренажёры и симуляторы, на базе которых можно проводить обучение сразу нескольких специалистов.

Профессиональные навыки требуют реальную отработку, перед применением на деле. Для этих целей используются тренажёры, но создание тренажёров на основе многих реальных объектов обойдется в приличную сумму, а также доверять их молодым специалистам - весьма рискованное. Для того чтобы позволить таким специалистам отрабатывать свои профессиональные навыки, в настоящее время применяют виртуальные тренажёры. Виртуальные тренажёры ничем не уступают обычным тренажёрам, они позволяют отработать разные профессиональные навыки без различных рисков и больших затрат. В них активно применяются различные современные мультимедийные технологии. Такие тренажёры представляют собой как приложение для компьютера со стандартной конфигурацией, так и целые комплексы программного обеспечения. Тренировка происходит в автоматическом режиме, обучаемый может самостоятельно проходить обучение. При взаимодействии с компьютерным тренажёром, обучаемому передаются различные инструкции, в виде обычного текста, звуковых или видео записей.

В настоящее время, активно используются виртуальные лабораторий. У виртуальных лабораторных работ есть множество преимуществ перед реальными:

- они абсолютно безопасны.
- для их проведения требуется только техническая база, и не нужно расходовать какие-либо иные ресурсы.
- пользователи могут самостоятельно проводить, без помощи преподавателя, используя инструкции, получаемые с помощью программного обеспечения.

Часто используются комплексный тренажер - программно-технический комплекс, который позволяет проводить профессиональное обучение группы людей в определённом количестве. Экономия при использовании комплексных тренажёров в процессе обучения, повышения квалификации и тренировки - очевидна.

В статье предлагается различные тренажеры, которые используются в учебном процессе.

БАГАТОКРИТЕРІАЛЬНА МОДЕЛЬ ВИБОРУ ЗАХОДІВ В РЕГІОНАЛЬНИХ ПРОГРАМАХ МОДЕРНІЗАЦІЇ КОМУНАЛЬНОЇ ТЕПЛОЕНЕРГЕТИКИ

Доленко Г.О., Чайка Д.О.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
galinadolenko2006@yandex.ua, dasha.chayka@gmail.com

Регіональна програма модернізації комунальної теплоенергетики це комплекс заходів для підвищення надійності та забезпечення енергоефективної роботи систем теплопостачання.

Одноєю з важливих задач прийняття рішень при формуванні регіональних програм [1] є задача встановлення набору заходів, впровадження яких дасть максимальний ефект за вибраними критеріями.

Задачу вибору заходів в регіональних програмах модернізації комунальної теплоенергетики формалізуємо наступним чином.

Нехай n це кількість заходів, котрі рекомендовано впровадити в даному регіоні. Позначимо через v_j - запропонований обсяг впровадження заходу $j, j \in J = \{1, \dots, n\}$, через x_j - частку (від 0 до 1) від $v_j, j \in J = \{1, \dots, n\}$ яку можна виконати і потрібно знайти.

Сформуємо наступну множину критеріїв $f = \{f_i(x)\}$, $i \in I = \{1, \dots, M\}$, де M - кількість критеріїв, $M = 3$.

Максимізуємо скорочення витрат природного газу (фактично мінімізуємо використання природного газу)

$$f_1(x) = \sum_{j=1}^n c_{1j} x_j \rightarrow \max,$$

де c_{1j} - об'єм на який скорочуються витрати природного газу завдяки виконанню заходу j .

Максимізуємо зниження викидів CO_2 в атмосферу

$$f_2(x) = \sum_{j=1}^n c_{2j} x_j \rightarrow \max,$$

де c_{2j} - об'єм, на який знижуються викиди CO_2 завдяки виконанню заходу j .

Максимізуємо надійність системи теплопостачання за рахунок виконання заходів з регіональної програми, тобто максимізуємо

сумарну величину зменшення ризику відмови елементів системи при виконанні заходів з регіональної програми

$$f_3(x) = \sum_{j=1}^n c_{3j} x_j \rightarrow \max ,$$

де c_{3j} - величина, на яку зменшується ризик відмови елемента системи теплопостачання при запровадженні заходу j .

Маємо наступні обмеження:

1) обмеження на наявні фінансові ресурси

$$\sum_{j=1}^n a_{1j} x_j \leq b_1 ,$$

де a_{1j} - витрати необхідні для впровадження заходу j ,

b_1 - фінансові ресурси, що виділені на реалізацію заходів;

2) обмеження на термін окупності

$$\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n a_{2j} x_j \leq b_2 ,$$

де a_{2j} - термін окупності заходу j ,

b_2 - бажаний термін окупності регіональної програми заходів;

3) $x_j, j \in J = \{1, \dots, n\}$ належить інтервалу $[0, 1]$.

Розв'язок такої багатокритеріальної задачі $x_j, j \in J = \{1, \dots, n\}$

визначає заходи регіональної програми і яку частку від їх запропонованого обсягу впровадження слід виконати для максимального скорочення використання природного газу, зниження викидів шкідливих речовин в атмосферу і покращення надійності системи теплопостачання з врахуванням обмежень на об'єм фінансування і термін окупності.

Використання побудованої багатокритеріальної математичної моделі підвищує ефективність прийняття рішень при реалізації регіональних програм модернізації комунальної теплоенергетики.

Література

1. Б.Є. Патон, А.А. Долінський, Б.І. Басок, Є.Т. Базєєв. Проект Державної цільової програми модернізації комунальної теплоенергетики на 2012–2016 роки — інноваційна основа технологічного оновлення систем теплозабезпечення населених пунктів України/Вісник НАН України №9. 2012. – С. 14-28.

АБСТРАКТНИЙ ВАРІАНТ ПЕРЕТВОРЕННЯ ГОКА ДЛЯ РОЗПІЗНАВАННЯ СИМВОЛІВ

Донченко В.С., Зінько Т.П.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

voldon@bigmir.net

Специфіка абстрактного варіанту ПГ полягає в тому, що «простори» (абстрактні множини): спостережень – S_o з лементами $s \in S_o$, які називаються спостереженнями, і параметрів – S_p набувають характеру абстрактних множин, а дуалізм задається поза параметричним сімейством функцій. Згаданий дуалізм реалізується двома сімействами підмножин: в просторі спостережень S_o та в просторі параметрів S_p , взаємно параметризованих елементами відповідних просторів: $G_\theta \subseteq S_o, \theta \in S_p$ «криві», $L_s \subseteq S_o, s \in S_\theta$ – ПГ.

Теорема 1. Четвірка, в якій S_o – множина точок растру стандартизованого зображення символів, S_p – множина символів, G_θ – множина точок стандартизованого растру, яка відповідає зображенню символу $\theta \in S_p$, перетворення Гока L_s елементу $s \in S_\theta$ растру – множина символів, зображенню яких ця точка може належати, утворюють абстрактну Гок-пару просторів.

Варіантом такої Гок-пари може бути четвірка, в якій кривими вважаються множини точок, що є елементами зображення символу, які знаходяться на перетині деяких чотирьох прямих через центр стандартизованого зображення.

Теорема 2. Гок-пару утворюють елементи із зображення до якого віднесені частини неперервного зображення символу, які стоять на перетині ліній стандартизованого зображення.

Ця концепція в роботі [3] застосовувалася для розпізнавання символів зображення автомобільних номерних знаків і продемонструвала свою ефективність.

Література

1. Dontchenko V. General Scheme of the Hough Transform and the Properties of the Hough estimation in the special case of Discrete Spaces// Statistical research report S-901 87. – University of Umea, Sweden.– June, 1994.– 10 p.
2. Донченко В.С. Множинний підхід до опису невизначеності в математичному моделюванні: дис. на здобуття наук. ступеня докт. фіз.-мат.

наук: спец. 01.05.04 «Системний аналіз і теорія оптимальних рішень» / Донченко В.С.; Київський нац. ун-тет ім. Т. Шевченка. –Київ, 2007. –349 с.

3. Зінко Т.П. Аналіз і синтез алгоритмів розпізнавання й класифікації та їх застосування в обробці мовних сигналів і зображень: дис. на здобуття наук. ступеня канд. тех. наук: спец. 01.05.04 «Системний аналіз і теорія оптимальних рішень» / Зінко Т.П.; Київський нац. ун-тет ім. Т. Шевченка. –Київ, 2012. –173с.

МАТРИЧНИЙ МЕТОД НАЙМЕНШИХ КВАДРАТІВ ЯК АЛЬТЕРНАТИВНИЙ ПІДХІД ДО ПРОГНОЗУВАННЯ ПОКАЗНИКІВ РІЗНОЇ ПРИРОДИ

Донченко В.С., Назарага І.М., Тарасова О.В.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
voldon@unicyb.kiev.ua, inna_na@ukr.net, olga_ta@bigmir.net

У доповіді розглянуто основи матричного методу найменших квадратів (ММНК) – методу найменших квадратів у випадку матричних спостережень для аргументів та значень функції, що підлягає відновленню за лінійного зв'язку між складовими спостереження [1-3]. На базі ММНК запропоновано підхід до прогнозування показників різної природи для варіантів лінійного та нелінійного масштабування даних [4] та розглянуто покроковий алгоритм його застосування.

Апробація підходу здійснювалася із використанням статистичних даних медіа- та макропоказників [5].

До переваг запропонованого підходу на базі ММНК, крім наявності явних формульних виразів для оцінок, можна також віднести те, що матричні спостереження зберігають структуру зв'язків між досліджуваними характеристиками: як за набором таких характеристик, так і у часі.

Порівняння результатів прогнозування із наявними статистичними даними демонструє конкурентоспроможність запропонованого підходу для знаходження прогнозних значень розглянутих медіа- та макроекономічних показників.

Література

1. Donchenko V.S. Vectors and matrixes least square method: foundation and application examples / Donchenko V.S., Nazaraga I.M., Tarasova O.V. // International Journal “Information Theories & Applications”- 2013. - Vol.20, № 4 - P. 311-322.
2. Moore E.H. On the reciprocal of the general algebraic matrix / Moore E.H. // Bulletin of the American Mathematical Society.–1920.– P. 394–395.

3. Penrose R. A generalized inverse for matrices / Penrose R. // Proceedings of the Cambridge Philosophical Society. –1955. – P. 406–413.
4. Donchenko V. Recurrent procedure in solving the grouping information problem In applied mathematics. / Donchenko V., Krivonos Yu., Krak Yu. // International Journal "Information Models and Analyses" – 2012. - №1. – P. 62-77.
5. Офіційний сайт Державної служби статистики України [Електронний ресурс] – Режим доступу: <http://www.ukrstat.gov.ua>.

АНАЛИЗ АУКЦИОНОВ РАЗНЫХ ВИДОВ

Доценко С.И., Тменова Н.Ф.

Киевский национальный университет имени Тараса Шевченко

Sergei204@ukr.net, tmenovox@voliacable.com

Пусть имеется n покупателей и один продавец (аукционист). Введем некоторые понятия. Ценность (value) продаваемого предмета (для покупателя) – максимальная цена, которую готов заплатить покупатель за этот предмет в открытой продаже. Ставка (bid) – величина, заявляемая в ходе торгов. Прибыль (net profit) – разность между ценностью и заплаченной ценой, если предмет куплен, и 0 – в противном случае. Эффективность аукциона – минимальная ставка равна нулю, предмет обязательно будет продан одному из покупателей. Предполагается, что известно вероятностное распределение ценностей для всех покупателей. Каждый из покупателей знает только “собственную” ценность, а относительно других покупателей – только вид распределения. Ценности предмета для покупателей распределены независимо [1].

Будет проведен детальный анализ таких видов аукционов: английский аукцион (участники называют все большую и большую цену; предмет достается тому, кто последним повысил цену; могут быть ограничения на шаг), голландский аукцион (продавец начинает с заведомо большой цены и снижает ее шаг за шагом; как только один из участников заявляет, что готов заплатить текущую цену, аукцион прекращается), закрытый аукцион первой цены (участники делают ставки в конвертах; предмет достается участнику, заявившему максимальную ставку; победитель платит заявленную ставку), закрытый аукцион второй цены (участники делают ставки в конвертах; предмет достается участнику, заявившему максимальную ставку; победитель платит вторую цену),

закрыты аўкцыон “все платят” (все участники подают свои ставки в конвертах; предмет достается тому, кто сделал максимальную ставку; все участники платят продавцу заявленные ставки).

Литература

1. Paul Klemperer. Auctions: Theory and Practice, Princeton Univ. Press, 2003.

СТОХАСТИЧНА МОДЕЛЬ ОЦІНКИ СТРАХОВИХ ПОЛІСІВ У МЕДИЧНОМУ СТРАХУВАННІ

Слейко Я.І., Кушнір І.Б.

Львівський національний університет імені Івана Франка

kushnir.iruna@gmail.com

На сьогодні поліси медичного страхування в Україні не мають понад 95% осіб. Отже, перспективи розвитку системи медичного страхування в нашій державі значні, оскільки потенційних споживачів страхових послуг з кожним роком більшає.

Метою нашого дослідження є обчислення рівня премій для страхового плану станом на певний період.

Всю популяцію умовно поділяємо на 5 груп: R – здорові особи (ті, що видужали); I – група індивідів без імунітету (вразливих до захворювання); L – група латентних осіб (таких, що внаслідок контакту із асимптоматично або симптоматично інфікованими отримали вірус); C – симптоматично інфіковані; A – асимптоматично інфіковані [1].

Будемо вважати розмір популяції з плином часу t сталим, з r відсотками застрахованих осіб.

$$(R(t) + I(t) + L(t) + C(t) + A(t))r = Nr = \text{const}$$

У нашому випадку будемо розглядати процес захворюваності як марковський, у якому зі зростанням номеру кроку k установлюється стаціонарний режим [2].

Нехай T_x – час настання страхового випадку (настання хвороби) для індивіда віку x , який є випадковою величиною.

$\pi(T_x) = e^{-\delta \cdot T_x}$ – поточна вартість сукупної страхової вигоди при умові разової виплати при настанні страхового випадку є також випадковою величиною.

$\theta_x = E(\pi) = \int_0^{\infty} e^{-\delta \cdot T_x} f_{T_x}(t) dt$ – актуарна поточна вартість, де

$f_{T_x}(t)$ – функція щільності розподілу випадкової величини T_x .

Здійснюємо перехід від абсолютних величин кількості індивідуумів у кожній з 5-ти перелічених вище груп до їх часток.

Оскільки під час захворювання група симптоматично інфікованих осіб, на відміну від інших, вимагає виплати страхової суми, передбаченої у полісі, то основні виплати обчислюємо як

$$\theta_C = \int_0^{\infty} e^{-\delta \cdot T_x} c(t) dt$$

а основні премії – наступним чином:

$$\theta_I = \int_0^{\infty} e^{-\delta \cdot T_x} i(t) dt, \quad \theta_L = \int_0^{\infty} e^{-\delta \cdot T_x} l(t) dt, \quad \theta_A = \int_0^{\infty} e^{-\delta \cdot T_x} a(t) dt.$$

На основі введених величин, обчислюємо рівень премії для страхового плану з витратами впродовж усього періоду лікування, як відношення загальної кількості виплат, до загальної кількості премій.

Література

1. Ткаченко Н.В., Нагайчук Н.Г. Моделювання превентивної діяльності страховика на прикладі добровільного медичного страхування // Вісник Університету Банківської справи Національного банку України – 2008. – Вип. 2. – С.154–159.
2. Скороход А.В. Элементы теории вероятностей и случайных процессов. – Київ: Вища школа, 1975. – 294 с.

ПРО ПОСТАНОВКИ ЗАДАЧ З ІМОВІРНІСНОЮ НЕВИЗНАЧЕНІСТЮ

¹Ємець О.О., ²Барболіна Т.М.

¹Полтавський університет економіки і торгівлі

²Полтавський національний педагогічний університет імені В.Г.Короленка

yemetsli@mail.ru, tn_b@rambler.ru

Пропонується підхід до формулювання задач оптимізації з імовірнісною невизначеністю, який ґрунтується на введенні відношення порядку і є розвитком ідей, представлених, наприклад, в [1,2] для задач інтервальної та нечіткої оптимізації.

Для дискретних випадкових величин, серед можливих значень яких є найменше, введення лінійного порядку спирається на порівняння математичних сподівань, у випадку їх рівності – дисперсій випадкових величин та (за умови рівності дисперсій) можливих значень і ймовірностей, починаючи з найменшого значення. У випадку, коли закон розподілу випадкових величин невідомий, але відомі моменти, може бути використаний підхід, що ґрунтується на порівнянні моментів. При цьому спочатку здійснюється розбиття множини на класи еквівалентності, на множині яких вводиться порядок.

Введені відношення порядку мають важливу для практичних задач властивість: упорядкування випадкових величин зберігається при додаванні до лівої і правої частини співвідношення однієї й тієї самої випадкової величини.

Використовуючи введені порядки, можна визначати мінімальний та максимальний елемент відповідної скінченної множини випадкових величин (класів еквівалентності).

У доповіді ілюструється застосування розглянутого апарату для постановки оптимізаційних задач на множині випадкових величин.

Література

1. Сергиенко И.В. Задачи оптимизации с интервальной неопределенностью: метод ветвей и границ / И. В. Сергиенко, О. А. Емец, А. О. Емец // Кибернетика и системный анализ. – 2013. – №5. – С. 38-50.
2. Ємець О.О. Розв'язування задач комбінаторної оптимізації на нечітких множинах : монографія / О. О. Ємець, Ол-ра О. Ємець. - Полтава : ПУЕТ, 2011. - 239 с.

НЕЧІТКІ ЛІНІЙНІ СИСТЕМИ НЕРІВНОСТЕЙ: СИЛЬНА РОЗВ'ЯЗНІСТЬ ТА СИЛЬНА ДОПУСТИМІСТЬ

Ємець О.О., Ємець Є.М., Ємець Ол-ра О.

Полтавський університет економіки і торгівлі

yemetsli@mail.ru; yemets2008@ukr.net

В доповіді розглядається система нерівностей з даними у вигляді нечітких чисел: досліджується сильна розв'язність та сильна допустимість нечітких лінійних систем нерівностей з доведенням відповідних критеріїв в п'яти сенсах: нечіткому, чіткому, квазінечіткому і квазічіткому, полунечіткому (получіткому).

Для цього розглядаються (або вводяться) поняття нечіткого числа, його носія та функції належності; дискретного та континуального нечіткого числа; піку (гострого та не гострого) нечіткого

числа; нормального нечіткого числа; стандартного нечіткого числа; стандартизованого нечіткого числа; інтервальної матриці та її верхньої та нижньої границі; середньої матриці та матриці радіусів для інтервальної матриці; інтервального вектора та його верхньої та нижньої границі; середньої матриці та матриці радіусів для інтервального вектора; нечіткої матриці; інтервальної лінійної системи нерівностей; нечіткої лінійної системи нерівностей.

В доповіді наводяться означення розв'язності та допустимості, сильної розв'язності та сильної допустимості; сильної розв'язності та сильної допустимості в сенсі t ($t \in \{0, 1, 2, 3, 4\}$) системи лінійних нерівностей

Формулюються та доводяться теореми-критерії сильної допустимості і сильної розв'язності нечіткої лінійної системи нерівностей в п'яти сенсах.

В подальшому планується використати отримані факти в задачах оптимізації з нечіткими даними.

Література

1. Сергиенко И. В. Системы линейных уравнений с данными в виде нечетких множеств: слабая разрешимость и слабая допустимость / И. В. Сергиенко, О. А. Емец, А. О. Емец // Кибернетика и системный анализ. – 2014. – №2. – С. 33-43.

СИСТЕМА $M^\theta / G / 1 / m$ З РОЗПОДІЛОМ ЧАСУ ОБСЛУГОВУВАННЯ, ЗАЛЕЖНИМ ВІД ДОВЖИНИ ЧЕРГИ Жерновий Ю. В., Жерновий К. Ю.

Львівський національний університет імені Івана Франка
yu_zhernovyi@yahoo.com, k.zhernovyi@yahoo.com

Вивчено системи $M^\theta / G / 1 / m$ і $M^\theta / G / 1$, в яких час обслуговування залежить від довжини черги і визначається в момент початку обслуговування замовлення. Нехай задано послідовності незалежних однаково розподілених випадкових величин $\{\alpha_i\}$, $\{\theta_i\}$, $\{\beta_{in}\}$ ($i, n \geq 1$), де α_i – час між надходженням $(i-1)$ -ої та i -ої групи замовлень, θ_i – кількість замовлень в i -ій групі, а β_{in} – час обслуговування i -го замовлення, якщо в момент початку його обслуговування в системі перебуває n замовлень.

Вважаємо, що $\mathbf{P}\{\alpha_i < x\} = 1 - e^{-\lambda x}$ ($\lambda > 0$), $\mathbf{P}\{\theta_i = n\} = a_n$, $\sum_{n=1}^{\infty} a_n = 1$.

Якщо $\xi(t)$ – кількість замовлень у системі в момент часу t і в момент t^* початку обслуговування i -го замовлення $\xi(t^*) = n$, то

$$\mathbf{P}\{\beta_{in} < x\} = F_n(x) \quad (x \geq 0), \quad F_n(0) = 0 \quad (n \in \{1, 2, \dots, h-1\});$$

$$\mathbf{P}\{\beta_{in} < x\} = \tilde{F}(x) \quad (x \geq 0), \quad \tilde{F}(0) = 0 \quad (n \geq h, \quad 2 \leq h \leq m+1).$$

За допомогою підходу, який ґрунтується на застосуванні методу потенціалу [1], знайдено перетворення Лапласа для розподілу кількості замовлень у системі під час періоду зайнятості і для функції розподілу періоду зайнятості, визначено середню тривалість періоду зайнятості, отримано формули для стаціонарного розподілу кількості замовлень у системі та стаціонарних характеристик.

Одержані результати перевірено за допомогою імітаційних моделей, побудованих з використанням інструментальних засобів GPSS World.

Література

1. Королюк В. С. Граничные задачи для сложных пуассоновских процессов / В. С. Королюк. – Киев: Наукова думка, 1975. – 139 с.

ПРОБЛЕМИ КОНСОЛІДАЦІЇ РІЗНОТИПНИХ ДАНИХ НА СТАДІЯХ ЖИТТЄВОГО ЦИКЛУ ІНФОРМАЦІЙНО- АНАЛІТИЧНОЇ СИСТЕМИ МОНІТОРИНГУ СТАНУ МЕРЕЖІ АВТОМОБІЛЬНИХ ДОРІГ

¹Заславський В.А., ²Сідляренко А.І.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

¹zas@unicyb.kiev.ua, ²ideolog@ua.fm

Інформаційно-аналітичні системи (ІАС) є важливою складовою при забезпеченні процесів автоматизації управлінської діяльності в органах державного управління і дозволяють підвищити ефективність та якість управлінських рішень, ділових процесів за рахунок використання сучасних аналітичних сервісів, що базуються на математичних моделях та алгоритмах консолідації та візуалізації даних. Створення та впровадження ІАС дозволяє підтримувати координацію та узгодженість рішень, на основі даних, які збираються із різних інформаційних джерел, баз даних та здійснювати контроль за їх виконанням.

Мережа автомобільних доріг є частиною критичної інфраструктури країни, і одними із важливих завдань державного управління в дорожній галузі є моніторинг стану мережі доріг, підтримки їх функціонального стану та забезпечення безпеки руху.

В організаціях, що займаються вказаними проблемами, вже існує значна кількість інформаційних ресурсів із базами даних, що містять інформацію про стан об'єктів дорожньої мережі, матеріали, які використовуються для підвищення якості покриття, та методики їх використання тощо, але ці ресурси розрізнені. Тому важливою проблемою при створенні ІАС для управління дорожньою галуззю є консолідація різнотипних даних, які можуть бути отримані із існуючих систем і ресурсів, і використовуватись на етапах життєвого циклу ІАС.

Дані, що консоліднуються, використовуються людиною, що приймає рішення, для прийняття рішень, являються вхідними для різного типу розрахункових математичних моделей, задач прийняття рішень щодо використання наявних ресурсів та бюджетних коштів, оцінки якості стану дорожнього покриття, визначення оптимальних маршрутів вантажів тощо. Ці дані мають характеризуватись повнотою, цілісністю та несуперечливістю, що не завжди може бути забезпечено через їх несвочасну підготовку, неотримання, ненадійність, некоректність, застарілість інформації.

СИСТЕМНИЙ АНАЛІЗ ПРОЦЕСІВ РИЗИКУ. ВІДНОВЛЮВАНІ ТА УЗАГАЛЬНЕНІ ПОТОКИ

Звізло М.Р.

Львівський національний університет імені Івана Франка

zvmax@i.ua

На даний час ми можемо спостерігати за поступом світової економіки, спричинений швидким розвитком технологій тощо. Відповідно збільшується використання страхових послуг: страхування виробництва, виробничих технологій, персоналу, матеріального забезпечення, перестрахування. Зі швидким розвитком страхового ринку страхові компанії потребують удосконалення, покращення математичного апарату. Всі страхові процеси представляються випадковими процесами, наприклад, процесами ризику, що описують роботу страхової компанії, причому вони щоразу ускладнюються та видозмінюються. Метою даної роботи є узагальнення моделей процесів ризику з

відновлюваними чи узагальненими потоками надходжень або виплат. Наведемо приклад фінансового процесу ризику страхової компанії наступним чином:

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

де $u \geq 0$ – початковий капітал страхової компанії в момент часу $t = 0$; U_t, A_t – узагальнені Пуассонівські процеси (або процеси відновлення) [1,2], де для Пуассонівських процесів параметрами $\mu_1(t), \mu_2(t)$ – в.в. з розподілом Пуассона. У цьому дослідженні особлива увага надається залежності між процесами. $\tau = \inf \{t > 0: R_t(u) < 0\}$ момент банкрутства страхової компанії з початковим капіталом $u \geq 0$. Вважатимемо, що $\tau(u) = +\infty$, якщо $R_t \geq 0 \forall t > 0$. Метою страхової компанії є уникнення банкрутства, що досліджується даними процесами ризику.

За допомогою методів теорії відновлення та властивостей узагальнених процесів з незалежними приростами обчислюється оцінка моменту банкрутства та розміру збитків страхової компанії. Аналітичний відділ страхової компанії, використовуючи даний математичний апарат та сучасну обчислювальну техніку, матиме можливість швидко та якісно оцінювати платоспроможність компанії, а також моделювати та аналізувати можливі ситуації на ринку при можливих видозміненнях страхових послуг та контрактів.

Література

1. Гусак Д.В. Процеси з незалежними приростами в теорії ризику/ Д.В. Гусак –К.: Ін-т математики НАН України, 2011. –554с.
2. Скороход А.В. случайные процессы с независимыми приращениями./А.В. Скороход – Москва: Наука, 1964.–278с.; изд. 2-е 1986.–320с.
3. Феллер В. Введение в теорию вероятностей и ее приложения: В 2 т. / В. Феллер – Москва: Мир, 1964. –498с.; 1967. –752с

ПРИНЦИП ГАРАНТИРОВАННОГО РЕЗУЛЬТАТА В ЗАДАЧАХ ПРИНЯТИЯ РЕШЕНИЙ В УСЛОВИЯХ МАССОВЫХ ИСПЫТАНИЙ

Иваненко В.И., Пасичниченко И.А.

Национальный технический университет Украины «КПИ»
viktorivanenko@gmail.com, ilpasich@gmail.com

Проблема неопределенности в теории принятия решений состоит в отыскании исходных принципов упорядочивания альтернатив в той или иной ситуации выбора. Для класса задач принятия решений, последствия которых зависят от результатов массовых случайных испытаний с закономерностями произвольного характера, Иваненко и Лабковским [1, с. 59—68] была предложена аксиоматическая модель принятия решений, основанная на принципе гарантированного результата. Согласно этой модели, потери от принятия решения u оцениваются по максимальным ожидаемым потерям, где максимум берется по некоторому множеству конечно-аддитивных вероятностей, т.е.

$$L^*(u) = \max \left\{ \int_{\Theta} L(\theta, u) dp \mid p \in P \right\}.$$
 При этом предполагается

аддитивность представления предпочтений последствий и решений через функции потерь L и L^* соответственно, напр., потери от решения (u_1, u_2) равны $L^*(u_1) + L^*(u_2)$.

В докладе, во-первых, рассмотрена задача ослабления предположения аддитивности с сохранением основного результата, т.е. общего вида критерия $L^*(u)$. Вместо аддитивности предлагается взвешенная аддитивность (напр., потери от решения (u_1, u_2) равны $\gamma_1 L^*(u_1) + \gamma_2 L^*(u_2)$, $\gamma_1 > 0$, $\gamma_2 > 0$), соответственно модифицируются остальные предположения модели. Во-вторых, к исходным предположениям добавляется новое, которое гарантирует счетную аддитивность всех вероятностей из P .

Література

1. Иваненко В.И. Проблема неопределенности в задачах принятия решений : монография / В.И. Иваненко, В.А. Лабковский — К. : Наукова думка, 1990. — 136 с.

ПРО ОДИН ПІДХІД ДО ПОБУДОВИ МОДЕЛІ ДИНАМІЧНОЇ ОЦІНКИ ПОВЕДІНКИ КЛІЄНТА

Івохін Є.В., Присяженко О.Є.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

ivohin@univ.kiev.ua, ollyajoke@gmail.com

У даній роботі розглянуто новий підхід до моделювання поведінки клієнта з використанням спеціальних множин простих чисел. Оцінки характеристик клієнтів задаються за допомогою пар простих чисел, оцінки клієнтів банком задаються цілими числами. Запропоновано методику розв'язання задачі обчислення оцінок для скорингових характеристик клієнта в будь-який момент часу на основі даних щодо його попередньої поведінки.

Аплікаційний скоринг являє собою поєднання двох основних статичних характеристик стану клієнта: перша – це характеристика клієнта на основі даних заявки, друга – його кредитоспроможність в деякий наступний момент часу. З метою покращення ефективності було запропоновано замінити обидві статичні характеристики на динамічні. Поведінковий скоринг замінює першу основну характеристику клієнта описом динаміки його найостаннішої діяльності. Для заміни другої характеристики необхідно оцінити майбутню діяльність споживача та спрогнозувати динаміку поведінки цієї оцінки. Проведення відповідних обрахунків може бути здійснене на основі таких підходів, як ланцюги Маркова та аналіз виживання.

Динаміку змін оцінки поведінки клієнта можна формалізувати за допомогою спеціальних множин простих чисел, які використовуються для визначення міри належності нечітких множин. Даний підхід базується на використанні простих чисел і за рахунок високої ефективності обчислювальних схем може бути використаний при вирішенні багатьох прикладних задач в умовах невизначеності.

Література

1. Zadeh L.A. Fuzzy sets // Inf. Contr., 1965. – P.338-353.
2. Борисов А.Н. Принятія рішень на основі нечітких моделей. Рига: Зинатне, 1990. -184с.
3. Thomas L. C., Ho J., Scherer W. T. Time will tell: Behavioural scoring and the dynamics of consumer credit assessment, 2012.
4. Івохін Є.В., Вадньов Д.О. Використання спеціальних множин простих чисел для шифрування методом рюкзака// Тези VI міжнародної конференції "Обчислювальна та прикладна математика" імені І.І.Ляшка. - Київ, 2013.

ДИФЕРЕНЦІЮВАННЯ ЗА ПАРАМЕТРАМИ В СИСТЕМАХ ЗІ ЗМІННОЮ ВИМІРНОСТЮ ФАЗОВОГО ПРОСТОРУ

Ілашук М.С., Сопронюк Є.Ф.

Чернівецький національний університет імені Юрія Федьковича
mykola.ilashchuk@gmail.com

$$\text{Нехай} \quad \frac{dx^{(j)}(t)}{dt} = A_j(t)x^{(j)}(t) + B_j(t)\alpha^{(j)}, \quad t \in \tau_j, \quad (1)$$

за умов зміни вимірності фазового простору

$$x^{(j)}(t_{j-1}) = C_j x^{(j-1)}(t_{j-1}), \quad j = \overline{1, N}, \quad x^{(1)}(t_0) = x_0^{(1)}, \quad (2)$$

на проміжку $[T_0, T_1]$ з розбиттям $\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_N$ ($\tau_j = [t_{j-1}, t_j]$),
 $t \in [t_{j-1}, t_j]$, $j = \overline{1, N-1}$, $\tau_N = [t_{N-1}, t_N]$, $t \in [t_{N-1}, t_N]$ [1], де $\alpha^{(j)}$ –
вектори параметрів розмірності r_j .

Розглянемо задачу: Знайти мінімум функціонала від кінцевого стану системи (1), (2) за параметрами $\alpha^T = (\alpha^{(1)T}, \alpha^{(2)T}, \dots, \alpha^{(N)T})$:

$$\min_{\alpha} \Phi(x^{(N)}(T_1)). \quad (3)$$

Знайдено формули:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \Phi}{\partial \alpha_l^{(p)}} = & - \sum_{j=2}^N \left\{ \psi^{(j)T}(t_{j-1}) \times \right. \\ & \times \left[C_j \text{Col}_l \left(\int_{t_{p-1}}^{t_p} W_{jp}(t_p, s) X_p(t_p, s) B_p(s) ds \right) \right] - \\ & - C_j^T \psi^{(j)}(t_{j-1}) \times \left[\text{Col}_l \left(\int_{t_{p-1}}^{t_p} W_{jp}(t_p, s) X_p(t_p, s) B_p(s) ds \right) \right] \Big\} - \\ & - \sum_{j=1}^N \int_{t_{j-1}}^{t_j} \frac{\partial H^{(j)}(\bar{x}^{(j)}(\tau), \psi^{(j)}(\tau), \tau, \bar{\alpha}^{(j)})}{\partial \alpha_l^{(p)}} d\tau, \quad p = \overline{1, N}, l = \overline{1, r_p}, \end{aligned}$$

де $\psi^{(j)}(t)$ – вектори спряжених змінних, $H^{(j)}(x^{(j)}, \psi, t, \alpha)$ –
функції Гамільтона, $t \in \tau_j$, $j = \overline{1, N}$.

ЗАСТОСУВАННЯ РИНКОВО-НЕЙТРАЛЬНИХ СТРАТЕГІЙ НА РОСІЙСЬКОМУ ФОНДОВОМУ РИНКУ

Какойченко А.І.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

a.kakoychenko@gmail.com

Останнім часом результати ринково-нейтральних інвестиційних фондів, які активно використовують статистичний арбітраж, перевищують прибутковість індексного інвестування при значно нижчому рівні ризику та відсутності кореляції з індексами [1],[2].

Мета роботи - спираючись на досвід західних науковців, розробити алгоритм для перевірки і удосконалення ринково-нейтральних стратегій статистичного арбітражу з урахуванням усіх особливостей російського фондового ринку та застосувати його, використовуючи історичні дані московської біржі.

В результаті роботи був розроблений та протестований алгоритм, основні етапи якого такі:

- визначення пари акції (ф'ючерсів) з високим ступенем коінтеграції,
- розробка алгоритму для визначення точок входу/виходу з інструментів на основі відхилення значення спреду від деякого середнього значення, розрахованого за допомогою фільтра Калмана,
- статистичний підбір коефіцієнтів на основі in-sample даних за допомогою генетичного алгоритму CMA-ES,
- прогноз ефективності стратегії на Out-of-sample даних.

Література

1. Statistical Arbitrage and High-Frequency Data with an Application to Eurostoxx 50 Equities by Christian L. Dunis, Gianluigi Giorgioni, Jason Laws, Jozef Rudy (2010).
2. Dunis, CL & Shannon, G 2005, 'Emerging markets of South-East Asia and Central Asia: Do They Still Offer a Diversification Benefit?', Journal of Asset Management, vol. 6, no. 3, pp.168-190.

ЗАСТОСУВАННЯ МЕТРИЧНО-МОЖЛИВИСНОГО ПІДХОДУ ДО ЗАДАЧ ІНТЕРПРЕТАЦІЇ ДАНИХ ВИМІРЮВАНЬ

Карнаух Т.О., Касьянюк В.С.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
veda.sia@mail.ru

У [1] розглядалася класична можливість та її застосування для задач інтерпретації експерименту. Але розглянуті вимоги на шум, коли більшому шуму відповідає менша можливість, хоча й є природними, але дещо ідеальні. У реальності можливість значень похибок, що майже дорівнюють нулю, є невеликою. Більш природнім є розподіл можливостей шуму, коли великий шум дійсно є маломожливим, але нульовий також неможливий, оскільки кожен реальний прилад, наприклад, має певну точність та дискретність вимірювань. Крім того, шум може зростати пропорційно вимірюваним значенням.

За наведених обставин більш адекватною моделлю ситуації є така, коли для кожного вимірюваного значення є експертний розподіл можливості того, що похибка вимірювання не перевищує певну величину. Тобто задано можливість (в сенсі [2]) $p: R \times R \times [0; +\infty) \rightarrow [0; 1]$, що характеризує похибку вимірювань: значення $p(y, z, \varepsilon)$ задає можливість того, що відстань між виміряним значенням y та точним значенням z не перевищує ε . У такій інтерпретації вважається, що всі датчики мають однаковий розподіл можливості похибки, але можливість залежить й від вимірюваного значення.

Отже, для розв'язання задачі інтерполяції функції f за нечіткими даними, для яких відома можливість похибки, у загальному випадку пропонується такий підхід: будемо шукати функцію f , як результат багатокритеріальної оптимізації, що з одного боку мінімізує відстань від графіку функції до заданих нечітких даних, а з іншого боку мінімізує можливість помилки.

Література

1. Пытьев Ю.П. Возможность. Элементы теории и применения / Ю.П. Пытьев. – М.: Эдиториал УРСС., 2000. – 192 с.
2. Карнаух Т.О. Метрично-можливісний підхід до задач розпізнавання / Т.О. Карнаух // Вісник Київського національного університету імені Тараса Шевченка. Серія: фіз.-мат. науки. – 2012. – Вип. 3. – С. 167-172.

ИНТЕРПРЕТАЦИЯ ДАННЫХ ОТ НАБЛЮДЕНИЯ ЛИНЕЙЧАТЫХ СПЕКТРОВ С АМПЛИТУДАМИ, СЛУЧАЙНО ИЗМЕНЯЮЩИМИСЯ ВО ВРЕМЕНИ

Касьянюк В.С.

Киевский Национальный университет имени Тараса Шевченко
veda.sia@mail.ru

Рассматривается задача наблюдения линейчатых спектров вида $u(x) = \sum_{k=1}^N A_k \delta(x - x_k)$ датчиками с характеристиками направленности $g_j(x)$, $j = 1, \dots, M$, на выходе которых фиксируются данные вида $y_j = \int_D g_j(x) u(x) dx + \nu_j$, ν_j - случайные погрешности измерений с нулевым средним и известной дисперсией, причем $M(\nu_j \nu_m^*) = 0, j \neq m$. Рассматривается случай, когда наблюдение ведется во времени $t_1, \dots, t_S$, координаты спектра $x_k, k = 1, \dots, N$ не меняются, а амплитуды меняются случайным образом, т.е. величина $A_k, k = 1, \dots, N$ для каждого t_q является случайной величиной.

Данные такого рода наблюдений представлены моделью вида

$$y_j(s) = \sum_{k=1}^N A_k(s) g_j(x_k) + \nu_j(s), \quad j = 1, \dots, M, \quad s = 1, \dots, S.$$

Показано, что неизвестные координаты $x_k, k = 1, \dots, N$ спектральных линий совпадают с нулями многочлена $Bg(x) = 0$, $g(x) = (g_1(x), \dots, g_M(x))^T$, где вектор B находится как решение одной из двух задач условного экстремума:

$$h(b) = SBRB^* \rightarrow \min_B, \quad h(b) = SBRB^* \rightarrow \min_B$$

$$By(s) = 0, s = 1, \dots, S, \quad \text{или} \quad By(s) = 0, s = 1, \dots, S,$$

$$BH^* + HB^* - 2 = 0 \quad BQB^* - 1 = 0,$$

где $H = (H_1, \dots, H_M)$ - некоторый произвольный вектор, а Q - некоторая положительно определенная матрица.

АСИМПТОТИЧНА ДИСИПАТИВНІСТЬ ДИФУЗІЙНОГО ПРОЦЕСУ

¹Кінаш А.В., ²Чабанюк Я.М., ¹Хімка У.Т.

¹Національний університет «Львівська політехніка»

²Львівський державний університет безпеки життєдіяльності
sunnygirl5@ukr.net

Розглядається стохастичний процес з дифузійним збуренням[1], що визначається стохастичним диференціальним рівнянням:

$$du^\varepsilon(t) = C(u^\varepsilon(t); x(t/\varepsilon^2))dt + \varepsilon^{-1}C_0(u^\varepsilon(t); x(t/\varepsilon^2))dt + \sigma(u^\varepsilon(t); x(t/\varepsilon^2))d\omega(t), \quad (1)$$

Де $u(t)$ - випадкова еволюція, $t \geq 0$; $C_0(u; x)$ - сингулярне збурення функції регресії $C(u; x)$; $x(t)$ - марковський процес в просторі $(X, \mathcal{X})$ з стаціонарним розподілом $\pi(B)$, $B \in \mathcal{X}$, генератором $\mathcal{Q}$ і потенціалом до нього R_0 ; $\omega(t)$ - вінерівський процес; $\sigma(u; x)$ - дифузія.

Гранична еволюція для системи (1) має представлення:

$$du(t) = a(u)dt + \sigma(u)d\omega(t), \quad (2)$$

де $a(u) = \int_X C_0(u; x)R_0C_0'(u; x)\pi(dx) + \int_X C(u; x)\pi(dx)$, а гранична дифузія $\sigma(u)$ визначається зі співвідношення $\sigma(u)\sigma^*(u) = B(u)$, де $B(u) = 2 \int_X C_0(u; x)R_0C_0'(u; x)\pi(dx) + \int_X \sigma^2(u; x)\pi(dx)$.

Означення. Система (1) називається асимптотично дисипативною, якщо дисипативною є гранична еволюція (2)[2].

Теорема. Нехай існує функція Ляпунова $V(u) \in C^3(R^d)$, яка задовольняє умовам[1]:

$$\begin{aligned} |C_0(u; x)R_0[\tilde{L}(u; x)V'(u)]| &< M_1V(u); \\ |C(u; x)R_0[C_0(u; x)V'(u)]| &< M_2V(u); \\ |\sigma^2(u; x)R_0[C_0(u; x)V'(u)]| &< M_3V(u); \\ |C(u; x)R_0[\tilde{L}(u; x)V'(u)]| &< M_4V(u); \\ |\sigma^2(u; x)R_0[\tilde{L}(u; x)V'(u)]| &< M_5V(u). \end{aligned}$$

Крім того виконуються умови $a(u)V'(u) < -c_1V(u)$ і $\sup_{R^d} \|\sigma(u)\| < c_2$.

Тоді система (1) асимптотично дисипативна[2].

Література

1. Korolyuk V.S. Stochastic Systems in Merging Phase Space/ Korolyuk V.S., Limnios N. – :World Scientific Publishing, – 2005. – 330 p.
2. Хасьминский Р.З. Устойчивость систем дифференциальных уравнений при случайных возмущениях их параметров/ Хасьминский Р.З. – М.: «Наука», 1969. – 368 с.

ПОШУК КУТОВОГО ЗМІЩЕННЯ КАМЕРИ

Кобзар А.Ю.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
taras55@gmail.com

Побудова панорамних знімків на даний момент здійснюється здебільшого з використанням алгоритмів реєстрації зображень. Їх універсальність не дає можливості врахувати специфіку поставленої задачі.

Процес побудови панорамних знімків зводиться до знаходження кутового зміщення камери в процесі зйомки. За основу для пошуку береться інформація про границі та напрямок гравітації, отриманий з датчика прискорення. Остання інформація дозволяє наближено встановити два з трьох шуканих кутів.

Для встановлення невідомого кута спершу на зображеннях виділяються границі будь-яким методом. Далі, для цих двох зображень розглядаються пари граничних точок, які можуть співпадати при певному значенні кута повороту другого зображення. Всі такі значення кутів збільшують відповідний елемент гістограми кутів повороту. Для покращення стійкості результату гістограма розмивається гаусіаном. Потім на отриманій гістограмі вибирається пікове значення, яке є єдиним претендентом на шуканий кут. Щоб перевірити знайдений кут розглянемо те, як він виділяється на фоні інших локальних максимумів. Емпірично встановлено, якщо різниця між максимальним та середнім значеннями елементів гістограми втричі більше за різницю між будь-яким іншим локальним максимумом та тим же середнім значенням елементів гістограми, то кут знайдено вірно.

Використовуючи запропонований метод точність знайденого кута виходить значно більшою за точність кутів отриманих з датчика прискорення. Обравши інші системи координат останні кути по черзі переводяться в перший та уточнюються цим же методом. Щоб не відкинути вірний результат під час перевірки при

першому пошуку кута, сама перевірка здійснюється лише раз – після останнього етапу уточнення.

Описаний метод був програмно реалізований для мобільного телефону. Його швидкодія здебільшого залежить від швидкості пошуку границь зображенні. В порівнянні з алгоритмами на основі реєстрації зображень запропонований метод є швидшим та більш гнучким за рахунок того, що не вимагає попередньої обробки.

“ВИПРАВЛЕНА” РІВНОВАГА ЗА НЕШОМ У ГРІ З ВИПАДКОВИМИ СТРАТЕГІЯМИ ДЛЯ КЛАСУ КВАДРАТИЧНИХ ФУНКЦІЙ ВИТРАТ

Косаревич К. В.

katia_kosarevych@mail.ru

Нехай деякий однорідний продукт виробляють n підприємств, причому всі вони виходять на ринок вперше і, відповідно, використовують при кількісній конкуренції випадкові стратегії. Вважатимемо обсяги випусків підприємств q_i абсолютно неперервними випадковими величинами зі щільностями розподілів $f_i(x_i; \lambda_i)$, де $\lambda_i > 0$ ($i=1, n$) – змінні параметри розподілів (невідомі на момент початку взаємодії виробників), причому q_i – попарно незалежні. Припустимо, що функції $f_i(x_i; \lambda_i)$ такі, що $Eq_i < \infty$, $Eq_i^2 < \infty$, $\forall \lambda_i > 0$, $i=1, n$, $E(\cdot)$ – оператор математичного сподівання.

Стратегії виробників випадкові, тому свої функції виграшу підприємства максимізують, обираючи сподівані обсяги випусків Eq_i , $i=1, n$. Задача оптимізації для гравця $i \in I$ набуде вигляду:

$$E(q_i D^{-1}(\sum_{j \in I} q_j) - c_i(q_i)) \rightarrow \max_{Eq_i \in S_i}.$$

“Виправленою” рівновагою за Нешом в грі з випадковими старатегіями називатимемо набір $q^* = ((Eq_1)^*, \dots, (Eq_n)^*)$ сподіваних випусків виробників такий, що

$$EP_1(q^*) \geq EP_1(Eq_1, (Eq_2)^*, \dots, (Eq_n)^*), \forall Eq_1 \geq 0,$$

.....

$$EP_n(q^*) \geq EP_n((Eq_1)^*, \dots, (Eq_{n-1})^*, Eq_n), \forall Eq_n \geq 0.$$

У випадку лінійної оберненої функції попиту та квадратичних функцій витрат виробників доведено існування

“виправленої” рівноваги за Нешом в грі з випадковими стратегіями для одного класу розподілів та знайдено в явному вигляді формули для її обчислення.

ПОВЕДІНКА НЕСТАЦІОНАРНОГО ПРОЦЕСУ ТЕРМОЕЛЕКТРИЧНОГО ОХОЛОДЖЕННЯ

Коцур М.П.

Чернівецький національний університет імені Ю.Федьковича
mpcc@chnu.cv.ua

Розробка методів оптимального керування об'єктами з розподіленими параметрами є актуальною проблемою для багатьох технічних галузей. Прикладом такого об'єкту є нестационарний процес термоелектричного охолодження. Найбільш глибоке охолодження досягається каскадним охолоджувачем, що працює в нестационарному режимі. Кожен наступний каскад охолоджує попередній, що забезпечує суттєве зниження температури. Аналіз результатів досліджень показує, що задачі оптимізації такого об'єкта розв'язувались лише для найпростіших фізичних моделей термоелектричного перетворювача, або взагалі не розглядалися. Це зумовлено складністю математичної моделі процесу нестационарного каскадного охолодження, який описується системою одновимірних рівнянь нестационарної теплопровідності у вітках n - і p -типу провідності для N -каскадів у вигляді

$$c_{n,p} \frac{\partial T_{n,p}^{(k)}}{\partial t} = \frac{\partial}{\partial x_k} \left(\kappa_{n,p} \frac{\partial T_{n,p}^{(k)}}{\partial x_k} \right) + \rho_{n,p} \frac{I^2}{s_{n,p}^2} - T_{n,p}^{(k)} \frac{I}{s_{n,p}} \frac{\partial \alpha_{n,p}}{\partial T} \frac{\partial T_{n,p}^{(k)}}{\partial x_k}, \quad (1)$$

$k=1, \dots, N$,

де T – температура, I – струм живлення віток термоелементів. Початкові і крайові умови задачі наступні:

$$T_{n,p}^{(k)}(x, 0) = T_a, \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \frac{g_1}{n_1} \frac{\partial T_n^{(1)}(0, t)}{\partial t} = & \{q_0 - K(s_n + s_p)(T_n^{(1)} - T_a) + \kappa_n s_n \frac{\partial T_n^{(1)}}{\partial x_1} - \alpha_n I T_n^{(1)} + \\ & + \kappa_p s_p \frac{\partial T_p^{(1)}}{\partial x_1} - \alpha_p I T_p^{(1)} + I^2 \left(\frac{r_0}{s_n} + \frac{r_0}{s_p} \right)\}_{x_1=0}, \end{aligned} \quad (3)$$

$$\frac{g_{k+1}}{n_{k+1}} \frac{\partial T_n^{(k+1)}(0, t)}{\partial t} = \frac{n_k}{n_{k+1}} [(\alpha_n + \alpha_p) I T_n^{(k)} - \kappa_n s_n \frac{\partial T_n^{(k)}}{\partial x_k} - \kappa_p s_p \frac{\partial T_p^{(k)}}{\partial x_k}]_{x_k=L} -$$

$$- [(\alpha_n + \alpha_p) I T_n^{(k+1)} - \kappa_n s_n \frac{\partial T_n^{(k+1)}}{\partial x_{k+1}} - \kappa_p s_p \frac{\partial T_p^{(k+1)}}{\partial x_{k+1}}]_{x_{k+1}=0} + (\frac{n_k}{n_{k+1}} + 1) I^2 (\frac{r_0}{s_n} + \frac{r_0}{s_p})$$

$$T_p^k(0, t) = T_n^k(0, t); T_p^k(L, t) = T_n^k(L, t); T_n^{k+1}(0, t) = T_n^k(L, t); T_n^N(L, t) = T_a$$

У цих рівняннях характеристики напівпровідникових матеріалів: термоЕРС $\alpha(T)$, питомий опір $\rho(T)$, теплопровідність $\kappa(T)$ є функціями температури, а питома теплоємність c , площа перерізу віток s , їх довжина L , кількість термоелементів в каскадах n_k , електричний контактний опір r_0 , коефіцієнт теплообміну холодної поверхні K , теплоємності g та тепловиділення q_0 теплового навантаження, температура навколишнього середовища T_a – константи.

Струмом I , що протікає у вітках і забезпечує охолодження, можна керувати, змінюючи його величину з часом в межах $I \in \{0, I_{\max}\}$. Одна з раціональних оптимізаційних задач полягає у визначенні оптимальної функції струму $I(t)$ такої, що мінімізує температуру охолодження. Дискретизація рівнянь (1),(3) по координаті x дозволяє записати задачу у вигляді системи звичайних диференціальних рівнянь з крайовими умовами (2). Тоді для визначення оптимальної функції керування $I(t)$ можна скористатися принципом максимуму Понтрягіна. Важливою складовою такої задачі є розв'язування дискретизованої задачі (1)-(3). Нелінійність системи (1) уможливорює її розв'язування тільки чисельними методами. Для цього можна застосувати традиційну явну схему методу кінцевих різниць.

Мінімальні температури досягаються за мов оптимальних значень струму, які доцільно використовувати як вихідні дані для пошуку оптимальних функцій $I(t)$ в задачах оптимального керування нестационарним термоелектричним охолодженням.

ЗАСТОСУВАННЯ ОСТРІВНОЇ МОДЕЛІ ГЕНЕТИЧНОГО АЛГОРИТМУ ПРИ РЕАЛІЗАЦІЇ СХЕМ РОЗПАРАЛЕЛЮВАННЯ ПРОЦЕСІВ НАПРАВЛЕНОГО ПОШУКУ НА КЛАСТЕРНИХ АРХІТЕКТУРАХ

Криковлюк О.О.

Інститут кібернетики ім. В.М. Глушкова НАН України

alenka1331@gmail.com

Однією з основних тенденцій в практиці комп'ютерного моделювання наразі є широке впровадження НРС-технологій, що значною мірою сприяло розвитку нових методологій імітаційного моделювання. Методологія Data Farming, представлена Брандштейном і Хорном у 1998 році, була розроблена з ціллю підтримки процесів прийняття рішень шляхом відповіді на питання, які неможливо отримати за допомогою традиційних методів моделювання. Відмінною рисою даної методології є інтеграція методів імітаційного моделювання, оптимізації та технологій високопродуктивних обчислень[1].

Під час вивчення особливостей реалізації систем оптимізаційно-імітаційного моделювання на кластерних архітектурах однією з першочергових проблем є проблема відображення паралелелізму, властивого алгоритмам пошуку оптимальних рішень на основі генетичних алгоритмів.

На відміну від систем оптимізаційно-імітаційного моделювання реалізованих на мережних архітектурах, при реалізації подібних систем на кластерних архітектурах зазвичай більш продуктивним є використання багатопопуляційних генетичних алгоритмів розпаралелювання процесів пошуку оптимальних рішень імітаційної моделі. Типовим прикладом такого алгоритму є так звана острівна модель. Її використання дозволяє запустити алгоритм відразу кілька разів і поєднати «досягнення» різних островів для отримання найкращого рішення[2].

Література

- 3.Horne G.E., Meyer T.E. Data Farming: Discovering Surprise // Proc. of the Winter Simulation Conf., 2005. – P. 1082–1087.
- 4.Криковлюк О.О. Особливості реалізації схем розпаралелювання процесів пошуку оптимальних рішень на кластерних архітектурах // Комп'ютерна математика – №1,2013 – С. 93-100.

**ПРО АНАЛІЗ РІВНОВАЖНИХ СТАНІВ МАТРИЧНОЇ ГРИ У
ЗМІШАНИХ СТРАТЕГІЯХ
МЕТОДОМ БАЗИСНИХ МАТРИЦЬ**

Кудін В.І., Оноцький В.В., Григор'єва Ю.А.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

V_I_kudin@mail.ru

Ставиться завдання встановити властивості векторів оптимальних стратегій гравців у матричній грі, дослідити структурні властивості вектору рівноважних станів (сідлових точок), який формується компонентами оптимальних стратегій гравців. Дослідження матричної гри у змішаних стратегіях опирається на аналіз спеціальним чином побудованої двоїстої пари задач лінійного програмування [1]. Доцільно застосовувати “порядкові”, зокрема, метод базисних матриць (МБМ) [2], схеми при аналізі прямої та двоїстої задачі. Встановлено:

Твердження 1. Компоненти вектора розкладу цільової функції задачі лінійного програмування (двоїстої задачі матричної гри) в ході ітерацій методу базисних матриць обчислюються за

формулами $\alpha_{0i} = \sum_{j=1}^m e_{ji}, i = \overline{1, m}$, тобто $S_i^c = \alpha_{0i} = \sum_{j=1}^m e_{ji}, i = \overline{1, m}$, де

$S_1^c, S_2^c, \dots, S_m^c$ - суми елементів стовпців оберненої матриці, які співпадають з невід'ємними компонентами вектора опорного розв'язку двоїстої задачі.

Наслідок 2. Якщо існує базисна матриця A_0 така, що $S_k^c \geq 0, k = \overline{1, m}$, то базисна матриця та відповідний їй розв'язок u_0 оптимальні, причому при $S_k^c > 0, k = \overline{1, m}$, розв'язок єдиний, при $\exists i_0 \in I, S_{i_0}^c = 0$, розв'язок неєдиний.

Література

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

ПРОЦЕДУРА СТОХАСТИЧНОЇ ОПТИМІЗАЦІЇ ДЛЯ ПРОЦЕСУ ТЕСТУВАННЯ З НАПІВМАРКОВСЬКИМИ ПЕРЕКЛЮЧЕННЯМИ

¹Кукурба В.Р., ²Чабанюк Я.М., ¹Семенюк С.А.

¹Національний університет "Львівська політехніка"

²Львівський державний університет безпеки життєдіяльності
vkuku@i.ua

Розглядається процес тестування програмного забезпечення, з напівмарковським процесом виявлення помилок.

Вибрана функція інтенсивності виявлення помилок має наступний вигляд [1]:

$$\lambda(s, t) = \alpha \beta^{s+1} t^s \exp(-\beta t), \quad (1)$$

де α коефіцієнт, що характеризує загальну кількість помилок в ПЗ, β коефіцієнт, що характеризує загальну тривалість процесу, характеристика складності проекту.

Для описаної моделі (1) процедура стохастичної оптимізації згідно параметра s має наступний вигляд [2]:

$$\frac{ds(t)}{dt} = \frac{a(t)}{2b(t)} [\alpha \beta^{s(t)+b(t)+1} t^{s(t)+b(t)} e^{-\beta t} - \alpha \beta^{s(t)-b(t)+1} t^{s(t)-b(t)} e^{-\beta t}] \quad (2)$$

Теорема. Якщо функції $a(t) > 0, b(t) > 0$ задовольняють умовам $\int_{t_0}^{\infty} a(t) dt = \infty, \int_{t_0}^{\infty} a^2(t) dt < \infty, \int_{t_0}^{\infty} a(t)b(t) dt < \infty, t_0 > 0,$

то для процедур стохастичної оптимізації (3) має місце збіжність

$$P\{\lim_{t \rightarrow \infty} s(t) = s_0\} = 1,$$

де s_0 таке, що $\max \lambda(s, t) = \lambda(s_0, t)$.

Дослідження на різних ітераційних проміжках для набору помилок Bloker отриманого з реальних тестувань програмного продукту.

Ітерації	α	β	s	s процедури	Помилки модель	Помилки процедура
800	167.141	0.001725	0.166	0.179	155.11	154.441
900	165.905	0.001692	0.163	0.176	154.125	153.446
1000	162.914	0.001645	0.158	0.172	151.581	151.236
1100	159.694	0.00162	0.156	0.169	148.71	148.037

1200	156.419	0.001611	0.155	0.168	145.704	145.049
1300	156.484	0.001589	0.153	0.166	145.874	145.205

В таблиці показані результати, на кількох проміжних інтервалах, що відображають зміну значень параметрів моделі та граничних значень процедури.

Література

1. Яковина В. С. Оцінювання та прогнозування надійності програмного забезпечення на основі моделі з індексом складності проекту. / Яковина В. С., Чабанюк Я. М., Сенів М. М., Хімка У. Т. // Вісник Хмельницького національного університету. Технічні науки. 2011. № 2. С. 152 - 160.
2. Кукурба В.Р. Оптимізація моделі тестування програмного забезпечення з показником величини проекту / Я.М. Чабанюк, В.Р.Кукурба, Л.Б. Гнатів, І.С. Будз, Р.Й. Петрович // Вісник НУ"ЛП" серія "Комп'ютерні науки та інформаційні технології" № 694, С. 81-89.

АЛГОРИТМ ОПТИМАЛЬНОЇ ДИВЕРСИФІКАЦІЇ ПОРТФЕЛЯ АКЦІЙ

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

¹Київський національний університет імені Тараса Шевченка

²Київський національний економічний університет ім. В. Гетьмана
v.kulyan@gmail.com

При побудові оптимального початкового портфеля інвестицій для відомої його бажаної прибутковості [1] алгоритм оптимальної диверсифікації є таким:

1. Знаючи множину досяжності $D(t, s, M)$ [2] системи керування [1], можна дати відповідь на питання про переведення системи керування у заданий фазовий стан $r_p^*(t)$ для фіксованого моменту часу $t < s$.
2. Перевести систему [2] у заданий момент часу t на задану множину N у фазовому просторі. Ця задача, очевидно, має розв'язок у тому і тільки у тому випадку, коли $N \cap D(t, s, M) \neq \emptyset$.
3. Знайти таке керування $u(t)$ і такий вектор $r_p(s) \in M$ при якому досягається оптимальне значення функціонала

$$J = F(r_p(t)), \quad t < s. \quad (1)$$

Задача п. 3 з критерієм (1) може бути сформульована як задача про пошук мінімуму функціонала на множині досяжності

$$F^* = \min_{r_p \in D(t,s,M)} F(r_p). \quad (2)$$

Література

1. Гаращенко Ф.Г., Кулян В.Р., Рутицкая В.В. Качественный анализ математических моделей инвестиционного менеджмента. //Кибернетика и вычислительная техника. – 2005. – 148. – С. 3-10.
2. Крылов И.А., Черноусько Ф.Л. Алгоритм метода последовательных приближений для решения задач оптимального управления. – М.: Наука, 1971. – С. 247.

ВЛАСТИВОСТІ ЗБУРЕНИХ УПОРЯДКОВУЮЧИХ КОНУСІВ У БАГАТОКРИТЕРІАЛЬНІЙ ЗАДАЧІ ОПТИМІЗАЦІЇ¹

Лебедєва Т.Т., Семенова Н.В., Сергієнко Т.І.

Інститут кібернетики ім. В.М. Глушкова НАН України
nvsemenova@meta.ua, lebedtt@i.com.ua

В даній роботі продовжені і розвинені дослідження властивостей упорядковуючих конусів, збурених спеціальним чином, описані в [1, 2]. Спираючись на деякі з цих властивостей, був розроблений підхід до регуляризації можливо нестійкої до збурень вхідних даних багатокритеріальної задачі з цілочисловими змінними. При використанні цього підходу певним чином змінюється частковий порядок в просторі розв'язків задачі за рахунок введення спеціальних збурень у вхідні дані. В результаті оптимальні за Слейтером розв'язки відповідно зміненої задачі з трохи розширенням (порівняно з початковим) упорядковуючим конусом виявляються Парето-оптимальними розв'язками вхідної задачі навіть за наявності досить малих похибок у вхідних даних.

Сформульовано низку теорем, які характеризують закономірності зміни властивостей збурених упорядковуючих конусів та їх підмножин при зміні значень параметра збурень. Досліджено вплив збурень у вхідних даних на розв'язки векторної задачі оптимізації з лінійними та квадратичними функціями критеріїв і обмежень [3]. Одержані результати можуть використовуватися при розробці теорії коректності оптимізаційних багатокритеріальних задач, в тому числі

¹ Робота виконана при частковій фінансовій підтримці Державного фонду фундаментальних досліджень України (Проект Ф 54.1/039)

задач повністю і частково цілочислової оптимізації.

Література

1. Сергиенко И.В., Козерацкая Л.Н., Лебедева Т.Т. Исследование устойчивости и параметрический анализ дискретных оптимизационных задач. – Киев: Наук. думка, 1995.–170 с.
2. Kozratska L., Forbes J.F., Goebel R.J., Kresta J.V. Perturbed cones for analysis of uncertain multi-criteria optimization problems // Linear algebra and its applications. – 2004. – No 378. – P. 203-229.
3. Лебедева Т.Т., Семенова Н.В., Сергиенко Т.И. Качественные характеристики устойчивости векторных задач дискретной оптимизации с различными принципами оптимальности // Кибернетика и системный анализ. – 2014. – № 2. – С. 75–82.

ЕКСТРАПОЛЯЦІЯ ВИПАДКОВИХ ПРОЦЕСІВ ЗІ СТАЦІОНАРНИМИ ПРИРОСТАМИ

¹Луз М.М., ²Моклячук М.П.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

¹maksim_luz@ukr.net, ²mmp@univ.kiev.ua

Нехай $\xi(t)$, $t \in R$, – випадковий процес зі стаціонарними n -ми приростами [1]. Розглянемо задачу оптимального в середньоквадратичному сенсі оцінювання лінійного функціонала

$A\xi = \int_0^\infty a(t)\xi(t)dt$ від невідомих значень процесу $\xi(t)$ за відомими

спостереженнями в точках $t < 0$. Якщо спектральна щільність $f(\lambda)$ випадкового процесу $\xi(t)$ відома та допускає канонічну

факторизацію $f(\lambda) = \frac{\lambda^{2n}(1+\lambda^2)^{-n}}{|1-e^{i\lambda\tau}|^{2n}} \left| \int_0^\infty \varphi_\tau(t)e^{-i\lambda t} dt \right|^{2n}$, то спектральна

характеристика та середньоквадратична похибка оцінки обчислюються за формулами

$$h_\tau^{(a)}(\lambda) = \int_0^\infty D^\tau a(t)e^{i\lambda t} dt - \left(\int_0^\infty \varphi_\tau(t)e^{-i\lambda t} dt \right)^{-1} \int_0^\infty D^\tau (A\varphi_\tau)(t)e^{i\lambda t} dt,$$

$$\Delta(f; \hat{A}\xi) = \|D^\tau A\varphi_\tau\|^2.$$

Перетворення D^r визначається порядком приросту n та кроком приросту $\mu > 0$, а лінійний оператор A визначається за формулою

$$(A\varphi_\tau)(t) = \int_0^\infty a(t+u)\varphi_\tau(u)du.$$

У випадку, коли спектральна щільність $f(\lambda)$ невідома, але задані множини допустимих щільностей, знайдені найменш сприятливі спектральні щільності та мінімаксні спектральні характеристики [2].

Література

- 1 Яглом А. М. Корреляционная теория процессов со случайными стационарными n -ми приращениями/ Математический сборник. – 1955. – Вып. 37(79), №1. – С. 141-196.
- 2 Luz M., Moklyachuk M., Robust Extrapolation Problem for Stochastic Processes with Stationary Increments/ Mathematics and Statistics. – 2014. – Vol. 2(2). – P. 78 - 88.

КОМПАРАТИВНИЙ АНАЛІЗ МАТЕМАТИЧНИХ МОДЕЛЕЙ ЦИКЛІЧНИХ СИГНАЛІВ СЕРЦЯ

Лупенко С.А., Луцик Н.С.

Тернопільський національний технічний університет
імені Івана Пулюя
lutsyk.nadiia@gmail.com

Незважаючи на значне багатоманіття циклічних сигналів серця, які використовуються у сучасних кардіодіагностичних системах, у даній роботі запропоновано узагальнений теоретико-методологічний підхід до моделювання та обробки широкого класу циклічних сигналів серця. Такий підхід за рахунок уніфікації обробки кардіосигналів, використання однотипних діагностичних ознак для різних типів кардіосигналів та за рахунок використання нових комплексних показників, які отримуються методами паралельної статистичної обробки синхронно зареєстрованих кардіосигналів і характеризують механізм взаємодії різних аспектів електричної, магнітної та механічної активності серця та серцево-судинної системи організму людини, дає змогу підвищити інформативність та достовірність кардіодіагностики.

Досліджено відомі математичні моделі кардіосигналів: детермінована функція, що описує форму одного серцевого циклу, періодична та майже періодична функції, вектор випадкових величин як модель реперних точок кардіоциклу, адитивна,

мультиплікативна, адитивно-мультиплікативна моделі, періодично корельований випадковий процес, періодично розподілений випадковий процес, лінійний періодичний випадковий процес, вектор лінійних періодичних у часі з різними періодами випадкових процесів. Досліджено нові моделі, а саме циклічний випадковий процес та вектор циклічних ритмічно пов'язаних випадкових процесів, які повніше враховують особливості морфологічної та ритмічної структур циклічних кардіосигналів у порівнянні із їх відомими математичними моделями [1].

Література

1. Лупенко С. Математичне моделювання сигналів серця в задачах технічної кардіометрії на базі їх моделі у вигляді циклічного випадкового процесу /С. Лупенко, Ю. Студена // Вісник Тернопільського державного технічного університету. — Тернопіль, 2006. — Т. 11, № 1. — С. 134–142.

ПРО ЗМІННУ ІНТЕНСИВНІСТЬ ВХІДНОГО ПОТОКУ В СИСТЕМІ З ЧЕРГОЮ ТА ПОВТОРНИМИ ВИКЛИКАМИ

Макушенко І.А., Усар І.Я., Протопоп Ю.О., Корягіна О.В.
Київський національний університет імені Тараса Шевченка
iamak@ukr.net

Теорія систем з повторними викликами є одним із важливих розділів теорії масового обслуговування. Такі системи детально розглянуті в монографії [1]. Приклади застосування моделей систем з повторними викликами в багатьох областях можна знайти в оглядах [2], [3].

В даній роботі розглядається система з «*m*» обслуговуючими приладами і обмеженою чергою. Але, на відміну від традиційних систем масового обслуговування, ми розглядаємо модель, в якій передбачена нескінченна орбіта. Тобто вимога, що потрапила в систему в якій зайняті обслуговуючі прилади і місця в черзі, стає джерелом повторних викликів. При цьому ми вважаємо, що в нашій системі інтенсивність вхідного потоку залежить від кількості джерел повторних викликів. Для такої системи знайдено умову існування стаціонарного режиму. Для пошуку стаціонарного розподілу процесу обслуговування запропоновано підхід, який складається з двох етапів. На першому етапі отримано явні формули стаціонарного розподілу в векторно-матричному вигляді

для скінченної орбіти. На другому етапі стаціонарні ймовірності для нескінченної орбіти апроксимуються ймовірностями, які отримані на першому етапі. В роботі знайдено оцінку швидкості збіжності стаціонарного розподілу системи з скінченною орбітою до відповідного розподілу системи з нескінченною орбітою.

Література

- 1 Falin G.I., Templeton J.G.C. Retrial queues.– London Chapman & Hall, 1997. – 331p.
- 2 Artalejo J.R., Gomez-Corral A. Retrial Queueing Systems. – Springer, 2008. – 317 p.
- 3 Anisimov V.V. Switching processes in queueing models. – John Wiley&Sons, Inc., 2008. – 352 p.

МОДЕЛЬ ЛОТКА-ВОЛЬТЕРРА З МАРКОВСЬКИМИ ПЕРЕКЛЮЧЕННЯМИ

¹Маланчук О.М., ²Чабанюк Я.М., ³Кінаш О.М.

¹Львівський національний медичний університет ім.Д. Галицького

²Львівський державний університет безпеки життєдіяльності

³Львівський національний університет ім.І. Франка

Oksana.Malan@gmail.com

Модель Лотка-Вольтерра або модель «хижак-жертва» опису зміни чисельності популяції з одним типом хижаків і одним типом жертв виражається системою диференціальних рівнянь.

$$dN(t)/dt = aN(t) - bN(t)P(t), \quad dP(t)/dt = -kP(t) + cN(t)P(t), \quad (1)$$

де $N(t)$, $P(t)$ – кількість жертв і хижаків відповідно. Складові системи (1) описують процеси: $aN(t)$ – швидкість розмноження жертв при відсутності хижаків, $kP(t)$ – швидкість вимирання хижаків, $bN(t)P(t)$ – зменшення кількості жертв внаслідок виїдання хижаками, $cN(t)P(t)$ – ефективність споживання хижаками жертв [1].

Узагальненням моделі (1) на випадок врахування випадкових впливів на процес розмноження як жертв, так і хижаків, є представлення коефіцієнтів a , b , c , k з описом таких впливів, що визначаються експоненційним законом розподілу часу впливів на систему. Зокрема, в (1) мають місце співвідношення $a = a_0 + \xi_1$, де a_0 – постійне, що визначається статистикою, а ξ_1 – випадкове, що приймає значення $\{0.2a_0; -0.2a_0\}$ з експоненційним часом перебування в таких станах. Для інших коефіцієнтів маємо

$b = b_0 + \xi_2$, $c = c_0 + \xi_3$, $k = k_0 + \xi_4$ з відповідними розподілами випадкових величин ξ_2, ξ_3, ξ_4 .

Для збуреної системи (1) в марковському середовищі отримані достатні умови асимптотичної стійкості [2].

Література

1. Трубецков Д.И. Феномен математической модели Лотки-Вольтерры и сходных с ней. Методические заметки. Изв.вузов «ПНД», т.19, №2, – 2011. – 69-88с.
2. Koroliuk V., Limnios N. Stochastic Systems in Merging Phase Space. World Scientific Publishing, – 2005. – 330P.

ІМПУЛЬСНІ СИСТЕМ ИЗ НАПІВМАРКОВСЬКИМИ ЗБУРЕННЯМИ У СХЕМІ УСЕРЕДНЕННЯ

Малик І.В.

Чернівецький національний університет імені Юрія Федьковича
malyk.igor.v@gmail.com

Розглянемо диференціальне рівняння з імпульсною дією, яку задає напівмарковський процес (НМП) [1], у схемі усереднення. Аналогічно [1] розглянемо випадковий процес $x^\varepsilon(t), t \geq 0$ в R^1 , який задовольняє диференціальне рівняння

$$dx^\varepsilon(t) = f(x^\varepsilon(t), \eta^\varepsilon(t))dt \quad (1)$$

на інтервалах $(\tau_n^\varepsilon, \tau_{n+1}^\varepsilon), n \geq 0$ та

$$x^\varepsilon(\tau_n^\varepsilon) = x^\varepsilon(\tau_n^\varepsilon - 0) + \varepsilon g(x^\varepsilon(\tau_n^\varepsilon - 0), \eta^\varepsilon(\tau_{n-1}^\varepsilon)) \quad (2)$$

в моменти $\tau_n^\varepsilon, n \geq 0$. НМП переключень $\eta(t), t \geq 0$ задається процесом марковського відновлення (ПМВ) [3] $(\eta_n, \tau_n), n \geq 0$. ПМВ задається ядром $Q(u, dv, t) = F_u(t) \Gamma(u, dv)$, $u \in R^1$, $dv \in \beta_1$, $t \geq 0$ де $F_u(t)$ - функція розподілу часу перебування в стані $\theta_n = \tau_n - \tau_{n-1}$: $F_u(t) := P\{\theta_n < t | \eta_{n-1} = u\}$; $\Gamma(u, dv)$ - розподіл стрибків НМП: $\Gamma(u, dv) := P\{\eta_{n+1} - \eta_n \in dv | \eta_n = u\}$. НМП $\eta^\varepsilon(t), t \geq 0$ визначається співвідношенням $\eta^\varepsilon(t) := \varepsilon \eta(t/\varepsilon)$, $\tau_n^\varepsilon = \varepsilon \tau_n$.

Тоді, аналогічно роботі [2], де розглядається марковський процес $\eta(t), t \geq 0$, за умов накладених на коефіцієнти рівнянь (1), (2) та локальні характеристики НМП $\eta(t), t \geq 0$, має місце збіжність в

l.i.m. x^ε при $\varepsilon \downarrow 0$ до розв'язку деякого звичайного диференціального рівняння на $[0, T], T < \infty$.

Література

1. Самойленко А.М., Станжицький О.М. Якісний та асимптотичний аналіз диференціальних рівнянь з випадковими збуреннями. – К.: Наукова думка, 2009. – 336 с.
2. Свердан М.Л., Царков Є.Ф., Ясинський В.К. Асимптотична поведінка розв'язків імпульсних систем з малим параметром та марковськими перемеканнями // УМЖ. – 1996. – Т.48, №10. – С. 1708-1720.
3. Koroliuk V.S., Limnios N. Stochastic systems in merging phase space. – Singapore: WSP, 2005. – 331 p.

МЕТОД ПОСЛІДОВНОГО ПОКРИТТЯ ДЛЯ ПОБУДОВИ ПРАВИЛ В КЛІНІЧНІЙ ЕКСПЕРТНІЙ СИСТЕМІ

¹Марценюк В.П., ²Андрушак І.Є.

¹Тернопільський державний медичний університет
імені І.Я.Горбачевського

²Луцький національний технічний університет
marceniuk@yahoo.com, westa@land.ru

Математично задача індукції класифікаційних правил формулюється таким чином. Маємо множину D , що містить N наборів навчальних даних. При цьому кожен i -й набір $(A_1^i, A_2^i, \dots, A_p^i, C^i)$ складається з вхідних даних – атрибутів $A_1, \dots, A_p$ та вихідних даних – атрибуту класу C . Можна припустити, що атрибути $A_1, \dots, A_p$ приймають лише категоріальні значення. Атрибут класу C приймає одне з K дискретних значень: $C \in \{1, \dots, K\}$. Метою є прогнозування класифікаційним правилом значення атрибуту класу C на основі значень атрибутів $A_1, \dots, A_p$.

Метою роботи є розробити метод індукції класифікаційних правил з можливістю програмної реалізації у вигляді клінічної експертної системи.

У роботі розглянуто питання програмної реалізації методу послідовного покриття з метою побудови класифікаційних правил.

На прикладі продемонстровано, що такий підхід дозволяє розробити систему підтримки клінічних рішень.

За рахунок використання Java-класів дана реалізація методу послідовного покриття є веб-інтегрованою.

Перспективами досліджень є аналіз продуктивності програмного продукту залежно від кількості атрибутів та обсягу наборів навчальних даних.

Література

1. J.Han and M.Kamber, Data Mining: Concepts and Techniques, Morgan Kaufmann, San Francisco, 1st edition, 2001.

ВИЗНАЧЕННЯ ФОРМИ ПАТОЛОГІЧНОГО ПРОЦЕСУ В СИСТЕМІ ПІДТРИМКИ ПРИЙНЯТТЯ РІШЕНЬ

Марценюк В.П., Багрій-Заяць О.А.

ДВНЗ «Тернопільський державний медичний університет
імені І.Я. Горбачевського МОЗ України»

marceniuk@yahoo.com, bagrijzayats@gmail.com

Дослідження проблеми розвитку патологічних утворень у людському організмі є актуальним в наш час. При проведенні системних медичних досліджень виникають питання прогнозування кількісної та якісної поведінки захворювання. Це, в першу чергу, форма патологічного процесу, на яку впливає цілий ряд невизначеностей – час формування каскаду специфічних плазматичних клітин, вплив ушкодженого органа на імунну відповідь, схема проведеного лікування та ін.

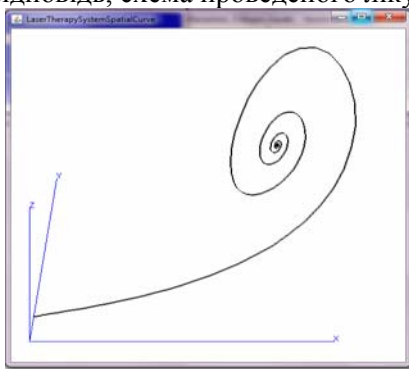


Рис.1. Гостра форма ($\sigma = 200$,
 $\tau = 1$)

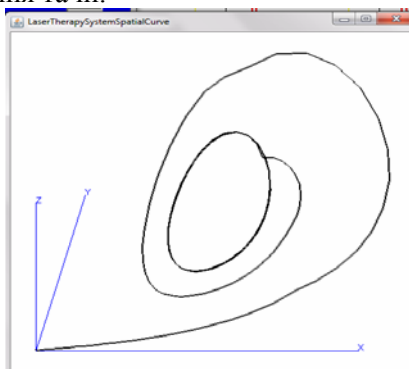


Рис.2. Хронічна форма ($\sigma = 200$,
 $\tau = 2,16$)

Вивчено вплив параметрів σ та τ на зміну форми перебігу патологічного процесу (Рис.1-2).

Розв'язування проблем такого роду вимагає розробки відповідних алгоритмів системного аналізу [1-4]. В системі підтримки прийняття рішень [5] стає можливим визначення форми перебігу патологічного процесу: субклінічна, гостра, хронічна та летальна.

Література

1. Наконечный А.Г. Задачи управляемости для дифференциальных уравнений динамики Гомперца / А.Г. Наконечный, В.П. Марценюк // Кибернетика и системный анализ. — 2004. — № 2. — С. 123-133.
2. Марценюк В.П. Про модель Ріхарда в задачах росту патологічних утворень з урахуванням імунної відповіді / В.П. Марценюк, О.А. Багрий-Заяц // Штучний інтелект. — 2012. — № 1. — С. 267-274.
3. Марценюк В.П. О задаче оптимального управления в моделях роста патологических образований на основе динамики Рихарда / В. П. Марценюк, О. А. Багрий-Заяц // Вестник Воронежского государственного университета. Научный журнал. — 2013. — № 2. — С. 32—37.
4. Марценюк В.П. Построение оценок решений в модели противоопухолевого иммунитета с импульсными возмущениями / В.П. Марценюк, О.А. Багрий-Заяц // Проблемы управления и информатики. Международный научно-технический журнал. — 2013. — № 5. — С. 142—148.
5. Марценюк В.П. Програмне середовище моделювання розвитку загального патологічного утворення на основі динаміки Ріхарда / В.П. Марценюк, О.А. Багрий-Заяц // Штучний інтелект. Науково-теоретичний журнал. — 2013. — № 4. — С. 386—391.

СИНТЕЗ БАГАТОМІРНИХ МОДАЛЬНИХ РЕГУЛЯТОРІВ

Матвієнко В.Т.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

matvienko.vt@gmail.com

При проектуванні асимптотично стійких систем керування, необхідно забезпечити перевід системи в задану точку фазового простору з бажаною якістю стійкості, тобто вибором власних значень замкнутої системи керування. В явному вигляді зазначена множина усіх зовнішніх збурень на керування системою, при яких асимптотично стійка система досягає заданої точки фазового простору.

У випадку неможливості досягнення заданої точки простору, вказується помилка досягнення. Зменшення помилки досягнення заданої точки фазового простору досягається за рахунок вибору структури розподілу керуючих сигналів. Наводиться процедура оптимального синтезу системи керування [1].

Розглянемо лінійну стаціонарну систему регулювання, що описується наступним співвідношенням

$$\frac{dx}{dt} = Ax(t) + Bu(t). \quad (1)$$

Будемо припускати, що система (1) цілком керована. За допомогою вибору зворотного зв'язку у вигляді $u(t) = Cx(t)$, забезпечимо (1) якість асимптотичної стійкості за рахунок вибору власних значень замкнутої системи.

При проектуванні асимптотично стійких систем керування задається точка $\bar{x}$ у фазовому просторі, в яку повинна перейти динамічна система з постійним впливом на керування $u(t) = Cx(t) - \bar{u}$. Обираючи зовнішні впливи для асимптотичної стійкої системи (1) з множини

$$\bar{u} \in \left\{ \bar{u} : \left[(A + BC)^{-1} B \right]^+ \bar{x} + \left(E_m - \left[(A + BC)^{-1} B \right]^+ (A + BC)^{-1} B \right) v, \forall v \right\}$$

забезпечується збіжність траєкторії системи до точки $\bar{x}$ у фазовому просторі.

Література

1. Кириченко Н.Ф., Матвиенко В.Т. Оптимальный синтез структур для линейных систем управления // Проблемы управления и информатики. – 1996. - №1,2. – С. 162 – 171.

ТРАНСПОРТНАЯ ЗАДАЧА С НЕЧЕТКИМИ МНОЖЕСТВАМИ ПУНКТОВ ОТПРАВЛЕНИЯ И ПОТРЕБЛЕНИЯ

Мащенко С.О., Аль-Саммараи Мохаммед Саад Ибрахим
Киевский национальный университет имени Тараса Шевченко
msomail@yandex.ru, blackhawk_is@yahoo.com

Классическая транспортная задача состоит в минимизации затрат на перевозки из множества $M = \{1, 2, \dots, m\}$ пунктов отправления в $N = \{1, 2, \dots, n\}$ пунктов потребления.

Предположим, что лицо, принимающее решение (ЛПР), не может четко сказать, какие пункты отправления из множества $M = \{1, 2, \dots, m\}$, в действительности будут функционировать, а может лишь задать функцию принадлежности $\mu(i)$, $i \in M$, нечеткого множества индексов $\tilde{M} \subseteq M$ актуальных, по его мнению, пунктов отправления. Аналогично ЛПР четко не знает,

какие пункты потребления из множества $N = \{1, 2, \dots, n\}$ реально будут принимать продукцию. Известна лишь функция принадлежности $\eta(j)$, $j \in N$, нечеткого множества индексов $\tilde{N} \subseteq N$ пунктов отправления, которые могут функционировать.

Тогда возникает транспортная задача с нечеткими множествами индексов пунктов отправления и пунктов потребления в следующей постановке: $\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n c_{ij} x_{ij} \rightarrow \min$, при ограничениях:

$$\sum_{j=1}^n x_{ij} \leq a_i, \quad i \in \tilde{M}; \quad \sum_{i=1}^m x_{ij} \geq b_j, \quad j \in \tilde{N}; \quad x_{ij} \geq 0, \quad i \in M, \quad j \in N.$$

В докладе предлагается концепция решения этой задачи, в основе которой лежит понятие пересечения нечеткого множества четких множеств [1].

Литература

1 Машенко С.О. Операции пересечения и объединения нечеткого множества нечетких множеств / С.О. Машенко // Искусственный интеллект. – 2012. – № 2. – С. 111 - 122.

ПОБУДОВА АДЕКВАТНОГО МАТЕМАТИЧНОГО ОПИСАННЯ ЯК РОЗВ'ЯЗАННЯ СПЕЦІАЛЬНОЇ ОБЕРНЕНОЇ ЗАДАЧІ

Меньшиков Ю.Л.

Дніпропетровський національний університет ім.О.Гончара
Menshikov2003@list.ru

Серед множини обернених задач виділяється деякий клас обернених задач з від'ємними особливостями. Обернені задачі синтезу адекватного математичного описання належать вказаному класу, наприклад [1],[2]. Після побудови адекватного математичного описання результати досліджень застосовуються для прогнозу поведінки фізичних процесів методами математичного моделювання [3]. Результати такого підходу використовуються у технічній діагностиці, для побудови метеопрогнозів [4] та т. і. Математичне описання фізичного процесу складається з математичної моделі фізичного процесу та функції зовнішнього впливу. У даній роботі у якості математичної моделі фізичного процесу вибрана система звичайних диференціальних рівнянь.

Як добро відомо, задача синтезу адекватного математичного описання зводиться в деяких випадках до розв'язання операторного рівняння першого роду [1],[2]:

$$A_p z = u, \quad (1)$$

де A_p є цілком неперервний оператор, $A_p : Z \rightarrow U, z \in Z, u_\delta \in U, u_\delta$ є початкові експериментальні дані (графіки), z є невідома функція, (Z, U є функціональними просторами).

Далі будемо вважати, що елемент u_δ в рівнянні (1) заданий з деякою похибкою:

$\|u_\delta - u_{ex}\|_U \leq \delta$, де δ є постійна, $\delta > 0$, u_{ex} є точні початкові дані.

Позначимо як $Q_{\delta,p}$ множину: $Q_{\delta,p} = \{z : \|A_p z - u_\delta\|_U \leq \delta\}$.

Множина $Q_{\delta,p}$ є необмеженою при будь-якому δ [5]. Таким чином, початкова математична модель фізичного процесу та будь-яка функція з множини $Q_{\delta,p}$ дає адекватні результати математичного моделювання процесу з похибкою δ . Крім того, точний розв'язок z_{ex} рівняння (1) може не належати множині можливих розв'язків $Q_{\delta,p}$ так як оператор A_p неточно описує реальний фізичний процес [1],[2].

З врахуванням цього обернені задачі синтезу мають низку особливостей:

- наближений розв'язок може значно відрізнитися від точного розв'язку z_{ex} ;
- розмір похибки наближеного розв'язку по відношенню до точного розв'язку z_{ex} не має значення для подальшого використання наближеного розв'язку;
- точний розв'язок z_{ex} оберненої задачі у сукупності з початковою математичною моделлю може давати гірші результати математичного моделювання, так як точний розв'язок z_{ex} може не належати множині можливих розв'язків $Q_{\delta,p}$;
- немає сенсу дослідити поведінку наближеного розв'язку оберненої задачі у залежності від зниження похибки початкових даних δ . Іншими словами, наближений розв'язок може не мати регуляризуючих властивостей.

Наведено приклад.

Література

1. Menshikov Yu.L. Synthesis of Adequate Mathematical Description as Solution of Special Inverse Problems // European Journal of Mathematical Sciences, v. 2, No 3, (2013), pp. 256-271.
2. Menshikov Yu.L. Inverse problems for dynamic systems: classification and solution methods // Journal Advances in Pure Mathematics, v. 3, No 4, (2013), pp. 390-393.
3. Barbosa E. L. Goes, W. Filho. Control problem analysis using inverse simulation applied to the Brazilian satellite launcher during first and second stage of flight // 4-th Inverse Problems, Design and Optimization Symposium, Book of Abstracts, Albi, France, (2013), pp. 63-64.
4. Chedin A., Scott N., Wahiche C., Moulini P. The improved initialization inversion method: A high resolution physical method for temperature retrievals from TIROS-N series // Climate Appl. Meteor., B.24, (1985), pp.128-143.
5. Тихонов А.Н., Арсенин В.Я. Методы решения некорректных задач / М.– Наука, 1979. – 288с.

ІДЕНТИФІКАЦІЯ КНИГИ ПО КОНТЕКСТУ ПРИ НАЯВНОСТІ ШУМІВ

Морозевич Ю., Руснак М.

Чернівецький національний університет імені Юрія Федьковича
mpcc-dpt@chnu.edu.ua

В даній роботі ми пропонуємо застосувати описаний раніше [1] підхід для обробки файлів у форматах .pdf та .djvu.

Значна частина файлів у форматі .pdf[3] містить відскановані зображення сторінок, або навіть розворотів книг. Зауважимо, що файли типу .djvu[2] також містять графічні зображення сторінок. Це приводить до необхідності використання теорії розпізнавання образів для вирішення задачі ідентифікації книг по контексту.

Загальна схема, прийнята в теорії розпізнавання образів, полягає в послідовному застосуванні наступних процедур. На сцені, яка підлягає розпізнаванню, виділяються області з ймовірно корисною інформацією. До обраної області застосовуються, при потребі, процедури масштабування, поворотів та видалення шумів. Процедури сегментації та скелетизації дозволяють виділити окремі символи в області та уніфікувати їх зображення. Далі відбувається побудова сукупності ознак, що дозволяють однозначно ідентифікувати символи. Зауважимо, що найпростішою ознакою може виступати уніфіковане скелетне зображення символу. Для

ідентифікації символу, при такому підході, зручно використовувати масиви шаблонів символів. Послідовно розпізнані символи розглядаються як текстова інформація, для обробки якої використовуються раніше описані підходи.

Актуальною залишається задача автоматизованого, а по можливості автоматичного, відшукування у тексті книги потрібної для найменування файлу інформації. Нами розроблено програмний комплекс для автоматизованого вирішення таких задач.

Література

1. Руснак М.А. Про проблему перейменування файлів за контекстом [Текст] / М.А. Руснак, Ю.В. Морозевич // Всеукраїнська науково-практична конференція «Проблеми інформатики і комп'ютерної техніки» (ПІКТ-2013): Тез. доп.– Чернівці, 27-31 травня, 2013р.– С.94–95.
2. Технологія DjVu [Електронний ресурс] / - Режим доступу : [www. URL: http://library.kr.ua/elmuseum/djvu.html](http://library.kr.ua/elmuseum/djvu.html) - 12.03.2014 р.
3. PDF с точки зрения программиста [Електронний ресурс] / - Режим доступу : [www. URL: http://habrahabr.ru/company/abbyy/blog/108459/](http://habrahabr.ru/company/abbyy/blog/108459/) - 14.03.2013 р.

ГАРАНТОВІ ОЦІНКИ СЕРЕДНЬОГО ЗНАЧЕННЯ НЕСТАЦІОНАРНАРНИХ ВИПАДКОВИХ ПРОЦЕСІВ

Наконечний О.Г., Демиденко С.В.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
s.demidenko@gmail.com

Нехай інтервалі $(0, T)$ спостерігається реалізація $y(t)$ неперервного в середньоквадратичному векторного випадкового процесу $\xi(t)$ із простору R^n та із середнім значенням $E\xi(t) = H(t)m(t)$ і кореляційною функцією $R(t, s)$, де $H(t)$ - неперервна на відрізку $[0, T]$ матриця, а $m(t)$ та $R(t, s)$ - невідомі функції. Оцінку вектора $Vm(T)$ будемо позначати через

$\hat{Vm}(T)$. Позначимо через L - множину лінійних оцінок вигляду $\hat{Vm}(T) = \int_0^T u(t)y(t)dt + c$, де V - відома матриця, $u(t)$ - належить

множині неперервних на $[0, T]$ матричних функцій, c - множині векторів. Нехай також у функції $m(t)$ існує k -та узагальнена похідна, причому відомо, що вона належить множині

$M = \{m(\cdot) : \int_0^T [m^{(k)}(t)]^2 dt \leq q_1^2\}$, а кореляційна функція $R(t, s)$ – належить множині $R = \{R : \int_0^T spR(t, t)dt \leq q_2^2\}$.

Показано, що має місце рівність $\min_{u, c} \sigma^2(u, c) = \min_{u \in U_1} \sigma_1^2(u)$,

де

$$\sigma^2(u, c) = E |Vm(T) - \hat{Vm}(T)|^2,$$

$$\sigma_1^2(u) = q_1^2 \lambda_{\max} \left(\int_0^T z(t) z^*(t) dt \right) + q_2^2 \lambda_{\max} \left(\int_0^T u(t) u^*(t) dt \right),$$

$\lambda_{\max}(\cdot)$ – найбільше власне число відповідної матриці, а матрична функція $z(t)$ є розв'язком рівняння

$$\frac{d^k z(t)}{dt^k} = u(t)H(t), \quad z(T) = V, z'(T) = 0, z^{(k-1)}(T) = 0.$$

$$U_1 = \{u : z(0) = 0\}$$

У випадку $Vm(T) = (V, m(T))$ показано, що гарантовані оцінки виражаються через розв'язки диференціальних рівнянь.

Література

1. Наконечний О.Г. Жук С.М. Оцінювання розв'язків алгебраїчно-диференціальних рівнянь в умовах невизначеності // Рівне, НУВГП, 2009. 120 с.
2. Подлипенко Ю.К. Минимаксное оценивание правых частей неётеровых уравнений в гильбертовом пространстве в условиях неопределенности // Доповіди НАНУ." — 2005." — 12." — С.36-44.
3. Демиденко С., Жук С., Наконечний О. До проблеми мінімаксного оцінювання розв'язків одновимірних крайових задач // Тавр.вісн.інформ. і мат.— 2007 р.— №1. с.7-24.

ОПТИМАЛЬНІ СЕРЕДНЬОКВАДРАТИЧНІ ПРОГНОЗНІ ОЦІНКИ В МОДЕЛЯХ ІНФОРМАЦІЙНОГО ПРОТИБОРСТВА

Наконечний О.Г., Зінько П.М.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

a.nakonechniy@gmail.com

Розглядається математична модель інформаційного
протиборства із m видами інформації [1,3]:

$$\frac{dL_i(t)}{dt} = (a_i + b_i L_i(t)) \left(L_0 - \sum_{i=1}^m L_i(t) \right), L_i(0) = L_i^0 \geq 0, \quad (1)$$

$$\sum_{i=1}^m L_i^0 < L_0, 1 \leq i \leq m, t > 0,$$

де $L_i(t)$, L_i^0 – поточне і початкове значення числа «носіїв» інформації i -го виду; L_0 – загальна чисельність людської спільноти; $a_i, b_i, i = \overline{1, m}$ – інтенсивність поширення інформації i -го виду, відповідно, по зовнішньому і внутрішньому каналах. Через $L_i(t, a, b), i = \overline{1, m}$ позначимо розв'язки задачі Коші (1) при заданих параметрах $a = (a_1, \dots, a_m)$, $b = (b_1, \dots, b_m)$.

Припускається, що в точках $t_k, k = \overline{1, N}$ ($t_{k+1} > t_k$) спостерігаються значення $L_i(t_k, a^0, b^0), i = \overline{1, m}, k = \overline{1, N}$ із збуреннями $v_i(t_k), i = \overline{1, m}, k = \overline{1, N}$, тобто нам відомі величини

$$y_i(t_k, a^0, b^0) = L_i(t_k, a^0, b^0) + v_i(t_k), i = \overline{1, m}, k = \overline{1, N},$$

де $a^0 = (a_1^0, \dots, a_m^0)$, $b^0 = (b_1^0, \dots, b_m^0)$ – невідомі параметри, збурення

$v_i(t_k), i = \overline{1, m}, k = \overline{1, N}$ – також невідомі і належать множині

$$G = \left\{ v \mid \sum_{k=1}^N F_k(v_{1k}, \dots, v_{mk}) \leq 1 \right\}$$

для деяких невід'ємних функцій $F_k(x_1, \dots, x_m)$, що задовільняють умови $F_k(0, \dots, 0) = 0, k = \overline{1, N}$. Вводиться обмежена множина вигляду:

$$Q = \left\{ (a, b) \left| \sum_{k=1}^N F_k(y_1(t_k, a^0, b^0) - L_1(t_k, a, b), \dots, y_m(t_k, a^0, b^0) - L_m(t_k, a, b)) \leq 1 \right. \right\},$$

де $v = (v_{1k}, \dots, v_{mk})_{k=\overline{1, N}}$.

Нами вивчаються задачі [2] про знаходження траєкторій та оптимальних середньоквадратичних прогнозних оцінок $\hat{L}(T)$ при $T > t_N$ вектора $L = (L_1(T, a, b), \dots, L_m(T, a, b))$ згідно умов:

$$\begin{aligned} \min_{a, b} \max_{(a^0, b^0) \in Q} |L(T, a, b) - L(T, a^0, b^0)|^2 &= \max_{(a^0, b^0) \in Q} |\hat{L}(T) - L(T, a^0, b^0)|^2, \\ \min_{a, b} \mu^{-1}(Q) \int_Q |L(T, a, b) - L(T, a^0, b^0)|^2 da^0 db^0 &= \\ = \mu^{-1}(Q) \int_Q |\hat{L}(T) - L(T, a^0, b^0)|^2 da^0 db^0, \end{aligned}$$

$\mu(Q)$ – міра Лебега множини Q .

Література

1. Михайлов А.П. Модели информационной борьбы / А.П. Михайлов, Н.А.Маревцева // Математическое моделирование. – 2011. – Т.23, №10. – С. 19 – 32.
2. Наконечный О.Г. Оцінювання параметрів в умовах невизначеності / О.Г.Наконечный // Наукові записки КНУ імені Тараса Шевченка, серія: «Кібернетика». – 2004. – С.102 – 111.
3. Nakonechny O.G. Guaranteed estimation of the observations matrix for systems with variable structure // O.G. Nakonechny, V.S. Donchenko, P.M. Zinko / Abstracts XX International Conference “Problem of decision making under uncertainties” – Brno, Czech Republic. September 17- 21, 2012. – pp. 89–91.

РОЗРОБКА МАТЕМАТИЧНОЇ МОДЕЛІ ОЦІНЮВАННЯ ОРГАНІЗАЦІЇ І ПРОВЕДЕННЯ НВП ВНЗ

Наконечний О.Г., Савкова В.П., Пампуха І.В.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

nakonechniy@unicyb.kiev.ua

Рішенню завдань моделювання навчально-виховного процесу (НВП) (включаючи вимоги до випускника, сам навчальний процес у вищому навчальному закладі, моніторинг вмінь і навичок випускника на виробництві), а саме підвищення якості підготовки фахівців вищих навчальних закладів (ВНЗ), приділена велика увага в роботах вчених всього світу. При цьому прийняття управлінських рішень з метою ефективної організації цього процесу пропонуються різні системи й методи оцінки рівня підготовки тих, кого навчають з урахуванням нормативно-правової бази, матеріально-технічної, навчально-методичної баз, науково-педагогічного потенціалу та інше.

Обґрунтований і правильно вибраний підхід для опису НВП ВНЗ (міждисциплінарний аналіз навчального процесу з точки зору передових технологій в гуманітарній і технічній наук, використання апробованого математичного апарату для опису вихідних даних і НВП в цілому, розробка вимог до вступника, вмінь та навичок до випускника, а також їх моніторинг протягом заданого терміну на виробництві) є передумовою для розроблення адекватної математичної моделі цього процесу.

Розробка математичної моделі оцінювання організації і проведення НВП ВНЗ можна представити наступними етапами: аналіз існуючого процесу організації і проведення НВП у ВНЗ (міждисциплінарний аналіз); розробка функціональної схеми організації і проведення НВП у ВНЗ (структурні граfi (G -графfi), мережа Петрі); обґрунтування динамічних ланок та їх параметрів для розробки структурної схеми та структурного графа організації і проведення НВП у ВНЗ (теорія професійної освіти, метод аналізу ієрархій, статистичний аналіз, метод простору станів, теорія автоматичного управління, теорія нейронних мереж та ін.); розробка математичної моделі оцінки організації і проведення НВП у ВНЗ у змінних стану (метод аналізу ієрархій, теорія автоматичного управління, технології нейронних мереж і систем підтримки прийняття рішення); перевірка адекватності математичної моделі оцінки організації і проведення НВП у ВНЗ

(теорія автоматичного управління (перевірка на стійкість, досяжність, керуємість та ін.)).

Запропонований підхід, етапи і математичний апарат розробки математичної моделі оцінювання організації і проведення НВП ВНЗ притаманні: універсальність представлення моделі ієрархічною структурою в залежності від покладених завдань; вибір і обґрунтування ланок і параметрів моделі здійснюється об'єктивно, на основі експертних оцінок і результатів статистичної обробки інформації; можливість контролю параметрів перехідного процесу в будь-якій точці і момент часу моделі з метою оперативного формування управлінських рішень для забезпечення рівня якості освіти не нижче заданого; гнучкість і автоматизація процесу видозміни моделі в залежності від поставлених завдань; можливість автоматизації побудови бази знань і даних при функціонуванні моделі.

Література

1. Згуровский М. З. Системный анализ: проблемы, методология, приложения : монография / М. З. Згуровский, Н. Д. Панкратова. – К. : Вид-во "Наукова думка", 2005. – 743 с.
2. Герасимов Б. М. Проективання та застосування експертно-навчальних систем: монографія / Герасимов Б. М., Оксіюк О. Г., Шворов С. А. – К. : Вид-во Європейського ун-ту, 2008. – 263 с.
3. Зайцев Г. Ф. Теорія автоматичного управління / Г. Ф. Зайцев, В. К. Стеклов, О. І. Бріцький. – К. : Техніка, 2002. – 688 с.

ОЦІНЮВАННЯ РОЗВ'ЯЗКІВ ЛІНІЙНИХ АЛГЕБРАЇЧНИХ РІВНЯНЬ З ВИПАДКОВИМИ МАТРИЦЯМИ СПОСТЕРЕЖЕНЬ В УМОВАХ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ

Наконечний О.Г., Філіпенков А.О.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
decapitator@ukr.net

Нехай спостерігається вектор $(y_1, \dots, y_N) \in \mathbb{R}^N$, де

$$y_k = (g_k, x) + \eta_k, \quad k = \overline{1, N},$$

а вектор $x \in \mathbb{R}^n$ є розв'язком лінійного рівняння $Ax = Bf + d$, де A, B – відомі матриці, d – відомий вектор, $\det A \neq 0$, g_k – реалізації випадкових векторів, що є попарно незалежними, η_k – реалізації

послідовних незалежних випадкових величин, та незалежних від g_k .

В припущенні, що $f \in G$, де G – обмежена множина із простору $\mathbb{R}^m$, та відомих перших та других моментах g_k та $\eta_k, k = \overline{1, N}$ досліджуються задачі про визначення вектора f за спостереженнями $y_k, k = \overline{1, N}$. У випадку гаусових розподілів g_k та $\eta_k, k = \overline{1, N}$ розглядаються оцінки максимальної вірогідності, що належать множині $\text{Arg min}_{f \in G} I(f)$, де

$$I(f) = \sum_{k=1}^N \ln((R_k x, x) + \sigma_k^2) + \sum_{k=1}^N ((R_k x, x) + \sigma_k^2)^{-1} (y_k - (\bar{g}_k, x))^2,$$

$$R_k = E(g_k - \bar{g}_k)(g_k - \bar{g}_k)^T, \quad \bar{g}_k = E g_k, \quad \sigma_k^2 = E \eta_k^2, \quad E \eta_k = 0.$$

Точка мінімуму функції $I(f)$ знаходиться ітеративними процедурами, а за початкове наближення беруться лінійні оцінки вектора f .

Література

1. Бублик Б.Н., Данилов В.Я., Наконечный А.Г. Некоторые задачи наблюдения и управления в линейных системах: Учеб. пособие. – Киев: УМК ВО, 1988. – 191 с.

ОДНА ЗАДАЧА КЕРУВАННЯ З МАРКОВСЬКИМИ ПЕРЕКЛЮЧЕННЯМИ

¹Нікітін А.В., ²Семенюк С.А., ²Хімка У.Т.

¹Буковинський державний фінансово-економічний університет
nik_tol@rambler.ru

²Національний університет «Львівська політехніка»
ulyana.himka@gmail.com

Розглянемо випадковий процес, який описується стохастичним диференціальним рівнянням

$$du^\varepsilon(t) = a(u^\varepsilon(t), x(t/\varepsilon))dt + \sigma(u^\varepsilon(t), x(t/\varepsilon))y^\varepsilon(t)dw(t),$$

де $u^\varepsilon(t)$ – випадковий процес, $x(t)$ – марковський процес зі стаціонарним розподілом $\pi(B), B \in \mathbf{X}$, $w(t)$ – вінерівський процес, $\sigma(u^\varepsilon(t), x(t/\varepsilon), y^\varepsilon(t))$ – дифузія [1], $y^\varepsilon(t)$ – керування, що визначається рівнянням

$$dy^\varepsilon(t) = G(u^\varepsilon(t), x(t/\varepsilon), y^\varepsilon(t)) dt.$$

Теорема. Нехай $a(u, y), \sigma(u, x, y) \in C(\mathbb{R}^d, \mathbb{R}^m)$, $G(u, x, y) \in C(\mathbb{R}^d, X, \mathbb{R}^m)$.

Тоді має справедливою є слабка збіжність

$$(u^\varepsilon(t), y^\varepsilon(t)) \Rightarrow (\hat{u}(t), \hat{y}(t)), \quad \text{де граничне керування } (\hat{u}(t), \hat{y}(t))$$

визначається генератором

$$\mathbf{L}\varphi(u, y) = A(u, y)\varphi(u, y) + (1/2)B(u, y)\varphi(u, y)$$

на тест-функціях $\varphi(u, y) \in C^{3,2}(\mathbb{R}^d, \mathbb{R}^m)$, де

$$A(u, y)\varphi(u, y) = a(u)\varphi'_u(u, y) + G(u, y)\varphi'_y(u, y),$$

$$a(u) = \int_X a(u, x)\pi(dx), \quad G(u, y) = \int_X G(u, x, y)\pi(dx),$$

$$B(u, y)\varphi(u, y) = \sigma^2(u, y)\varphi''_{uu}(u, y), \quad \sigma^2(u, y) = \int_X \sigma^2(u, x, y)\pi(dx).$$

Література

1. Korolyuk V.S. Stochastic Systems in Merging Phase Space/ Korolyuk V.S., Limnios N.: World Scientific Publishing, –2005. –330p.

НАВЧАННЯ НА БАЗІ ПРАВИЛ ДЛЯ АГЕНТНО-ОРІЄНТОВАНОЇ МОДЕЛІ

Омельянчик Діана Анатоліївна

Інститут кібернетики імені В.М.Глушкова НАН України

omelyanchikd@gmail.com

Центральним елементом агентно-орієнтованих моделей (АОМ) є агенти, які володіють рисами індивідуальної поведінки, зокрема, здатністю до самоорганізації та навчання. Під навчанням розуміється корегування дій агента при досягненні мети через співставлення керованих ним вхідних параметрів з отриманим виходом.

Одним з найпростіших та найефективніших методів навчання є навчання на базі правил. В рамках цього підходу вважається, що агент володіє деяким набором правил, згідно з яким він діє. У деяких методах він здатен адаптувати задані правила до реакції середовища.

До розробленої базової АОМ [1] застосовувалися такі методи навчання на базі правил: генетичний алгоритм виділення правил та система класифікаторів, що навчаються. Обидва ці методи спрямовані на формування набору правил дій агента, проте якщо в другому випадку процес відбувається динамічно, то в першому

правила налаштовуються за допомогою заздалегідь сформованої вибірки і в ході роботи моделі не змінюються.

Вибірка даних, необхідна для роботи генетичного алгоритму пошуку правил, формувалася на базі статистичних відомостей про Україну. Потім отримані правила використовувалися в якості початкової системи класифікаторів для агентів базової АОМ. Щоб диверсифікувати поведінкові моделі агентів, готові правила піддавалися мутації з деякою ймовірністю.

Далі проводилися обчислювальні експерименти по запуску базової АОМ із навчанням агентів на базі системи класифікаторів. Отримані чисельні результати використовувалися в якості ще однієї вибірки для побудови правил за допомогою генетичних алгоритмів. Таким чином, перевірялася відповідність правил, що генерує базова АОМ, актуальним правилам функціонування економіки, отриманих на попередньому етапі.

Література

1. Омелянчик Д.А. Моделювання процесу навчання фірм в агентно-орієнтованій моделі функціонування економіки / САІТ: матеріали 15-ї Міжн. наук.-техн. конференції САІТ 2013 (Ред. Н. Панкратова). – К: ННК «ІПСА» НТУУ «КПІ», 2013. – С. 307.

ЗАСТОСУВАННЯ ГЕНЕТИЧНОГО АЛГОРИТМУ ПРОГНОЗУВАННЯ ДО ЗАДАЧІ УПРАВЛІННЯ ЗАПАСАМИ

Павленко Анна Ігорівна

Інститут кібернетики імені В.М.Глушкова НАН України

dmitrieva.anya@gmail.com

Ефективне управління операційними ресурсами і здійснення фінансового планування запасів зазвичай потребує врахування споживацького попиту. На попит готової продукції можуть впливати економічні фактори, сезонність, стимулювання продажів за рахунок реклами тощо [1]. Більшість класичних алгоритмів прогнозування розраховані на прогноз в одновимірному випадку і не враховують причинно-наслідкові зв'язки економічних процесів.

Пропонується розглянути алгоритм прогнозування попиту на основі еволюційного підходу для моделі управління запасами з урахуванням збитків від дефіциту при поступовому поповненні.

Вхідними даними для досліджуваного алгоритму є реальні часові ряди обсягів продажу медичних препаратів за 2004-2013

пр., наявні доходи населення, статистика запитів за критерієм здоров'я сервісу Google Trends.

Результатом роботи розробленого алгоритму є прогноз обсягів продажу медичних препаратів на 2014 р. Розроблений генетичний алгоритм використовується для формування множини правил вигляду *if...then*. В силу гнучкості реалізації алгоритм не виключає можливість врахування нової інформації, а також використання коефіцієнтів довіри для часових рядів.

Прогнозування здійснюється з використанням сформованої множини правил і наявного часового ряду для заданого горизонту, за необхідності застосовується схема розв'язання конфліктів. Розраховані прогностичні значення визначатимуть необхідний рівень страхових запасів.

Запропонований підхід дає можливість враховувати декілька чинників для побудови прогнозу попиту готової продукції [2]. Дослідження ефективності проведене на основі реальних часових рядів.

Література

1. Шрайбфедер Д. Эффективное управление . — Пер. с англ. — 2-е изд. — М.: Альпина Бизнес Букс, 2006. — 304 с.
2. Sam Mahmud. Financial Forecasting Using Genetic Algorithms. Sam Mahmoud, Ganesh Mani // Applied Artificial Intelligence. — USA, 1996. — P. 543-566.

ОБ ОЦЕНКАХ ПРЕДЕЛЬНЫХ ФИЛЬТРАЦИОННЫХ ДЕФОРМАЦИЙ НЕСВЯЗНЫХ ГРУНТОВ В УСЛОВИЯХ НЕОПРЕДЕЛЕННОСТИ ВНЕШНИХ ФАКТОРОВ

Поляков В.Л.

Polyakov_igm@list.ru

Серьезные фильтрационные деформации наблюдаются в отдельные периоды, когда на водный режим усиленно воздействуют внешние факторы (поливы, осадки и пр.). Такие периоды обычно кратковременные, но именно тогда фильтрационные свойства грунтов меняются в наибольшей степени. Чтобы прогнозировать подобные изменения, выполнены исследования аналитическими методами упорядочения структуры несвязного грунта в условиях нестационарной плоской и осесимметричной фильтрации к совершенным водоприемникам. Сформулированы соответствующие математические задачи.

Оценки эффекта упорядочения структуры несвязного грунта осложнялись ввиду неопределенности начальных условий. Благодаря значительному сроку службы дренажей реально формирование в грунтах особо неблагоприятных условий вплоть до их затопления. Тогда рассматриваемый эффект оказывается наибольшим. Поэтому при постановке базовых задач полагалось, что к началу действия дренажа грунт был полностью насыщен водой. Указанные задачи решались в три этапа. На первом определялось поле градиентов напора в области движения на начальной стадии фильтрации в недеформированном грунте, когда создаются предпосылки для его сильного деформирования. На втором этапе с учетом эмпирической связи градиента напора с водопроницаемостью грунта конкретизировались ее динамика в пределах области деформаций, а также момент прекращения деформаций и его окончательное физико-механическое состояние. На третьем этапе профили коэффициента фильтрации в отмеченной области использовались в задачах установившегося притока к водоприемнику в грунте, который подвергся или ранее изучавшимся минимальным деформациям, или максимальным в описанных выше критических условиях. Проведено обстоятельное сопоставление строгих решений стационарных задач при разных степенях деформирования грунта. Установлено, что деформации в состоянии ощутимо ускорить течение грунтовых вод, увеличить дренажный расход на несколько десятков процентов.

ОЦЕНКА ИНФОРМАТИВНОСТИ НЕЧЕТКИХ ПАРАМЕТРОВ В КЛАССИФИКАЦИОННОЙ ОБРАБОТКЕ ДАННЫХ

¹Поляков М. В., ²Ханин И. Г., ²Шевченко Г. Я.

¹«Noosphere Ventures», Сан-Франциско, США
maxvp77@gmail.com

²ТОО «Сигейтер», Днепрпетровск
khanin.ig@gmail.com, gshevchenko@m.ht

Одним из наиболее важных этапов при разработке классификационных моделей управления процессами, учитывающих размытый характер параметров, является решение задачи оценки информативности таких параметров.

Пусть имеется исходное описание в виде некоторой таблицы известных ситуаций, в которой S – множество всех известных

ситуаций, N_m – нечеткое множество ситуаций $s_i \in S$, отнесенных к m -классу решений, $m=(1, \dots, K)$, K – число классов, B_m – нечеткое подмножество нечеткого множества N_m ситуаций, в которых оцениваемый параметр x_i ($x_i \in X$, $X=\{x_1, x_2, \dots, x_m\}$, M – число параметров) принимает значение μ_j ($\mu_j \in L$, $L=\{\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_l\}$ – множество различных значений нечеткого параметра x_i , l – число этих различных значений, $\mu_j \in [0,1]$, μ_j – степень принадлежности j -го значения параметра x_i к некоторому ограничению на значения этого параметра. Тогда частотную оценку V информативности параметра x_i для случая нечеткого описания процесса можно представить следующим образом:

$$V(x_i) = \frac{1}{k} \sum_{\mu_j \in L} \max_m \left(\frac{|B_m|}{|N_m|} \right). \quad (1)$$

Чем больше значение $V(x_i)$, тем более информативным считается параметр x_i . Можно показать, что $1/k \leq V(x_i) \leq 1$.

Формула (1) предназначена для случая использования нечетких параметров x_i и в то же время ее несложно распространить на более общий случай нечеткого описания управляющих решений.

СИСТЕМНО-СЕМИОТИЧЕСКИЙ ПОДХОД К СОЗДАНИЮ ГИБКОЙ ИНФОРМАЦИОННОЙ ПОДДЕРЖКИ ПРИНЯТИЯ РЕШЕНИЙ

¹Поляков М.В., ²Ханин И. Г., ²Борматенко Н. В.

¹«Noosphere Ventures», Сан-Франциско, США

maxvp77@gmail.com

²ТОО «Сигейтер», Днепрпетровск

khanin.ig@gmail.com

Лицо принимающее решение (ЛПР) действует под влиянием субъективных и объективных факторов. Объективные факторы представлены областью интересов (ОИ) ЛПР используемыми инструментами, важнейшее место среди которых занимают системы обработки данных (СОД) об ОИ ЛПР. ЛПР приходится постоянно уточнять представления об ОИ, что требует постоянных изменений в структурах данных и программном аппарате обработки данных. ЛПР вынужден формулировать представления об ОИ в терминах "бумажных" структур, продиктованных бумажными носителями данных, затем ставить задачи перед

системными архитекторами и программистами по реинжинирингу, комплексированию и перепрограммированию СОД. Инерционность такого инструментария быстро растёт с увеличением сложности ОИ ЛПР, затрудняя варьирование и снижая потенциал автоматизированной системы принятий решений.

Предлагается лишенная этих недостатков гибкая системно-семиотическая архитектура информационной поддержки принятия решений. В её основе лежит инфраструктура данных, полученная исходя из представления о данных как обозначающей части целостной знаковой (семиотической) конструкции, придающей существующей семиотике, которая является гуманитарной наукой, конструктивный и технологически продуктивный характер. В качестве слагаемых знака как объективной сущности наряду с физическими телами и знаками постулируются темпоральные (динамические) и множественные тела. Совокупность этих и других положений составляет содержание системно-семиотической парадигмы (ССП). Системно-семиотический подход исходит из философских и методологических взглядов, названных вертикальной интеграцией знаний (ВИЗ). В организационном отношении он реализован при помощи модели парадигмального инновационного развития (ПИР).

ПРО СИСТЕМИ З ПОВТОРНИМИ ВИКЛИКАМИ СТАЛОЇ ІНТЕНСИВНОСТІ

Пономарьов В.Д., Лебедєв Є.О.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
vponomarov@gmail.com

Характерною рисою систем з повторними викликами є те, що виклик, який надійшов до системи у момент, коли всі прилади зайняті, не губиться, а повертається через деякий випадковий час з метою повторно отримати обслуговування. В класичній системі з повторними викликами вважається, що ймовірність надходження повторного виклику в інтервалі часу $(t, t+dt)$ при умові, що в системі є j джерел повторних викликів, дорівнює $j\mu dt + o(dt)$. Натомість в багатьох комп'ютерних і телекомунікаційних мережах інтервали часу між повторними викликами контролюються спеціальними пристроями і не залежать від кількості викликів, які намагаються повторно отримати обслуговування (див. [1]). Тому в таких системах ймовірність надходження повторного виклику в

інтервалі часу $(t, t+dt)$ при умові, що є хоча б одне джерело повторних викликів, дорівнює $\mu dt + o(dt)$. Системи саме з такою організацією потоку повторних викликів будуть розглядатися в даній роботі.

Незважаючи на широке розповсюдження систем з повторними викликами, аналітичне представлення стаціонарних ймовірностей було отримане лише для декількох найпростіших випадків [2]. Складності в отриманні явного подання стаціонарного розподілу через параметри системи пов'язані з тим, що марковський процес, який описує функціонування такої системи, має зліченну множину станів, а матриця переходів між станами, як правило, не має спеціальних властивостей, які б полегшили її перетворення для побудови явного розв'язку.

В даній роботі досліджуються марковські моделі систем з повторними викликами, в яких інтенсивність потоку повторних викликів не залежить від кількості їх джерел. Для такого класу систем з'ясовані умови існування стаціонарного режиму і отримані явні формули векторно-матричного типу знаходження стаціонарного розподілу через параметри системи.

Література

1 Choi B.D., Shin Y.W., Ahn W.C. Retrial queues with collision arising from unsoltted CSMA/CD protocol. – Queueing Systems 11, 1992, p.p. 335-356.

2 Artalejo J.R. Stationary analysis of the characteristics of the M/M/2 queue with constant repeated attempts. - Opsearch 33, 1996, p.p. 83-95.

МАТЕМАТИЧНА МОДЕЛЬ ДИНАМІЧНИХ ПРОЦЕСІВ В МОРСЬКИХ ВОДОЙМАХ

Потапенко Л.І.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

lpotapenko@ukr.net

В роботі побудована тривимірна нелінійна математична модель гідродинаміки закритих водойм. Модель призначається для оцінки та прогнозування стану водного середовища з урахуванням впливу вітру.

При побудові математичної моделі даної роботи використовувалась система нелінійних рівнянь гідродинаміки мілководних водойм, які включають в себе рівняння Нав'є – Стокса:

$$\begin{aligned}\frac{\partial u}{\partial t} + u \frac{\partial u}{\partial x} + v \frac{\partial u}{\partial y} + w \frac{\partial u}{\partial z} &= -\frac{1}{\rho} \frac{\partial P}{\partial x} + \mu \left(\frac{\partial^2 u}{\partial x^2} + \frac{\partial^2 u}{\partial y^2} \right) + \frac{\partial}{\partial z} \left(v \frac{\partial u}{\partial z} \right) + \Omega v, \\ \frac{\partial v}{\partial t} + u \frac{\partial v}{\partial x} + v \frac{\partial v}{\partial y} + w \frac{\partial v}{\partial z} &= -\frac{1}{\rho} \frac{\partial P}{\partial y} + \mu \left(\frac{\partial^2 v}{\partial x^2} + \frac{\partial^2 v}{\partial y^2} \right) + \frac{\partial}{\partial z} \left(v \frac{\partial v}{\partial z} \right) - \Omega u, \\ \frac{\partial w}{\partial t} + u \frac{\partial w}{\partial x} + v \frac{\partial w}{\partial y} + w \frac{\partial w}{\partial z} &= -\frac{1}{\rho} \frac{\partial P}{\partial z} + \mu \left(\frac{\partial^2 w}{\partial x^2} + \frac{\partial^2 w}{\partial y^2} \right) + \frac{\partial}{\partial z} \left(v \frac{\partial w}{\partial z} \right) - g,\end{aligned}$$

і рівняння нерозривності

$$\frac{\partial u}{\partial x} + \frac{\partial v}{\partial y} + \frac{\partial w}{\partial z} = 0,$$

співвідношення, що зв'язує повний гідродинамічний тиск з глибиною:

$$p = \rho g(\eta - z) + q,$$

а також граничні та початкові умови.

Щоб враховувати зміну поверхні в часі для запису рівнянь математичної моделі використовується σ -система координат.

Для розв'язання системи рівнянь побудована неявна різницева схема, для реалізації якої застосовано ітераційний процес, що базується на методах Ньютона та послідовної верхньої релаксації. Тиск визначається шляхом розв'язання скінченно-різницевого рівняння Пуасона.

ПОРОГОВЕ КЕРУВАННЯ СИСТЕМОЮ З ОБМЕЖЕННЯМИ НА ЧИСЛО СПРОБ ПОЧАТИ ОБСЛУГОВУВАННЯ

Прищеп О.В.

o.prischepa@gmail.com

Особливе місце серед систем масового обслуговування займають системи з повторними викликами (див., наприклад, [1], [2]). Сферою застосування таких систем є комп'ютерні мережі (локальні та глобальні), системи керування посадкою повітряних суден, системи мобільного зв'язку та інші. Зазвичай при дослідженні систем з повторними викликами вважають, що кожна з вимог може повторно звертатися до системи до тих пір, поки не отримає обслуговування. Хоча на практиці число повторних спроб часто буває обмеженим.

В роботі, що пропонується, розглядається задача керування багатоканальною системою масового обслуговування з двома спробами повтору. Формально дану систему можна описати наступним чином. Ззовні до системи, що має c приладів, через випадкові проміжки часу надходять вимоги, які обслуговуються у випадку наявності хоча б одного вільного приладу та залишають систему. Якщо всі прилади зайняті, то вимоги формують джерела повторних викликів, звідки мають можливість здійснити повторні звернення для отримання обслуговування. Для кожної вимоги, що утворила джерело повторних викликів, число повторів обмежується двома спробами. Якщо при другій повторній спробі всі прилади є зайняті, то вимога залишає систему без обслуговування. Інтенсивність надходження вимог залежить від сумарної кількості джерел повторних викликів у черзі.

Процес обслуговування в такій системі моделюється тривимірним ланцюгом Маркова з неперервним часом $Q(t) = (Q_0(t), Q_1(t), Q_2(t)) \in S$, де $S = \{0, 1, \dots, c\} \times Z_+ \times Z_+$, $Q_0(t)$ – кількість зайнятих приладів, $Q_1(t)$ – кількість вимог, що можуть зробити першу спробу повтору, $Q_2(t)$ – кількість вимог, що можуть зробити другу спробу повтору.

Враховуючи змінний характер інтенсивності вхідного потоку в поданій моделі, пропонується порогова стратегія керування, яка задається порогом H . У цьому випадку система може функціонувати у двох режимах. Якщо сумарна кількість джерел повторних викликів в системі не перевищує H , то вона функціонує в першому режимі з інтенсивністю вхідного потоку h_1 . Якщо сумарна кількість джерел повторних викликів стає більшою за H , то система переходить в другий режим з інтенсивністю вхідного потоку h_2 .

Розглядається оптимізаційна задача

$$C_1 S_1(H) - C_2 S_2(H) - C_3 S_3(H) \rightarrow \max, \quad (1)$$

$$H \in \{0, 1, \dots\},$$

де $\lim_{t \rightarrow \infty} t^{-1} S_i(t, H) = S_i(H)$ ($i = \overline{1, 3}$), $S_1(t, H)$ – 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 перемикань інтенсивності вхідного потоку; C_1 – прибуток, пов'язаний з обслуговуванням

одного виклику; C_2 – штраф за відмову в обслуговуванні; C_3 – штраф за перемикаання інтенсивності вхідного потоку.

В умовах існування стаціонарного режиму функціонали $S_i(H)$, $i=1,2,3$ теж існують і можуть бути виписані через стаціонарні імовірності. Для цього розроблено алгоритм розрахунку стаціонарних ймовірностей, який базується на методі матричної прогонки.

Розв'язком задачі (1) є такий поріг H , який максимізує середній прибуток від роботи системи. Подібні оптимізаційні задачі для систем з повторними викликами розглядалися в роботах [3], [4].

Література

1. Artalejo J.R., Gómez-Corral A. Retrial Queueing Systems. A Computational Approach. - Springer, 2008, 318 p.
2. Falin G. I. and Templeton J. G. C. Retrial queues. - London: Chapman and Hall, 1997. - 328 p.
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.
4. Клименок В.И. Оптимизация динамического управления режимом работы информационно-вычислительных систем с повторными вызовами. //Автоматика и вычислительная техника. -1990. - № 1.- С.25-30.

МЕТОД СТАБІЛІЗАЦІЇ НЕСТІЙКИХ ІМПУЛЬСНИХ ПРОЦЕСІВ КОГНІТИВНИХ МОДЕЛЕЙ ЗА ДОПОМОГОЮ РЕГУЛЯТОРІВ СТАНУ

Романенко В.Д., Мілявський Ю.Л.

Навчально-науковий комплекс "Інститут прикладного системного аналізу" Національного технічного університету України "КПІ"
ipsa@kpi.ua

В роботі досліджено взаємозв'язок моделей динаміки систем у просторі стану та у формі імпульсних процесів когнітивних карт (ІПКК), а також розв'язані питання по забезпеченню стійкості ІПКК методами сучасної теорії керування. Показано, що модель у просторі стану (в тому числі з регулятором стану в контурі зворотного зв'язку) можна представити еквівалентно когнітивною картою. Доведено, що з асимптотичної стійкості системи у просторі стану випливає абсолютна стійкість відповідного ІПКК.

Розроблено метод переходу від моделі ППК до моделі динаміки у просторі стану для визначеного класу процесів. Це дозволило стабілізувати нестійкий імпульсний процес, представлений когнітивною моделлю, шляхом синтезу зовнішнього вектора керування за допомогою регулятора стану і подальшого зворотного переходу до когнітивної моделі. Розглянуто клас процесів, в яких окремі змінні стану не вимірюються, і для їх оцінювання використовується спостерігач стану. За допомогою розробленої методики виконано стабілізацію нестійкого ППК кадрової політики на морському флоті.

Література

1. Романенко В.Д., Милявский Ю.Л. Обеспечение устойчивости импульсных процессов в когнитивных картах на основе моделей в пространстве состояний // Системні дослідження та інформаційні технології. – 2014. – № 1.

ОСОБЛИВОСТІ ІМОВІРНІСНОЇ ІДЕНТИФІКАЦІЇ МОДЕЛЬНИХ СЦЕНАРІЇВ АВАРІЙ НА ГІДРОВУЗЛАХ

Романчук К.Г., Стефанишин Д.В.

Інститут телекомунікацій і глобального інформаційного
простору НАН України, Київ

c.romanchuk@mail.ru, dvstefanyshyn@yahoo.com

Аварії на гідровузлах носять системний характер, реалізуються за стохастичними законами і відбуваються в кожному індивідуальному випадку за різними сценаріями: сумісними і несумісними, типовими і нетиповими. Прогнозування аварії на гідровузлі є складною системною задачею, обтяженою ґносеологічною, структурною і параметричною невизначеністю.

Ідентифікація модельних сценаріїв можливої аварії на гідровузлі здійснюється в рамках розв'язання так званої «слабо структурованої» задачі [1]. В процесі оцінювання ймовірності аварії, з врахуванням невизначеності різних чинників аварійності, можуть ідентифікуватися модельні сценарії аварії на гідровузлі, які слід розглядати як визначальні за ймовірністю аварії [1, 2]. За результатами оцінки ризику збитків від аварії на гідровузлі можуть ідентифікуватися модельні сценарії аварії на гідровузлі, які слід розглядати як визначальні за ризиком збитків [2]. Остаточний вибір модельних сценаріїв аварії при цьому може здійснюватися за їх

«вкладами» в повну ймовірність аварії і повний ризик збитків від аварії [3].

Література

1. Стефанишин Д.В. Прогнозування аварій на греблях в задачах оцінки й забезпечення їх надійності та безпеки / Д.В. Стефанишин // Гідроенергетика України. – № 3-4. – 2011. – С. 52-60.
2. Стефанишин Д.В. Логіко-імовірнісна оцінка ризику збитків від аварійного виливу води з басейну добового регулювання Зарамагської ГЕС-1 / Д.В. Стефанишин, Е.Г. Романчук // Системні дослідження та інформаційні технології. – 2013. №3. – С. 130-141.
3. Романчук К.Г. Про застосування методу Байєса в задачах ідентифікації причин аварій в складних системах / К.Г. Романчук // Problems of decision making under uncertainties. Abstracts of XXII Int. Conf. September 23-27. Foros-Yalta, Ukraine. – К.: 2013. – С. 125.

ДОСТАТНІ УМОВИ АСИМТОТИНОЇ СТІЙКОСТІ СТОХАСТИЧНОЇ МОДЕЛІ ДЕЯКИХ ЗАДАЧ ЕПІДЕМІОЛОГІЇ, НАВЧАННЯ, БІОМЕДИЦИНИ

Савчук Б.В., Ясинський В.К.

Чернівецький національний університет імені Юрія Федьковича
sbobhdanv@gmail.com, yasinisk@list.ru

На ймовірнісному базисі $(\Omega, \mathfrak{F}, \{\mathfrak{F}_t, t \geq t_0 \geq 0\}, P)$ вищезгаданий об'єкт описується наступним рівнянням [1]

$$dx(t, \omega) = [a(t)x^3(t, \omega) + b(t)x^3(t - h, \omega)]dt + f(\xi(\omega))\sigma(t)x^2(t, \omega)dw(t, \omega) \quad (1)$$

за початковою умовою

$$x(t, \omega)|_{-h \leq t \leq 0} = x_0, \quad (2)$$

де $x(t, \omega) \in \mathbb{R}^1$, $\{a(t), b(t), \sigma(t)\} \in C$, причому $a(t) \leq -\delta < 0$, $|b(t)| < q\delta$, $q \in (0, 1]$, $\delta > 0$, $h > 0$, $f(\cdot)$ – берова функція, $\xi(\omega)$ – випадкова величина з законом розподілу $F_\xi(x)$, $w(t, \omega)$ – вінерів процес [2].

Для одержання достатніх умов асимптотичної стійкості тривіального розв'язку задачі (1) – (2) слід вибрати функціонал v вигляду

$$v(\varphi) = \frac{\varphi^4(0)}{4} + \frac{\delta}{2} \int_{-h}^0 |\varphi^6(\theta)| d\theta, \alpha > 0.$$

Умова $(Lv)(\varphi) < 0$ дає стійкість у вищезгаданому розумінні у вигляді нерівності

$$-\frac{\delta}{2}(a(t) + \frac{\delta}{2} + \frac{3}{2}\sigma^2(t)E\{f^2(\xi)\}) > \frac{b^2(t)}{4}.$$

Література

1. Ясинский В.К. Об устойчивости стохастических динамических систем случайной структуры с последствием и марковскими переключениями // Кибернетика и системный анализ. – 2013. – №5. – С. 99 – 111.
2. Ясинський В.К. Сучасні основи теорія випадкових процесів. – Чернівці: Вид-тво «Золоті литаври», 2014. – 292 с.

ОПТИМАЛЬНЕ КЕРУВАННЯ СТАДІЄЮ ВІДПАЛУ ПОЛІМЕРАЗНО-ЛАНЦЮГОВОЇ РЕАКЦІЇ

Сверстюк А.С.

Тернопільський державний медичний університет
імені І.Я.Горбачевського
sverstyuk@ukr.net

Полімеразна ланцюгова реакція (ПЛР) є експериментальним методом молекулярної біології, за допомогою якого значно збільшуються малі концентрації бажаних фрагментів дезоксирибонуклеїнової кислоти (ДНК) в біологічному матеріалі (пробі). Крім простого збільшення числа копій ДНК (цей процес називається ампліфікацією), ПЛР дозволяє проводити безліч інших маніпуляцій з генетичним матеріалом, і широко використовується в біологічній і медичній практиці, наприклад для клонування генів, створення і визначення генетично модифікованих організмів, діагностики захворювань (спадкових, інфекційних), ідентифікації малих кількостей ДНК, встановлення батьківства.

Для ефективного проведення полімеразно-ланцюгової реакції (ПЛР) необхідно забезпечити багатостадійний циклічний режим зміни температури. Кожна стадія циклу (денатурація, відпал, елонгація) повинна відбуватися при певних температурах та на протязі відповідного часу. В іншому випадку необхідних перетворень молекул ДНК може не відбутися.

У багатьох роботах наведені різні моделі ПЛР, однак для ефективнішого використання методів ПЛР, доцільно провести дослідження керування в даних моделях. Таким чином задача математичного моделювання і відповідних розрахунків стадією

відпалу ПЛР полягає в отриманні якнайбільше одноланцюгових ДНК, які зв'язані з праймером, при цьому витративши якнайменше праймеру.

Метою даної доповіді є дослідження керованості стадією відпалу ПЛР, яка запропонована в роботі [1].

У подальших дослідженнях потрібно дослідити, щодо керування на інших стадіях ПЛР та провести відповідне чисельне обчислення оптимального керування.

Література

1. Stone E. A multi-stage model for quantitative PCR/ J. Goldes, M. Garlick // Mathematical biosciences and engineering. – 2000. – Volume 00, Number 0. — P. 1–17.

О ГИБРИДНЫХ СХЕМАХ РАСЩЕПЛЕНИЯ ДЛЯ СИСТЕМ ОПЕРАТОРНЫХ ВКЛЮЧЕНИЙ

Семенов В.В.

Киевский национальный университет имени Тараса Шевченко

semenov.volodya@gmail.com

Теория монотонных операторов является одной из красивейших и активно развивающихся частей нелинейного анализа. Многие задачи исследования операций и математической физики могут быть записаны в форме вариационных неравенств, задач равновесного типа или в форме операторных включений с монотонными операторами. В данном докладе предлагаются новые алгоритмы для решения системы операторных включений с монотонными операторами, действующими в гильбертовом пространстве. Техника основана на недавних работах [1, 2].

Опишем подробнее постановку задачи. Пусть H – гильбертово пространство, $I = \{1, 2, \dots, d\}$, где $d \in \mathbb{N}$. Рассмотрим множество операторов $\{A_1, \dots, A_d, B_1, \dots, B_d\}$ и предположим, что для всех $i \in I$: $A_i: H \rightarrow 2^H$ – максимальный монотонный оператор; $B_i: H \rightarrow H$ – монотонный и липшицевый оператор с константой Липшица $L_i > 0$, причем $\text{dom}(B_i) = H$. Отметим, что все операторы $A_i + B_i: H \rightarrow 2^H$ являются максимальными монотонными и $\text{dom}(A_i + B_i) = \text{dom}(A_i)$. Будем заниматься решением системы операторных включений: $0 \in (A_i + B_i)x$, $i \in I$.

Литература

1. Семенов В.В. Об одной принципиальной схеме вычисления обобщенной проекции // Доповіді НАН України. – 2013. – № 6. – С. 41-46.
2. Малицкий Ю.В., Семенов В.В. Схема внешних аппроксимаций для вариационных неравенств на множестве неподвижных точек фейеровских операторов // Доповіді НАН України. – 2013. – № 7. – С. 47-52.

ВПЛИВ ІНФЛЯЦІЙНИХ ОЧІКУВАНЬ РИЗИКІВ ТА НЕРІВНОСТІ НА ПЛАТОСПРОМОЖНИЙ ПОПИТ

Семенов В.В.

Інститут демографії та соціальних досліджень імені М.В. Птухи

НАН України

semenovsr@meta.ua

Традиційно рівень попиту розкладається на дві компоненти: (1) вплив економічного зростання за умови, коли нерівність не змінюється (еластичність попиту за доходами) та (2) вплив перерозподілу доходів, за умови, коли середні доходи залишаються без змін (еластичність попиту за нерівністю). В умовах нестабільної економіки споживча поведінка характеризується перш за все рівнем поточних доходів, поточними цінами, інфляційними очікуваннями, ідіосинкратичними ризиками та нерівністю доходів. Особа ніколи не порівнює поточні ціни з порівняльними при придбанні певних товарів, наприклад, «купляючи» суспільні послуги в 2012 році з порівняльними цінами 2002 року. З одного боку, придбання освітніх та медичних послуг може інтерпретуватись як інвестиції в людський капітал, які пов'язані з вищою очікуваною якістю майбутнього життя, вищими майбутніми доходами, довшою очікуваною тривалістю життя тощо. З іншого боку, це «товар» довготривалого вжитку. Інвестуючи в освіту, раціональна особа очікує на «інвестиційний» прибуток в майбутньому та інтуїтивно враховує інфляційні очікування та ідіосинкратичні ризики майбутнього (наприклад, можливі зміни у престижності професії) виходячи із поточних цін. Купляючи товар довготривалого вжитку (наприклад, знання), раціональна особа розуміє, що він підвладний «амортизації», старінню тощо. В такому випадку на перший план виходить порівняльна ціна: інфляційні очікування та ідіосинкратичні ризики при цьому не враховуються. Таким чином, при оцінюванні еластичності попиту на платні суспільні послуги в поточних цінах в значній мірі

враховується поведінкова реакція споживача на поточні та можливі в майбутньому економічні шоки. При оцінюванні еластичностей в порівняльних цінах по суті нехтуються суб'єктивні поведінкові аспекти попиту та більш рельєфно відображаються макроекономічні закономірності. При оцінюванні еластичності попиту в порівняльних цінах по індексу соціального добробуту А. Сена нехтується вплив нерівності. Різниці між еластичностями, оціненими в поточних та порівняльних цінах дають внесок суб'єктивних поведінкових факторів в формування платоспроможного попиту на платні послуги. Різниці між еластичностями, оціненими в порівняльних цінах та за індексом соціального добробуту А. Сена дають внесок нерівності. Сума цих двох факторів дає сукупний вплив інфляційних очікувань, ідіосинкратичних ризиків та нерівності доходів в суспільстві на платоспроможний попит населення.

ВИБІР ПРОГРАМНОГО ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ НА ОСНОВІ БАГАТОКРИТЕРІАЛЬНИХ МОДЕЛЕЙ НА НЕЧІТКО ЗАДАНИЙ КОМБІНАТОРНИЙ МНОЖИНІ

Семенов В.В.¹, Нагірна А.М.², Куліш Є.В.¹

¹Інститут кібернетики ім. В.М. Глушкова НАН України

²Український державний університет фінансів та
міжнародної торгівлі

hunt.semen@gmail.com, vpn2006@rambler.ru

Побудовано математичну модель оптимального вибору програмного забезпечення у вигляді багатокритеріальної задачі на нечітко заданій комбінаторній множині сполучень. Запропоновано підходи до знаходження розв'язків, оптимальних за Парето, розроблено та обґрунтовано алгоритми генерування сполучень з урахуванням лексикографічного порядку, звуження допустимої множини при врахуванні обмежень багатокритеріальної моделі. Потрібно вибрати один із представлених програмних проєктів, врахувавши складність програмного забезпечення, оцінку об'єму робіт, стилістику та зусилля, затратені кожним розробником для реалізації певного рішення. Для кількісної характеристик коду програмного забезпечення скористаємося деякими показниками метрики Холстеда [1]. Введемо критерії вибору програмного забезпечення: $f_1 = n_1 \log_2(n_1) + n_2 \log_2(n_2)$ – теоретична довжина програми, $f_2 = N \cdot \log_2 n$ – об'єм програми, $f_3 = (2n_2)(n_1 N_2)$ – рівень якості програми, що ґрунтується на параметрах реальної програми.

n_1 – число унікальних операторів програми, n_2 – число унікальних операндів програми, N_1, N_2 – відповідно загальне число операторів та операндів в програмі. Математична модель задачі має вигляд: $\min \{F(x) | x \in \tilde{X}\}$, де $F(x) = (f_1(x), f_2(x), -f_3(x))$, $\tilde{X}$ – нечітко задана множина сполучень альтернатив, $f_1(x), f_2(x), -f_3(x)$ – критерії вибору програмного забезпечення. До кожної цільової функції будується функція належності. Оптимальними вважатимемо альтернативи, що одночасно мінімізують векторний критерій і максимізують значення функції належності множині $\tilde{X}$.

Література

1. Нагірна А.М., Семенов В.В. Оптимізація вибору програмного забезпечення на основі багатокритеріальних моделей на нечітко заданій комбінаторній множині // Вісник Київського університету. Серія фіз.-мат. науки. – 2012. – № 2. – С. 188-193.

ЛЕКСИКОГРАФІЧНИЙ СИМПЛЕКС -МЕТОД ДЛЯ РОЗВ'ЯЗАННЯ КВАДРАТИЧНИХ ЗАДАЧ ЛЕКСИКОГРАФІЧНОЇ ОПТИМІЗАЦІЇ

¹Семенова Н.В., ²Ломага М.М.

¹Інститут кібернетики ім. В.М. Глушкова НАН України

²ДВНЗ „Ужгородський національний університет”

nvsemenova@meta.ua, lomagamarija@yandex.ua

Дослідження багатьох теоретичних і прикладних проблем приводить до дослідження задач векторної оптимізації, часткові критерії яких строго ранжирувані за важливістю [1-3]. У цьому разі розв'язок є узагальненням поняття точки максимуму (мінімуму) числової функції на випадок декількох функцій при лексикографічному відношенні переваги. Одним із шляхів розв'язання задач лексикографічної оптимізації є зведення початкової задачі до скалярної з функціоналом, що є згортою часткових критеріїв [1, 2]. Однак знаходження коефіцієнтів згортки в багатьох випадках є складною задачею або взагалі нерозв'язною. Тому актуальна заміна вхідної задачі такою, що спрощує її формальну постановку і не змінює шукані розв'язки.

Розглянемо задачу лексикографічної оптимізації $\min^L \{F(x) | x \in X\}$, де $F(x) = (f_1(x), \dots, f_l(x))$, $f_k(x)$, $k = 1, \dots, l$, – опуклі квадратичні функції. X – опукла многогранна множина. Пропонується наближений алгоритм розв'язання квадратичних

лексикографічних задач, що дозволяє процес розв'язання квадратичної лексикографічної задачі замінити розв'язанням однієї або послідовності допоміжних лексикографічних задач лінійного програмування.

Література

1. Ломага М.М., Семенов В.В. Квадратичні задачі лексикографічної оптимізації: властивості та розв'язання // Комп'ютерна математика: сб. науч. трудов. НАН Украины, Ин-т кибернетики им. В.М. Глушкова. – 2013. – № 2. – С. 134-143.
2. Подиновский В.В., Гаврилов В.М. Оптимизация по последовательно применяемым критериям. – М.: Сов. радио, 1975. – 192 с.
3. Червак Ю.Ю. Оптимізація. Непокрашуваний вибір. – Ужгород: Ужгородський національний університет, 2002. – 312 с.

ОЦЕНКА СКОРОСТИ СХОДИМОСТИ СТОХАСТИЧЕСКОГО ИНТЕГРАЛА К НЕКОТОРОМУ СЕМЕЙСТВУ СТАНДАРТНЫХ ВИНЕРОВСКИХ ПРОЦЕССОВ Сенаторов О.С.

Донецкий национальный университет
senatorov.oleh@gmail.com

Рассматривается процесс $\xi_x(t)$, который является решением следующего СДУ

$$d\xi_x(t) = a(\xi_x(t))dt + \beta(\xi_x(t))dW(t) + \int_{-\infty}^{+\infty} c(\alpha, \xi_x(t))\tilde{\nu}(d\alpha, dt).$$

Коэффициенты $a(x), \beta(x), c(\alpha, x)$ непрерывны, периодичны с периодом 1 и удовлетворяют условиям

$$|a(x) - a(y)| + |\beta(x) - \beta(y)| \leq L|x - y|, \quad 0 < L < +\infty, |a(x)| \leq a, \\ 0 < b \leq \beta^2(x) \leq b_+ < +\infty, |c(\alpha, x)| \leq c, c > 0, \forall x, y \in R^1.$$

Следуя схеме рассуждений в [1], доказана следующая теорема.

Теорема. Пусть выполнены указанные выше условия, $p^*(y)$ – эргодическая плотность распределения процесса $\xi_x(t)$. Пусть

$0 < c_{\min} < \int_{-\infty}^{+\infty} c^2(\alpha, y) p^*(y) dy$ и пусть выполнено равенство

$A(2) = \lambda \int_{-\infty}^{+\infty} \left(\int_{-\infty}^{+\infty} c^2(\alpha, y) p^*(y) dy \right) F(d\alpha)$, тогда справедлива оценка

$$P \left\{ \sup_{0 \leq t \leq T} \left| \sqrt{\varepsilon} \int_0^{t/\varepsilon} \int_{-\infty}^{+\infty} c(\alpha, \xi_x(s)) \tilde{v}(d\alpha, ds) - A(2) \tilde{W}_\varepsilon(t) \right| > \delta_\varepsilon \right\} \leq \nu_\varepsilon,$$

где $\tilde{W}_\varepsilon(t)$ – некоторое семейство стандартных винеровских процессов, $\varepsilon > 0$; $\delta_\varepsilon \rightarrow 0$, $\nu_\varepsilon \rightarrow 0$ при $\varepsilon \rightarrow 0$.

Литература

1. Бондарев Б.В. О скорости сближения решения дифференциального уравнения, возмущенного «физическим» белым шумом, и решения соответствующего диффузионного уравнения. Экспоненциальное перемешивание // Б.В. Бондарев, С.М. Козыр. – ТВП. – 2011. – Т.56. – В. 4. – С.656–675.

МЕТРИКА ПРОСТОРУ ЛІНІЙНИХ ІНТЕРВАЛЬНИХ ОБМЕЖНИКІВ

Сеньо П.С.

Львівський національний університет імені Івана Франка
petrosny@ukr.net

Нами введені нові математичні об'єкти дослідження - функціональні інтервали та арифметичні операції над ними. Функціональним інтервалом, функціональним інтервальним обмежником, на інтервалі X називаємо параметризовану множину інтервалів $[f_1(x), f_2(x)]$, параметром якої є аргумент $x \in X$, де $f_1(x) \leq f_2(x)$, і позначаємо його $F(X)$, або $\{X, f_1(x), f_2(x)\}$. Якщо функції $f_1(x)$, $f_2(x)$ є кусково – лінійними функціями $\underline{l}(x)$, $\bar{l}(x)$, відповідно, то такий функціональний інтервал називається лінійним функціональним інтервалом, лінійним інтервальним обмежником

Адитивна система $\langle LI(X), + \rangle$ є комутативною півгрупою, для якої виконується правило скорочення: Доведено, що множина $LII(X)$ всіх лінійних інтервальних обмежників на інтервалі X при так означених арифметичних операціях над ними є квазілінійним простором.

Введено означення теоретико – множинних операцій над такими елементами, віддалі між ними, норми та ширини їх. Введення метрики перетворює простір $LI(X)$ у топологічний простір. Доведено, що цей простір є повним метричним простором, а арифметичні операції в ньому є неперервними. При цьому поняття збіжності і неперервності можна використовувати звичним чином, як і у випадку метричного простору.

Отримані висновки дають можливість на основі математики лінійних функціональних інтервалів будувати та досліджувати ефективні методи розв'язування широкого класу задач. Це обумовлене тим, що квазілінійний простір інтервалів є частинним випадком квазілінійного простору лінійних функціональних інтервалів. Вищий рівень абстракції простору лінійних функціональних інтервалів дає можливість будувати та досліджувати ефективніші методи розв'язування як таких же задач, так і значно ширшого кола задач.

ОЦІНКА ОДНОРІДНОСТІ СТАТИСТИЧНИХ СУКУПНОСТЕЙ ПРИ ДОСЛІДЖЕННІ ТЕХНОЛОГІЧНИХ ПРОЦЕСІВ

Сирмамійх І.В.¹, Сирмамійх В.В.²

Маріупольський державний університет¹, siv.08@mail.ru
Донецький національний університет²

Одна з найважливіших вимог, що висуваються до статистичних досліджень – це дотримання принципу однорідності досліджуваних одиниць.

При формуванні статистичних сукупностей для дослідження якості металопродукції, визначальними факторами є марка сталі і незмінність технології виробництва. Доцільність об'єднання в одну добірку спостережень за всіма печами можна пояснити наступними причинами: 1) однакова марка сталі; 2) однакова технологія виплавляння; 3) однакова технологія розливання. Однак навіть на однотипних печах з використанням однієї і тієї ж технології, плавлення відбувається по-різному за умов наявності певних особливостей для окремих печей. Ці особливості можуть бути пов'язані з випадковими конструктивними відхиленнями при будівництві печей, з відхиленнями в системі теплового режиму, з відхиленнями, що залежать від середнього рівня майстерності робітників і т.п.

Здійснений аналіз перевірки однорідності в просторі сукупностей плавов однієї марки сталі, отриманих на однотипних печах, за допомогою критеріїв відношення правдоподібності (порівняння розрахункових і критичних значень критеріїв λ_0 і λ_1) показав, що побудова моделей для кожного виду печей однієї марки сталі є недоцільною. Достатньою виявляється побудова моделей властивостей якості металургійної продукції за певними марками сталі, оскільки ці моделі дозволять здійснювати контроль за всіма печами.

Однорідність статистичної сукупності в просторі ще не свідчить про однорідність досліджуваної сукупності в часі. Під час дослідження технологічних процесів, коли вивчаються багатовимірні статистичні сукупності (що характеризуються не однією ознакою, а безліччю різних ознак), виникає потреба у перевірці незмінності з плином часу середніх рівнів всіх ознак, включених у дослідження.

ОСОБЛИВОСТІ СТРУКТУРИ ДОВІДНИКІВ БАЗИ ДАНИХ «ЛІТОТОПИС ПРИРОДИ»

Сіренко І.П., Стеля І.О.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
litopys.pzf@gmail.com

В базі даних (БД) "Літопис природи", що буда розроблена для Департаменту заповідної справи Мінприроди є необхідність здійснювати пошук відомостей з урахуванням синонімічності значень деяких атрибутів, а саме: синонімічних назв видів рослин і тварин.

В БД є довідники назв таксонів рослин і назв тварин. Пропонується всі значення назв таксонів заносити в ці довідники. Довідники необхідно доповнити полем з логічними значеннями, значення "ІСТИНА" буде відповідати офіційно прийнятим, валідним назвам. Також необхідно вказувати чи ця назва є агрегованою, тобто чи під цією назвою таксона було об'єднано кілька інших таксонів меншого обсягу.

БД необхідно також доповнити таблицями для рослин і тварин окремо, кожен запис в яких характеризує синонімічні взаємозв'язки між двома назвами з таблиці-довідника назв таксонів. Ця таблиця матиме такі атрибути:

1. Головна назва.
2. Підпорядкована назва.

3. Співвідношення таксонів, що відповідають цим назвам: а) таксон під головною назвою повністю включає інший таксон; б) таксон під підпорядкованою назвою повністю включає інший таксон; в) обидва таксони збігаються або приблизно збігаються; г) обидва таксони перетинаються, але не збігаються.

4. Співвідношення обсягів таксонів: а) таксон під головною назвою має більший обсяг; б) таксон під підпорядкованою назвою має більший обсяг; в) обидва таксони мають приблизно однаковий обсяг. В загальному випадку атрибути 3 та 4 не матимуть повністю ідентичних значень.

ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ДОХОДНОСТИ ФИНАНСОВЫХ ИНСТРУМЕНТОВ С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ МНОГОСЛОЙНОЙ НЕЙРОННОЙ СЕТИ

Скачко И.О.

аспирант МННЦ ИТС г. Киев

tnessik@gmail.com

Рассмотрена задача построения прогноза доходности финансовых инструментов с использованием модели нейронной сети. Для построения моделей используется предположение о влиянии рыночных факторов, имеющих различную природу. Нейронная модель построена в виде многослойной сети и обучена с помощью процедуры обратного распространения.

В настоящее время актуальность использования нейронных сетей связана с возможностью выявления закономерностей в отсутствие априорных знаний об их существовании. Применение модели нейронных сетей оправдывает себя при решении задач, в которых не представляется возможным учесть все реально имеющиеся условия, а можно лишь выделить приблизительный набор наиболее важных условий [1].

Для целей моделирования был выбран украинский фондовый рынок. Для исследования и построения математических моделей в качестве исходных данных были выбраны 10 финансовых инструментов из так называемых «голубых фишек». Термин «голубые фишки» обозначает акции наиболее крупных, ликвидных и надежных компаний со стабильными показателями получаемых доходов и выплачиваемых дивидендов.

В нашей **работе** использовались доходности финансовых инструментов согласно формуле (1):

$$r(\Delta t) = \frac{p(t_i) - p(t_{i-1})}{p(t_{i-1})}, \quad (1)$$

где $p(t_{i-1})$ - стоимость финансового инструмента в момент времени t_{i-1} ,

$p(t_i)$ - стоимость финансового инструмента через один день $\Delta t = t_i - t_{i-1}$, $i = \overline{1, n}$.

Доходности финансовых инструментов (1) выступали в качестве зависимых переменных. В качестве независимых величин (переменных) выбрали рыночные факторы, характеризующие различную природу финансовой системы. На сегодняшний день существует достаточное количество видов нейронных сетей. В данной работе были исследованы сети на основе многослойного персептрона, обученного при помощи алгоритма обратного распространения.

Для решения задачи прогнозирования находится такая нейронная сеть, которая бы наилучшим образом строила отображение $F: X \rightarrow Y$, обобщающее сформированный на основе ценовой динамики набор примеров $\{x_k, y_k\}$.

В результате обучения нейронная сеть при помощи алгоритма обратного распространения самостоятельно подбирает необходимые значения весов нейронной сети и строит модель, которая наиболее точно описывает исследуемый процесс.

Обучение нейронной сети прекращается, когда ошибка (2) достигла некоторого определенного уровня малости, определенного аналитиком (0,005) [2].

$$\varepsilon_{\Sigma} = \frac{1}{2} \sum_i (\text{Target}_i - \text{OUT}_i)^2, \quad (2)$$

где Target_i - целевой вектор, OUT_i - выходной нейронный сигнал.

Для построения нейронной сети использовались независимые переменные, полученные при построении математических моделей линейной многофакторной регрессии методом пошагового отбора для десяти финансовых инструментов.

В результате обучения НС самостоятельно подобрала необходимые значения весов нейронной сети и построила модель, которая наиболее точно описывает исследуемый процесс.

Обучение нейронной сети прекращалось, когда ошибка (2) достигла некоторого определенного уровня малости, определенного аналитиком (0,005).

Доходность и цена финансового инструмента связаны между собой соотношением:

$$p_{n+1} = (y_{n+1} + 1) * p_n, \quad (3)$$

где p_{n+1} – цена финансового инструмента в момент времени $n + 1$,

y_{n+1} – доходность финансового инструмента в момент времени $n + 1$,

p_n – цена финансового инструмента в момент времени n .

Прогнозные значения доходностей финансовых инструментов y_{n+1} определяют соответствующие прогнозные цены согласно формуле (3).

Прогнозирование доходностей финансовых инструментов осуществлялось по тому же принципу, что и обучение, с той лишь разницей, что выходные значения доходностей финансовых инструментов, рассчитанные нейронной сетью были заранее неизвестны. При этом, на этапе адаптивного предсказания применялось однодневное прогнозирование. Для получения прогноза доходности финансового инструмента использовались фактические данные показателей финансовой системы в предыдущий момент времени.

Прогнозные значения цен финансовых инструментов p_{n+1} незначительно отличаются от реальных значений, разброс отклонений составляет диапазон от 0,03% до 1,17% среднее значение отклонения равно 0,57%, что говорит о высокой точности прогнозов нейронной сети.

Литература

1. Анатольевич Р.Д. Самообучающиеся нейросетевые экспертные системы в медицине: теория, методолог. Красноярск, 2000.
2. Тихонов Э.Е. Методы и алгоритмы прогнозирования экономических показателей на базе нейронных сетей и модулярной арифметики. Дис.канд. тех. наук. – Ставрополь, 2003. – 139 с.

НОВЫЕ МЕТОДЫ И ПРОГРАММНЫЕ СРЕДСТВА РАСПРЕДЕЛЕННЫХ СИСТЕМ ДЛЯ НАВИГАЦИИ ВНУТРИ ПОМЕЩЕНИЙ

Скачко Дмитрий

Институт кибернетики им. В. М. Глушкова

dskachko@gmail.com

В современных экономических условиях и с бурным ростом коммерческой недвижимости, торговые центры сталкиваются с огромной конкуренцией. После запуска в эксплуатацию торгово-развлекательных центров (ТРЦ), эффективность его экономических показателей будет зависеть только от качества управления и эффективного распределения ресурсов и посетителей в зданиях.

Предлагается инновационный подход для анализа человеческих потоков и пассивной навигации внутри ТРЦ с целью эффективного использования ресурсов в принятии решений для управления предприятием.

В основе метода лежит особенность WiFi сетей - наличие уникального MAC адреса у каждого устройства и передача пакетов в эфире для сканирования доступных сетей к подключению. Данный пакет с информацией содержит уровень сигнала, что в свою очередь может быть преобразован в расстояние между приемником WiFi и устройством посетителя.

Система анализа состоит из следующих компонент: распределенная сеть WiFi приемников, локальные сервера сбора данных, центральный сервер анализа данных и принятия решения. WiFi приемники занимаются сканированием эфира и анализом всех пакетов с данными от всех устройств, передачей данных на локальные сервера, которые в свою очередь после предварительного анализа передают данные на центральный сервер для детального анализа и принятия решений.

В ходе исследования был разработан метод пассивной навигации, который позволяет определять положение устройств внутри помещения, без каких либо изменения данных устройств, то есть пассивно для посетителей. Также были разработаны программные средства для всех компонентов системы, которые позволяют не только собирать информацию, но и принимать решения относительно распределения ресурсов внутри ТРЦ для максимизации прибыли, а так же формировать отчеты и делать прогнозы о действиях посетителей.

ПРО ОПТИМАЛЬНЕ РЕГУЛЮВАННЯ РУХУ НА ПЕРЕХРЕСТІ

Славко Б.В.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
slavkobogdan@gmail.com

У роботі, що пропонується, досліджується математична модель роботи регулятора руху автомобілів на перехресті з оберненим зв'язком. Даній темі присвячена значна кількість робіт, зокрема в [1] показано, що оптимальні показники якості роботи такого автомата у випадку стаціонарних потоків кращі за такі ж показники для автоматів з фіксованим режимом перемикавання.

Мета роботи – побудова оптимального алгоритму керування автоматом, математична модель якого наведена нижче.

Розглядаються фіксовані проміжки часу τ , за які на перехресті (в i -ому напрямку, $i = 1, 2$) може прибути автомобіль з імовірністю λ_i , або не прибути з імовірністю $1 - \lambda_i$. У випадку, коли i -ий потік пропускається світлофором, ймовірність, що за проміжок τ проїде одна машина в напрямку i - ω_i , жодної - $1 - \omega_i$. Умовою перемикавання є виконання певного лінійного співвідношення: $x_1 \geq \alpha x_2 - W_1$, $x_2 \geq \beta x_1 - W_2$, де x_1 - кількість машин, що очікують в заторі в i -ому напрямку, W_1, W_2, α, β - параметри алгоритму, за якими і виконується оптимізація. Критерієм якості керування виступає середня тривалість очікування в заторі перед перехрестям.

У роботі запропоновано і реалізовано алгоритм оптимального керування, який спирається на ітераційний метод Говарда [2] для двох ергодичних класів, що включає етапи визначення ваг і покращення результату.

Література

1. Неймарк Ю.И., Федоткин М.А. О работе автомата, регулирующего уличное движение на перекрестке, Автоматика и телемеханика, 1966, 27, №3.
2. Ховард Р.А. Динамическое программирование и марковские процессы. – Москва: Сов. радио, 1964, С. 78-100.

ОПТИМІЗАЦІЯ ПОЛОСНОЇ КЛАСИФІКАЦІЇ ЦИФРОВОЇ ІНФОРМАЦІЇ

Соломянюк І. Г., Кудін Г.І.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

Проектування систем класифікації інформації залишається актуальною проблемою розпізнавання образів. В доповіді запропоновано поряд з класичним методом опорних векторів використовувати розроблений в ІК АН України метод класифікації інформації на базі результатів теорії псевдообернених матриць.

В термінах псевдообернених операцій є необхідні і достатні умови існування робастної дихотомної лінійної роздільності множин в просторах ознак, що вигідно виділяє метод серед інших методів класифікації. Зокрема, при синтезі систем розпізнавання образів є можливість розширити полосу розділу, використовуючи різні перетворення простору векторів ознак – в найпростішому випадку - синтезу лінійних перетворень. Використовуючи результати по теорії збурення псевдообернених і проекційних операторів., синтез систем класифікації зводиться до заміни найгірших компонент вектора ознак оптимально сформованими лінійними комбінаціями компонент.

Алгоритми оптимального синтезу лінійних систем класифікації у ряді випадків дозволяють розв'язувати задачу класифікації, залишаючись в рамках лінійної моделі. При невдачі такого підходу можуть бути запропоновані алгоритми синтезу інших перетворень з автоматичним пошуком на класах таких перетворень.

Синтезу лінійних систем класифікації засобами псевдообернення реалізовані в програмному середовищі інженерно-математичного пакету Matlab. Проведено успішні численні експерименти для задач класифікації слабо роздільних букв алфавіту фрактальної мови.

ОПТИМАЛЬНЕ ОЦІНЮВАННЯ ДОПУСКІВ НА ПАРАМЕТРИ У ДИНАМІЧНИХ СИСТЕМАХ ЗІ ЗМІНОЮ ВИМІРНОСТІ ФАЗОВОГО ПРОСТОРУ

Сопронюк О., Юрчак У.

Чернівецький національний університет імені Юрія Федьковича
osopr@mail.ru

Розглянемо лінійну математичну модель системи зі змінною вимірності фазового простору

$$\frac{dx^{(j)}(t)}{dt} = A_j(t)x^{(j)}(t) + B_j(t)\alpha^{(j)} \quad (1)$$

за умов

$$x^{(j)}(t_{j-1}) = C_j x^{(j-1)}(t_{j-1}). \quad (2)$$

Нехай $\bar{\alpha}^{(j)}$, $x^{(j)}(t, \bar{\alpha}^{(j)})$ – розрахункові вектори параметрів та траєкторії системи відповідно. Тоді для векторів $y^{(j)} = x^{(j)} - \bar{x}^{(j)}$, $\gamma^{(j)} = \alpha^{(j)} - \bar{\alpha}^{(j)}$, одержимо систему вигляду

$$\frac{dy^{(j)}(t)}{dt} = A_j(t)y^{(j)}(t) + B_j(t)\gamma^{(j)}, \quad t \in \tau_j, \quad j = 1, 2, \dots, N \quad (3)$$

з нульовими початковими умовами

$$y^{(0)}(t_0) = y^{(1)}(t_0) = 0.$$

Нехай $G^{(\gamma)} = \{\gamma : \gamma^T G_0 \gamma \leq c^2\}$, де G_0 – відома симетрична додатно визначена матриця, тобто вважатимемо, що $G^{(\gamma)}$ – еліпсоїд, який задає множину зміни параметрів γ системи (3).

Введемо в розгляд множини

$$\Phi_t^{(j)} = \left\{ y^{(j)}(t) : \left| l_{s_j}^T(t) y_j(t) \right| \leq 1, s_j = 1, 2, \dots, M_j, t \in \tau_j \right\}, j = \overline{1, N},$$

де $l_{s_j}(t)$ – задані вектори розмірності n_j .

Задача. Знайти оцінку області $G^{(\gamma)}$ значень параметрів так, щоб

$$y^{(j)}(t) \in \Phi_t^{(j)}, \quad t \in \tau_j, \quad j = \overline{1, N}.$$

Для розв'язання задачі використано методи практичної стійкості, а також знайдено матрицю чутливості системи (3).

МОНОТОННА СХЕМА ДЛЯ РІВНЯННЯ КОНВЕКЦІЇ-ДИФУЗІЇ

Стеля О.Б.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

Oleg.Stelya@gmail.com

Розглядається задача:

$$D \frac{d^2 u(x)}{dx^2} - V \frac{du(x)}{dx} = -f(x), \quad x \in (0, L), \quad 0 < D \ll 1, \quad (1)$$

$$u(0) = C_0, \quad u(L) = C_L. \quad (2)$$

Для побудови різницевої схеми використовується квадратичний сплайн. Для цього на відрізку $[0, L]$ визначаються два розбиття Δ_x і Δ_τ :

$$\text{а) } \Delta_x : 0 = x_0 < x_1 < \dots < x_N = L,$$

$$\text{б) } \Delta_\tau : 0 = \tau_0 < \tau_1 < \dots < \tau_{N-1} = L, \quad (3)$$

$$\text{де } x_i < \tau_i < x_{i+1}, \quad i = \overline{1, N-2}.$$

Тоді різницева схема має вигляд:

$$\alpha \varphi_{\tau_{i-1}} - \gamma \varphi_{\tau_i} + \beta \varphi_{\tau_{i+1}} = -(f_{x_{i+1}} + f_{x_i}) / 2, \quad (4)$$

$$\text{де } \tau_i = x_i + \mu, \quad i = \overline{1, N-2},$$

$$\alpha = \frac{D}{h^2} + \frac{V}{h^2} \mu, \quad \beta = \frac{D}{h^2} - \frac{V}{h} \left(1 - \frac{\mu}{h}\right), \quad \gamma = \frac{2D}{h^2} - \frac{V}{h} \left(1 - \frac{2\mu}{h}\right).$$

Теорема. Нехай для розбиття (3) виконуються умови:

$$\tau_{i+1} = \tau_i + h, \quad i = \overline{0, N-2}, \quad h > 0, \quad N = L/h + 1,$$

$$x_1 = x_0 + h - \mu, \quad x_{i+1} = x_i + h, \quad i = \overline{1, N-2}, \quad x_N = x_{N-1} + \mu,$$

$$0 < \mu < h.$$

Тоді при $\mu > h - \frac{D}{|V|}$, якщо $V > 0$ і при $\mu < \frac{D}{|V|}$, якщо $V < 0$

для (4) виконується різницевий принцип максимуму.

ИНТЕЛЛЕКТУАЛЬНЫЕ ПРОЦЕДУРЫ ДЛЯ ОРГАНИЗАЦИИ ФУНКЦИИ ДИСПЕТЧИРОВАНИЯ В ГИБКОМ ПРОИЗВОДСТВЕ

Столяренко Н.В.

МНУЦ ИТ и С

В работе рассматривается участок гибкого автоматизированного производства (ГАП). Детали со склада поступают на обработку к робототехническим комплексам (РТК) с помощью тележек по кольцевой линии. Необходимо построить систему управления для обеспечения следующих целей: деятельность производственной и вычислительной систем должны быть синхронизированы (дело в том, что скорость работы производственной системы превышает скорость функционирования вычислительной системы); производственная система должна быть надежной; должен быть предусмотрен режим оптимального использования ресурсов; система должна быть диагностируема.

Деятельность диспетчера по принятию решений в системе, где учитываются интересы не только производственной, но и вычислительной подсистем, характеризуется неопределенностью. Для ее преодоления используются интеллектуальные процедуры, позволяющие строить образы информационных объектов и получать необходимую информацию в качестве значений атрибутов этих объектов. Рассмотрим ряд интеллектуальных процедур для пополнения необходимой информации при принятии решений диспетчером.

Созданный на этапе проектирования системы управления режим квантования времени характеризуется повторяющимися кортежами квантов времени разной длины. Указанная особенность режима дает возможность реструктурировать задачу оптимизации большой размерности на ряд задач оптимизации малой размерности и распараллелить их выполнение. Подобный подход ведет к уменьшению времени вычисления указанной задачи. Результатом работы процедуры РР распараллеливания является создание очередей к исполнительным устройствам (процессорам).

С целью оптимальной загрузки РТК решается задача размещения, предназначенная для определения размеров обрабатываемых партий деталей конкретного наименования в каждом кванте времени кортежа. На момент формулирования задачи отсутствует информация о величине коэффициентов при неизвестных в функции цели. Однако известно, что длины квантов времени в

кортеже представляють собою арифметическую прогресію. Знання об особенностях рассматриваемой прогресіи дають можливість использовать процедуру РО для восполнения недостающей інформації. Результатом работы процедуры РО является матрица значеній искомых коефіцієнтів.

Для обеспечения диагностики функционирования элементов производственной системы процедура РД выдвигает требование постоянства определенной величины – среднего времени работы одной тележки по обслуживанию РТК на линии. Причем в формуле количество РТК находится в числителе, а количество тележек – в знаменателе. В этом случае величина такта работы системы будет увеличиваться при сбоях в функционировании РТК и уменьшаться при сбоях в работе транспортной системы.

В случае наличия неопределенности в системе, связанной с нехваткой інформації для принятия решений, в работе предлагается использовать интеллектуальные процедуры, предназначенные для: создания інформационных объектов, атрибуты которых «оговаривают» те или иные закономерности; создания объектов и их атрибутов на основе знаний о закономерностях для пополнения недостающей інформації.

ПРО КОМП'ЮТЕРНО-АНАЛІТИЧНЕ МОДЕЛЮВАННЯ ДИНАМІКИ ОДНІЄЇ НЕПОВНО СПОСТЕРЕЖУВАНОЇ ПРОСТОРОВО РОЗПОДІЛЕНОЇ СИСТЕМИ

¹Стоян В.А., ²Кулигіна А.А.

¹Київський національний університет імені Тараса Шевченка

²Національний технічний університет України «КПІ»

v_a_stoyan@ukr.net, abbystasja@gmail.com

Більшість просторово розподілених динамічних процесів давно описані диференціальними моделями. Будучи доповненими відповідною кількістю та відповідного типу початково-крайовими спостереженнями, ці математичні моделі можуть бути досліджені класичними методами математичної фізики та обчислювальної математики. Для деяких типів математичних моделей можуть бути розв'язаними і задачі керування відповідними процесами.

Проблеми виникають, коли кількість та якість практично доступних спостережень за функцією стану процесу не дає математично коректної постановки задачі по її дослідженню.

Нажаль таких життєво важливих ситуацій багато і їх необхідно вміти досліджувати.

Змістом даної доповіді є практичне дослідження одно- та двовимірної за просторовими координатами параболічної системи, яка за поточними та початково-крайовими зовнішньо-динамічними збуреннями спостерігається тільки в окремих просторово-часових точках. Кількість таких точок та їх практичний вибір не регламентується. В роботі будується функція стану такої неповно спостережуваної динамічної системи, яка, точно задовольняючи диференціальній математичній моделі процесу, за середньоквадратичним критерієм узгоджується з наявними спостереженнями за зовнішньо-динамічним станом системи.

Для розв'язання задачі використовується методика математичного моделювання просторово розподілених динамічних систем, запропонована в [1]. Програмна реалізація методики, виконана в роботі, дозволяє через зручний користувацький інтерфейс в досить загальному вигляді ставити задачу та будувати функцію стану процесу, виконуючи імітацію спостережень за ним. Задача розв'язується як за наявності початково-крайових спостережень за процесом, так і за їх відсутності. При цьому можливі два випадки: зовнішньо-динамічні початково-крайові збурення є, але нема інформації про них, або вони відсутні – просторова область необмежена чи динаміка системи усталена (без початкових умов).

Розв'язок задачі, а це функція стану системи, ілюструється графічно на фоні введених до розгляду спостережень за процесом.

Література

1 Стоян В. А. Математичне моделювання лінійних, кваліфіційних і нелінійних динамічних систем. – К.: ВПЦ «Київський університет», 2011. – 320 с.

ГІБРИДНІ СИСТЕМИ ІНТЕЛЕКТУАЛЬНОГО НАПІВНАТУРНОГО МОДЕЛЮВАННЯ

Тимашов О.О.

Інститут кібернетики імені В.М. Глушкова НАН України

alex_timashov@mail.ru

Однією з найбільш важливих тенденцій розвитку інформатики та розробки інформаційних технологій в останнє десятиліття стало створення гібридних систем. Зокрема, гібридні системи інтелектуального напівнатурного моделювання. Подібні системи включають

різномірні інформаційні технології, що функціонують спільно в інтересах вирішення складних завдань (які важко або навіть неможливо вирішити за допомогою однієї - єдиної технології) і досягнення більшої ефективності обробки інформації[1].

Відповідно, виникає проблема дослідження і розробки як емпіричних , так і теоретичних підходів до гібридизації , що забезпечують , наприклад, об'єднання таких різномірних технологій як напівнатурні моделі і бази знань. Включення інтелектуального модуля в системи напівнатурного моделювання дозволяє враховувати евристичні знання і досвід розробника при визначенні параметрів моделі, а застосування алгоритмів з використанням методів штучного інтелекту забезпечує ефективний пошук рішень. Водночас, інтелектуалізація систем напівнатурного моделювання вимагає розвитку баз знань , що спираються на продукційні системи з модифікованими, залежними від часу продукційними правилами, які вимагають побудови комбінованих стратегій пошуку.

Як наслідок, проблеми розробки теоретичних і прикладних аспектів побудови гібридних, динамічних систем в інформатиці, що включають неоднорідні підсистеми, які змінюються в часі, є актуальними.

Поява напівнатурних моделей, а також перетворення їх на ефективні засоби аналізу складних і великих систем було, з одного боку, обумовлено потребами практики, а з іншого боку розвиток методу статистичних випробувань (методу Монте -Карло) дає можливість моделювати випадкові параметри, які суттєво впливають на процес функціонування систем.

Побудова і використання напівнатурних моделей - це моделювання особливого роду , що протистоїть у відомому сенсі аналітичному моделюванню : по перше напівнатурна модель повинна з необхідною повнотою відтворювати як структуру об'єкта-оригіналу , так і його функціонування (при обов'язковому збереженні схожості поведінки по відношенню до об'єкта оригіналу) і, по друге вона орієнтована на отримання знань про систему, що моделюється не шляхом аналітичного дослідження або одноразових чисельних розрахунків, а шляхом цілеспрямованих експериментів[2].

Сучасні системи автоматизації будуються за ієрархічним принципом і містять у собі найважливіші компоненти - об'єкт і процеси автоматизації, датчики, первинні перетворювачі фізичних величин, виконавчі механізми, вимірювальні та керуючі канали,

вимірювально-керуючу апаратуру, системне та прикладне програмне забезпечення, методологію обробки та аналізу експериментальних даних, метрологічне забезпечення, навчання персоналу та науково-методичний супровід.

Інформація, отримана в ході напівнатурного моделювання, може використовуватися як на етапі проектування систем, так і в ході їх експлуатації. На етапі проектування таке моделювання необхідно для правильного вибору обладнання. Може застосовуватися також для діагностичних цілей: при зіставленні даних, отриманих в результаті моделювання і даних, які поступають з АСУ ТП, можливе виявлення різного роду аварій і збоїв. У перспективі інформація з моделі може бути використана і для безпосереднього управління технологічним процесом в автоматичному режимі.

Література

- 1.Duvall, Pall, Steve Matyas, and Andrew Glover. Continuous Integration: Improving Software Quality and Reducing Risk, Addison-Wesley, 2007.
- 2.Арлазаров В.Л., Журавлев Ю.И., Ларичев О.И., Лохин В.М., Макаров И.М., Рахманкулов В.З., Финн В.К. Теория и методы создания интеллектуальных компьютерных систем// Информационные технологии и вычислительные системы. 1998. — №1. — С.3-13.

НЕВИЗНАЧЕНІСТЬ ТА САМОНАЛАГОДЖУВАЛЬНІ АЛГОРИТМИ В КОМБІНАТОРНІЙ ОПТИМІЗАЦІЇ

Тимофієва Н.К., Гриценко В.І.

Міжнародний науково-навчальний центр інформаційних
технологій та систем НАН та МОН України

tymnad@gmail.com

Як відомо, самоналагоджувальні алгоритми в процесі своєї роботи автоматично змінюють ті чи інші параметри або генерують додаткову поточну інформацію з метою знаходження оптимального розв'язку в умовах невизначеності.

Прикладні задачі комбінаторної оптимізації складні за своєю природою і розділяються на підзадачі, для розв'язання яких розробляються незалежні алгоритми. В процесі їхньої роботи при передачі інформації на вхід наступного алгоритму, яка є результатом розв'язку попередньої задачі, можуть з'являтися нові, невизначені параметри, які необхідні для розв'язання чергової задачі і які неможливо задати у вхідних даних за умовою. Виникає

проблема знаходження параметрів в умовах невизначеності, яка виникає внаслідок неповної вхідної та поточної інформації.

Одним із способів вирішення ситуації невизначеності в цьому разі є розроблення самоналагоджувальних алгоритмів генерування параметрів, які необхідно задавати як вхідні дані для розв'язання чергової задачі і які неможливо задати на початку обчислювального процесу [1]. Для генерування в процесі розв'язання певної задачі додаткової поточної інформації при підготовці вхідних даних вводяться формальні параметри. Дійсні параметри, які визначають результат та за якими знаходиться оптимальний розв'язок, генеруються автоматично самоналагоджувальною програмою-генератором за розробленими правилами. Керування цією програмою проводиться формальними параметрами, які задаються на початку обчислювального процесу.

Література

1. Тимофієва Н.К. Самоналагоджувальні алгоритми знаходження невизначених параметрів у задачах комбінаторної оптимізації // УСиМ.– 2009. – № 4 – С.43 – 47.

НОВА РЕГУЛЯРИЗАЦІЯ ЕКСТРАГРАДІЄНТНОГО МЕТОДУ КОРПЕЛЕВИЧ

Чабак Л.М.

Київська державна академія водного транспорту ім. гетьмана Петра
Конашевича-Сагайдачного

liu_bov1@mail.ru

Розглянемо варіаційну нерівність:

$$\text{знайти } x \in C : (Ax, y - x) \geq 0 \quad \forall y \in C, \quad (1)$$

де C – замкнена опукла підмножина нескінченновимірного гільбертового простору H , $A: C \rightarrow H$ – монотонний та ліпшицевий оператор. Нашою мотивацією є застосування нерівностей (1) для моделювання нестационарної потокової рівноваги в дорожно-транспортній мережі за допомогою принципів Вардропа.

У доповіді, спираючись на результати [1], запропоновано нову схему регуляризації екстраградієнтного методу Корпелевич для розв'язання нерівності (1).

Для елементів $x, y \in H$ введемо множини

$$H(x, y) = \{z \in H : \|z - y\| \leq \|z - x\|\}.$$

Апроксимацію розв'язків (1) здійснюємо за допомогою алгоритму: починаючи з $x_1 \in C$ будуємо послідовність (x_n) за схемою

$$\begin{cases} y_n = P_C(x_n - \lambda_n A x_n), \\ z_n = P_C(x_n - \lambda_n A y_n), \\ x_{n+1} = \sum_{k=1}^n (\alpha_{k-1} - \alpha_k) \cdot P_{H(x_k, z_k)} x_n, \end{cases}$$

де послідовності $(\alpha_n), (\lambda_n)$ задовольняють деяким природним умовам.

Ми доводимо сильну збіжність послідовностей $(x_n), (z_n)$ до нормального розв'язку варіаційної нерівності (1) та розглядаємо деякі модифікації даного алгоритму.

Література

1 Чабак Л.М. Про один сильно збіжний метод розв'язання задачі рівноважного програмування // Журнал обчисл. та прикл. матем. – 2013. – № 4 (113).

КОМП'ЮТЕРНЕ МОДЕЛЮВАННЯ ЯК ТЕХНОЛОГІЯ ПРОГНОЗУВАННЯ

Черній Д.І.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

D_Cherniy@ukr.net

Прогнозування [1] розвитку складних геодинамічних, гідрологічних (Рис.1) або екологічних процесів (Рис.2), яки мають комплексний характер, тобто складаються із взаємодіючих між собою фізичних складових, та мають глобальні наслідки потребує поширеного комп'ютерного моделювання для визначення домінуючих впливів та ризиків.

32. Тестування математичних моделей гідродинамічних процесів у комплексній динамічній системі

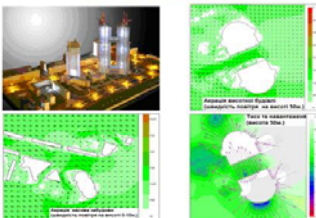


Рис.1

Прогнозування розповсюдження повоєнних збройових в акваторії Іорданської протоки (дані експертної класифікації ХВЗ007)

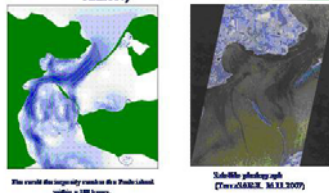


Рис.2

Новим напрямком в моделюванні є створення комплексних методів обчислень та математичних технологій [2] для розв'язання великих задач. Обчислювальні технології комплексно поєднують математичні моделі, чисельні методи розв'язування комплексу задач та методи автоматизованої обробки вхідних та вихідних даних, із графічним відображенням усіх характеристик процесу в реальному часі [3].

Література

1. Довгий С.А., Лебедь А.Г., Литвин И.Н., Черний Д.И. Технологии прогнозирования эволюции физических процессов для систем поддержки принятия решений. // 10 Міжнародна науково-практична конференція: «Сучасні інформаційні технології управління екологічною безпекою, природокористуванням, заходами в надзвичайних ситуаціях», 5-9 вересня 2011р., Київ-Харків-АР Крим, 2011, Збірник наукових праць, с.5-36.
2. Довгий С.А., Лифанов И.К., Методы решения интегральных уравнений.- К.: Наукова думка, 2002, – 344с.
3. Черний Д.І., Гаркуша В.І., Риженко А.І., Кашпур О.Ф. Програмна система для дослідження аерогідродинамічних процесів.//Наукові розробки Київського національного університету імені Тараса Шевченка.-Ч.1. Природничі науки,- Київ: ВПЦ “Київський університет” – 2009, – С.137.

МОДЕЛЬ МЕРЕЖІ ДЖЕКСОНА З ПОСЛІДОВНО ПАРАЛЕЛЬНОЮ СТРУКТУРОЮ

Чечельницький О.А., Демченко І.Ю., Кучеренко О.В.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

alex_che@voliacable.com

Розглянемо модель мережі Джексона з послідовно паралельною структурою, елементи (вузли) якої функціонують як багатоканальні системи обслуговування. Будемо передбачати, що мережа складається з трьох вузлів E_1 , E_2 , E_3 , двоє з яких E_1 та E_2 мають можливість обміну вимог між собою, після чого вимоги надходять на третій вузол E_3 , який можна вважати виконує функції контролю роботи перших двох вузлів. Вхідний потік є двовимірним Пуассонівським вхідним потоком вимог $(\nu_1(t), \nu_2(t))$ з параметрами $\lambda_1 > 0$, $\lambda_2 > 0$, $b > 0$. Вимоги з потоку $\nu_1(t)$ прибувають на перший вузол E_1 , а вимоги з потоку $\nu_2(t)$ прибувають на другий обслуговування E_2 . Третій вузол E_3 приймає вимоги, які закінчили обслу-

говування на перших двох вузлах E_1 та E_2 . Нехай $\mu_i > 0, i=1,2,3$ параметри показникових розподілів часу обслуговування відповідно в першій, другій та третій системі. Позначимо також через $X_1(t)$ число вимог, які обслуговуються в першій системі в момент часу t , через $X_2(t)$ - число вимог у другій системі в момент часу t та через $X_3(t)$ - число вимог у третій системі в момент часу t .

Після обслуговування в першому вузлі E_1 вимога з ймовірністю p_{12} надходить на обслуговування до другого вузла E_2 або з ймовірністю p_{13} надходить на контрольний вузол E_3 . Аналогічно, після обслуговування в другому вузлі E_2 вимога з ймовірністю p_{21} переходить на обслуговування до першого вузла E_1 або з ймовірністю p_{23} надходить на контрольний вузол E_3 . Після вузла E_3 вимоги залишають мережу.

Теорема. Процес обслуговування $(X_1(t), X_2(t), X_3(t))$ у відкритій мережі (E_1, E_2, E_3) з двовимірним пуассонівським вхідним потоком вимог $\nu(t)$ має ергодичний розподіл з генератрисою наступного вигляду:

$$\phi(z_1, z_2, z_3) = Mz_1^{X_1} z_2^{X_2} z_3^{X_3} = \exp\left\{-(a_1 + c_1)(1 - z_1) - (a_2 + c_2)(1 - z_2) - c_3(1 - z_3) - c_4(1 - z_1 z_2) - c_5(1 - z_1 z_3) - c_6(1 - z_2 z_3) - c_7(1 - z_1^2) - c_8(1 - z_2^2) - c_9(1 - z_3^2)\right\}.$$

Константи a_1 і a_2 мають вигляд: $a_1 = \theta_1 / \mu_1$, $a_2 = \theta_2 / \mu_2$, вектор $\theta = (\theta_1, \theta_2)$ є розв'язком рівняння $\theta = \lambda + \theta P$, де $\lambda = (\lambda_1, \lambda_2)$ і P є матрицею переходів по вузлах E_1 та E_2 ,

$$c_1 = \frac{\eta_1}{\mu_1} - b \frac{\mu_1 + \mu_2 p_{21}}{\mu_1 (\mu_1 + \mu_2) (1 - p_{12} p_{21})}, \quad c_2 = \frac{\eta_2}{\mu_2} - b \frac{\mu_2 + \mu_1 p_{12}}{\mu_2 (\mu_1 + \mu_2) (1 - p_{12} p_{21})},$$

$$c_3 = \frac{1}{\mu_3} (\mu_1 p_{13} c_1 + \mu_2 p_{23} c_2 + 2\mu_3 c_9), \quad c_4 = \frac{b}{(\mu_1 + \mu_2) (1 - p_{12} p_{21})},$$

$$c_5 = - \frac{\mu_1 \mu_2 p_{21} + \mu_2 (\mu_2 + \mu_3)}{(\mu_1 + \mu_2) (\mu_1 \mu_2 p_{12} p_{21} - (\mu_1 + \mu_3) (\mu_2 + \mu_3))},$$

$$c_6 = -\frac{\mu_1 \mu_2 p_{12} + \mu_1 (\mu_1 + \mu_3)}{(\mu_1 + \mu_2)(\mu_1 \mu_2 p_{12} p_{21} - (\mu_1 + \mu_3)(\mu_2 + \mu_3))},$$

$$c_7 = \frac{\mu_2 p_{21} b}{2\mu_1 (\mu_1 + \mu_2)(1 - p_{12} p_{21})}, \quad c_8 = \frac{\mu_1 p_{12} b}{2\mu_2 (\mu_1 + \mu_2)(1 - p_{12} p_{21})},$$

$$c_9 = \frac{1}{2\mu_3} \{ \mu_1 p_{13} c_5 + \mu_2 p_{23} c_6 \}, \text{ де вектор } \eta = (\eta_1, \eta_2) \text{ є розв'язком}$$

системи рівнянь $\eta(I - P) = b$, $b = (b, b)$.

Література

1. Чечельницький О.А., Кучеренко О.В. Дифузійні властивості систем Ерланга з двовимірним потоком вимог. Обчислювальна та прикладна математика, №2(101), 2010, – С.150-155.

ОПТИМІЗАЦІЙНІ АЛГОРИТМИ ПОШУКУ ВІДПОВІДНОСТЕЙ МІЖ ЕЛЕМЕНТАМИ СКІНЧЕНИХ МНОЖИН

Шарапов М.М.

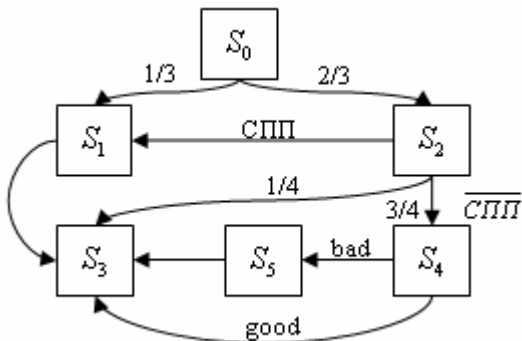
Київський національний університет імені Тараса Шевченка

Продовжено дослідження оптимального встановлення відповідності між елементами скінчених множин однакової потужності. Технічно алгоритм може бути покращено за допомогою використання класів еквівалентності вихідних станів системи.

Продовження дослідження методів оптимального встановлення відповідності між елементами скінчених множин однакової потужності показало, що, по-перше, існують стратегії, відмінні від стратегії простого перебору (СПП), які мають таку ж результуючу ймовірність успіху, як і СПП. При цьому було показано, що існують і не оптимальні стратегії (які дають меншу ймовірність успіху, ніж СПП).

По-друге, було запропоновано суттєво зменшувати розмірність задачі шляхом введення до розгляду класів еквівалентності вихідних станів системи.

По-третє, графічна інтерпретація пошуку відповідності за допомогою орієнтованого графа дає можливість знаходити відразу відповіді для вихідної задачі за різних заданих кількостей спроб, що демонструється наступним рисунком:



Якщо стрілки переходів виходять з однієї точки (саме точки, а не класу, – як із S_2 до S_3 та S_4), то вони відповідають варіантам переходу за одного і того ж кроку $k_i l_j$, а інакше стрілки відповідають різним варіантам за різних кроків, тобто, різним стратегіям (як із S_4 до S_3 та S_5).

О ПРЕДСТАВЛЕНИИ ИНФОРМАЦИИ В ЧЕТЫРЁХБУКВЕННОМ АЛФАВИТЕ ПРИ ПЕРЕСТАНОВОЧНОЙ СХЕМЕ ЗАПИСИ И СЖАТИЯ

Шаташвили А.Д., Дидманидзе И.Ш., Тхилаишвили Р.Д.

Батумский государственный университет Шота Руставели

Ibraim@mail.ru

Количество неэквивалентных состояний вектора V_{mn} соответствующее числу битов, записанных в V_{mn} - перестановочной схемой, называется информационной ёмкостью $[(M(V))_{mn}]$ вектора V_{mn} в алфавите $A(n)$ С целью определения границ реализуемости основного условия сжатия при итеративной схеме перезаписи информации $t_{k=2}(V_{mn}) < [(M(V))_{mn}]$. (1)

Введем следующие ограничения

А) Количество букв в кодовых фрагментах определяется соотношением $1 < m \leq n$;

Б) Код является вырожденным;

Г) Запись информации в V_{mn} происходит перестановочным законом.

Д) Информационная ёмкость $[(M(V))_{mn}]$ фрагмента V_{mn} характеризуется факториальным законом и определяется соотношением $M(V_{mn}) = n! - an < n^m$

$$a=0, 1, 2 \quad m=n-a \quad (2)$$

Выбор значения $M(V_{mn}) = n! - an$, среди всех возможных n^m

кодовых комбинации длины m обосновывается условиями (А), (В), (Г), а также требованием и по крайней мере, возможностью обнаружения однократной ошибки [1,2].

Доказана следующая

Теорема 1. Если информационная емкость $M(V)_{mn}$ вектора-фрагмента V_{mn} определяется как $M(V_{mn})=n!-an$, то минимальное количество  букв в алфавите $A(n)$, при котором условие сжатия $t_{k=2}(V_{mn}) < [(M(V))_{mn}]$ при итеративной схеме перезаписи является реализуемым, равно $n = n_{\min} = 4$.

Приводятся различные следствия.

Литература

1. Н. Нанобашвили. Об одном улучшенном варианте схем сжатия информации. Кибернетика. Прикладная математика. Труды Тбилисского Университета (ТГУ). Т. 224.(3). 1981 г.
2. N. Nanobashvili, H. Meladze. Data compression in the design problems Related to Pilotless Aircraft – International Science and Technology center. Georgian Symposium for Protect development and conversion. Tbilisi, 1995.

КОМБІНОВАНИЙ МЕТОД НЬЮТОНА-КУРЧАТОВА ДЛЯ РОЗВ'ЯЗУВАННЯ НЕЛІНІЙНИХ РІВНЯНЬ

Шахно С.М., Ярмола Г.П.

Львівський національний університет імені Івана Франка
sshakhno@hotmail.com, halina_yarmola@ukr.net

Розглядається задача знаходження наближеного розв'язку x^* нелінійного рівняння

$$H(x) \equiv F(x) + G(x) = 0, \quad (1)$$

де оператори F і G визначені на опуклій множині D банахового простору X зі значеннями в банаховому просторі Y . F - диференційовний за Фреше оператор, G - неперервний оператор, диференційованості якого не вимагається.

Для розв'язування рівняння (1) нами запропоновано комбінований метод, побудований на основі методу Ньютона та методу лінійної інтерполяції Курчатова [1]

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

де $A_n = F'(x_n) + G(2x_n - x_{n-1}; x_{n-1})$.

У праці [1] проведено аналіз напівлокальної збіжності методу (2) за звичайних умов Ліпшиця для перших похідних та поділених

різниць першого порядку. У [2] обґрунтовано локальну збіжність за узагальнених умов Ліпшиця для перших похідних і поділених різниць першого та другого порядку.

В цій роботі вивчено напівлокальну збіжність ітераційного процесу (2) також за узагальнених умов Ліпшиця для перших похідних оператора F та поділених різниць першого та другого порядку оператора G . Дослідження збіжності проведено з використанням принципу мажорант Канторовича.

Література

1. Шахно С.М. Двоточковий метод для розв'язування нелінійних рівнянь з недиференційовним оператором / С.М. Шахно, Г.П. Ярмола // Математ. студії. – 2011. – Т. 36, №2. – С. 213–220.
2. Шахно С.М. Комбінований метод Ньютона-Курчатова за узагальнених умов Ліпшиця для похідних першого порядку і поділених різниць першого та другого порядку / С.М. Шахно // Матеріали VI Міжнародної конференції імені академіка І.І. Ляшка “Обчислювальна та прикладна математика”. Київ, 5-6 вересня 2013р. – С. 216–218.

ЛОКАЛЬНА ПОВЕДІНКА ОДНОКРОКОВИХ МЕТОДІВ ДЛЯ РОЗВ'ЯЗУВАННЯ НЕЛІНІЙНИХ РІВНЯНЬ З НЕГЛАДКИМ ОПЕРАТОРОМ ЗА УЗАГАЛЬНЕНИХ УМОВ ЛІПШИЦЯ

Шахно С.М.

Львівський національний університет імені Івана Франка

s_shakhno@franko.lviv.ua

Нехай задано нелінійне рівняння

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

де F і G визначені на опуклій множині D банахового простору X зі значеннями в банаховому просторі Y ; F – диференційовний за Фреше оператор, а G – неперервний оператор, диференційовності якого, взагалі кажучи, не вимагається.

Для розв'язування рівняння (1) розглянуто ітераційні процеси, які побудовано на базі методу Ньютона та методів лінійної інтерполяції: методу хорд [1] або Курчатова. Уведено узагальнені умови Ліпшиця для поділених різниць, в яких замість сталої Ліпшиця використано деякі додатні інтегровні функції [1]. Запропоновано методику доведення локальної збіжності комбінованих ітераційних процесів, за якою встановлено умови та порядок збіжності методів Ньютона-хорд та Ньютона-Курчатова,

встановлено область єдиності розв'язку нелінійного рівняння. Обґрунтування локальної збіжності ітераційних процесів проведено за умов, що похідні Фреше та поділені різниці задовольняють узагальнені умови Ліпшиця. Як часткові випадки, отримано результати для сталих Ліпшиця.

Література

1. Shakhno S.M. On the Secant method under the generalized Lipschitz conditions for the divided difference operator / S.M. Shakhno // PAMM – Proc. Appl. Math. Mech. – 2007. – Vol. 7. – Issue 1. – P. 2060083-2060084.

АНАЛІЗ ЧУТЛИВОСТІ ПАРАМЕТРИЧНИХ СИСТЕМ ЗІ ЗМІННОЮ ВИМІРНОСТЮ ФАЗОВОГО ПРОСТОРУ НА ОСНОВІ ІНТЕГРУВАННЯ МАТРИЧНИХ ДИФЕРЕНЦІАЛЬНИХ РІВНЯНЬ

¹Швець О.Ф., ²Сопронюк О.Л.

¹Київський національний університет імені Тараса Шевченка,
²Чернівецький національний університет імені Юрія Федьковича
olia.poshta@gmail.com

З позицій інтегрування матричних диференціальних рівнянь в роботі приведені алгоритми для числового аналізу чутливості параметричних систем зі змінною вимірністю фазового простору [1,2]. Завжди реально існує безліч додаткових не контрольованих факторів, що можуть значно впливати на роботу об'єкта. З іншого боку, у реальних умовах експлуатації завжди виникає розкид значень параметрів, що зумовлює зміну фазового стану та критерію якості. Якщо розкид фазових координат буде досить значним, то це може призвести до непрацездатності об'єкту. Отже, працездатність системи визначається характером залежності її властивостей від змінювання параметрів. Вимагають, щоб система була малочутливою до зміни параметрів.

Основна увага в роботі зосереджується на числовому моделюванні рівнянь чутливості для таких систем. Акцентується увага на тому, що для векторного параметра необхідно розв'язувати матричне диференціальне рівняння зі змінною вимірністю відносно компонент матриці чутливості. Запропоновано ефективний спосіб чисельної реалізації такої процедури з допомогою виведеної формули Коші. Для числового

знаходження функцій чутливості виписані матричні моделі, які також являються системами рівнянь такого ж типу.

Література

1. Бублик Б.Н., Гаращенко Ф.Г., Кириченко Н.Ф. Структурно-параметрическая оптимизация и устойчивость динамики пучков. – Киев, Наукова думка, 1985. – 304 с.
2. Швець О.Ф., Сопронюк О.Л. Про матричні моделі для чисельного аналізу параметричної чутливості систем зі змінною вимірністю фазового простору // Вісник Київського університету.– Сер. Фізико-математичні науки. – 2010. – №1. – С. 152 – 157.

ФУНКЦІЯ ЛЯПУНОВА ДИФУЗІЙНОЇ ПРОЦЕДУРИ СТОХАСТИЧНОЇ АПРОКСИМАЦІЇ

Швець О.І.¹, Чабанюк Я.М.², Будз І.С.¹

¹Національний університет "Львівська політехніка"

²Львівський державний університет безпеки життєдіяльності

olja.kiykovska@gmail.com

Неперервна процедура стохастичної апроксимації [1] в ергодичному марковському середовищі в схемі дифузійної апроксимації визначається стохастичним диференціальним рівнянням:

$$du^\varepsilon(t) = a(t) \left[C(u^\varepsilon(t); x(\frac{t}{\varepsilon^2}))dt + \varepsilon^{-1} C_0(x(\frac{t}{\varepsilon^2}))dt + \sigma(u^\varepsilon(t); x(\frac{t}{\varepsilon^2}))dw(t) \right],$$

$$u^\varepsilon(0) = u_0, \quad (1)$$

де $C(u, x)$, $u \in R^d$ - функція регресії, що залежить від рівномірно ергодичного марковського процесу $x(t)$, $t \geq 0$, у фазовому просторі станів (X, X) , $C_0(u, x)$, - сингулярне збурення функції регресії, u - випадкова еволюція [3], w - вінерівський процес, а ε -малий параметр серій [2]. Для генератора Q марковського процесу $x(t)$, $t \geq 0$, зі стаціонарним розподілом $\pi(B)$, $B \in X$, визначений потенціал R_0 [2].

Теорема 2.4. Нехай існує функція Ляпунова $V(u) \in C^3(R^d)$, для усередненої динамічної системи $du(t) = C(u(t))dt$, що забезпечує умову експоненційної стійкості цієї системи:

$$CI: C(u)V'(u) < -cV(u), c > 0,$$

та задовольняє додаткові умови:

$$C2: |B(u)V''(u)| \leq c_1(1+V(u)), c_1 > 0,$$

$$C3: |C_0(u; x)\mathbf{R}_0[\tilde{C}(u; x)V'(u)]'| \leq c_2(1+V(u)), c_2 > 0,$$

$$C4: |C_0(u; x)\mathbf{R}_0[\tilde{B}(u; x)V''(u)]'| \leq c_3(1+V(u)), c_3 > 0,$$

$$C5: |C(u; x)\mathbf{R}_0[C(u; x)V'(u)]'| \leq c_4(1+V(u)), c_4 > 0,$$

$$C6: |\sigma^2(u; x)\mathbf{R}_0[C(u; x)V'(u)]''| \leq c_5(1+V(u)), c_5 > 0,$$

$$C7: |C(u; x)\mathbf{R}_0[\tilde{C}(u; x)V'(u)]'| \leq c_6(1+V(u)), c_6 > 0,$$

$$C8: |\sigma^2(u; x)\mathbf{R}_0[\tilde{C}(u; x)V'(u)]''| \leq c_7(1+V(u)), c_7 > 0,$$

$$C9: |C(u; x)\mathbf{R}_0[\tilde{B}(u; x)V''(u)]'| \leq c_8(1+V(u)), c_8 > 0,$$

$$C10: |\sigma^2(u; x)\mathbf{R}_0[\tilde{B}(u; x)V''(u)]''| \leq c_9(1+V(u)), c_9 > 0,$$

$$\text{Де } \tilde{C}(u; x) = C(u; x) - C(u), \quad \tilde{B}(u; x) = B(u; x) - B(u),$$

$$B(u; x) = 2C_0(u; x)\mathbf{R}_0C_0(u; x) + \int_X \pi(dx)\sigma^2(u; x),$$

$$B(u) = 2\int_X \pi(dx)C_0(u; x)\mathbf{R}_0C_0(u; x) + \int_X \pi(dx)\sigma^2(u; x).$$

Крім того функції $C(u; \cdot), C_0(u; \cdot), \sigma(u; \cdot) \in C^2(R^d)$ та рівномірно обмежені по $x \in X$, а сингулярне збурення $C_0(u; x)$ задовольняє умову балансу $PC_0(u; x) = \int_X \pi(dx)C_0(u; x) = 0$.

Нормуюча функція $a(t) > 0$ задовольняє умови:

$$\int_0^\infty a(t)dt = \infty, \int_0^\infty a^2(t)dt < \infty.$$

Тоді, для кожного початкового значення $u^\varepsilon(0) = u_0 \in R^d$, розв'язок рівняння (1) при будь-якому $\varepsilon \in \varepsilon_0, \varepsilon_0$ – достатньо мале, збігається з ймовірністю 1 до точки рівноваги u^* , що однозначно визначається рівнянням $C(u^*) = 0$: $\lim_{t \rightarrow \infty} u^\varepsilon(t) = u^*, t \rightarrow \infty \} = 1$.

Зауваження: У двовимірному випадку функція Ляпунова $V(u)$, $u \in R^2$, що задовольняє умови теореми має наступне представлення: $V(u) = u_1^2(t) + u_2^4(t)$, де $u_1'(t) = -u_1^5(t) + 2u_2^3(t)$, $u_2'(t) = -u_1 - u_2^3(t) - u_2^5(t)$.

Література

1. Kiykovska O.I., Chabanyuk Ya.M.. Convergence of stochastic process with Markov switching // Matematychni Studii. – 2012. - 32 №2. – P.P. 96-102.
2. Koroliuk V., Limnios N. Stochastic Systems in Merging Phase Space./ World Scientific Publishing, - 2005. - 330 p.
3. Швець О.І. Процедура стохастичної апроксимації з імпульсним збуренням в умовах локального балансу / Швець О.І., Чабанюк Я.М., Будз І.С. // Problems of decision making under uncertainties (PDMU-2013): праці міжн. конф. (Yalta-Foros, September 23-27, 2013). – Київ, 2013. – С.142-144.

СИСТЕМИ ЛОГІЧНОГО ВИВЕДЕННЯ ЛОГІК ЧАСТКОВИХ ПРЕДИКАТИВ ІЗ РЕНОМІНАЦІЯМИ З НЕВИЗНАЧЕНИМ ЗНАЧЕННЯМ ЗМІННИХ

Шкільняк О.С.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
me.oksana@gmail.com

Характерним для програмування є використання часткових відображень над складними даними з неповною інформацією. Тому актуальною стає проблема побудови програмно-орієнтованих логічних формалізмів, які враховують ці особливості. Такими є композиційно-номінативні логіки (КНЛ), збудовані на базі спільного для логіки й програмування композиційно-номінативного підходу [1]. Нові класи першопорядкових КНЛ часткових предикатів запропоновано в [2], їх особливістю є використання композицій розширеної реномінації (перейменування), що дає змогу явно задавати відсутність значення для предметних змінних. Дана доповідь присвячена побудові для чистих першопорядкових КНЛ з розширеними реномінаціями (ЧКНЛРР) систем логічного виведення секвенційного типу. Секвенційні числення пропонуються для формалізації відношень логічного наслідку $\models_{Cl}$, $\models_T$, $\models_F$, $\models_{TF}$ ЧКНЛРР часткових однозначних (неокласична семантика) та часткових неоднозначних (загальна семантика) предикатів.

Таблиця 1. Секвенційні числення ЧКНЛРР.

	$\models_{Cl}$	$\models_T$	$\models_F$	$\models_{TF}$
Неокласична семантика	$Q \perp C$	$Q \perp L$	$Q \perp R$	$Q \perp LR$
Загальна семантика	–	$Q \perp G$	$Q \perp G$	$Q \perp G$

Для збудованих числень доведено теореми коректності та повноти.

Теорема (коректності та повноти). Секвенція $\vdash \Gamma \vdash \Delta$ вивідна в численні $\beta \Leftrightarrow \Gamma \models_* \Delta$ в семантиці σ

Назва β числення – на перетині стовпця $\models_*$ та рядка σ (табл. 1).

Тут $\models_*$ – одне із $\models_{Cb}$, $\models_T$, $\models_F$, $\models_{TF}$ для відповідної семантики.

Література

1. Нікітченко М.С., Шкільняк С.С. Математична логіка та теорія алгоритмів. – К.: ВПЦ Київський університет, 2008. – 528 с.
2. Нікітченко М.С., Шкільняк О.С., Шкільняк С.С. Логіки часткових предикатів з розширеними реномінаціями та кванторами // Вісник Київського ун-ту. Серія: фіз.-мат. науки. – 2013. – Вип. 2. – С. 210–215.

РЕНОМІНАТИВНІ ЛОГІКИ ЧАСТКОВИХ КВАЗІАРНИХ ПРЕДИКАТІВ З РІВНІСТЮ

Шкільняк С.С., Волковицький Д.Б.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

ttp@unicyb.kiev.ua

Розширення сфери застосування інформаційних технологій виводить на перший план задачу створення надійних і ефективних програмних систем. Вирішення цієї задачі неможливе без всебічного використання апарату математичної логіки. Проте класична логіка предикатів, на якій зазвичай базуються логічні системи, що застосовуються в інформатиці й програмуванні, має низку принципових обмежень. Класична логіка недостатньо враховує неповноту, частковість інформації про предметну область. Тому актуальною стає проблема побудови нових, програмно-орієнтованих логічних формалізмів. Такими є композиційно-номінативні логіки (КНЛ) часткових предикатів, які будуються на основі спільного для програмування й логіки композиційно-номінативного підходу [1].

В доповіді пропонуються нові класи КНЛ – реномінативні логіки з рівністю (РНЛР). Вони займають проміжне становище між пропозиційною логікою та першопорядковими КНЛ і є розширенням відомих реномінативних логік. Базовими композиціями РНЛР є $\neg$, $\vee$, $R_{\vec{x}}^{\vec{v}}$ та спеціальні 0-арні композиції – параметризовані за іменами предикати рівності. Розглянуто дві різновидності РНЛР – із предикатами слабкої рівності $\equiv_{xy}$ та з предикатами строгої рівності $\equiv_{xy}$. Ці предикати задаємо через їх області істинності й хибності:
 $T(\equiv_{xy}) = \{d \in {}^V A \mid d(x) \downarrow = d(y) \downarrow\}$; $F(\equiv_{xy}) = \{d \in {}^V A \mid d(x) \downarrow \neq d(y) \downarrow\}$;
 $T(\equiv_{xy}) = \{d \in {}^V A \mid d(x) \downarrow = d(y) \downarrow\} \cup \{d \in {}^V A \mid d(x) \uparrow \text{ та } d(y) \uparrow\}$;

$$F(\equiv_{xy}) = \{d \in {}^V A \mid d(x) \downarrow \neq d(y) \downarrow\} \cup \{d \in {}^V A \mid d(x) \downarrow, d(y) \uparrow \text{ або } d(x) \uparrow, d(y) \downarrow\}.$$

Предикати $\equiv_{xy}$ подаються через $\equiv_{xy}$ і предикати-індикатори εz :

Теорема 1. Маємо $\equiv_{xy} = (\equiv_{xy} \& \neg \varepsilon x \& \neg \varepsilon y) \vee (\varepsilon x \& \varepsilon y)$.

Описано мови та семантичні моделі РНЛР. Досліджено властивості РНЛР як часткових однозначних, так і часткових неоднозначних предикатів. Розглянуто властивості відношень логічного наслідку $\models_{Cl}$, $\models_T$, $\models_F$, $\models_{TF}$ в різних семантиках.

Література

1. Нікітченко М.С., Шкільняк С.С. Математична логіка та теорія алгоритмів. – К.: ВПЦ Київський університет, 2008. – 528 с.

НАПІВНЕПЕРЕРВНІ ОБРИВНІ КЕРОМАНІ МАРКІВСЬКІ ПРОЦЕСИ

¹Шпак П.Р., ²Слейко Я.І.

¹Львівський національний університет імені Івана Франка

²Львівський національний університет імені Івана Франка

prshpak@gmail.com, yikts@yahoo.com

Розглядаємо напівнеперервний керований марківський процес [1] для якого виконуються наступні умови:

1. Множина станів X та множина керувань A – сепарабельні метричні простори, зокрема $X_m, X_{m+1}, \dots, X_n$ – замкнуті підмножини X та $A_{m+1}, \dots, A_n$ – замкнуті підмножини A .

2. Якщо $x_k \rightarrow x \in X$ та $a_k \in A(x_k)$ то існує гранична точка послідовності $\{a_k\}$, яка належить множині $A(x)$.

3. Якщо $f \in \mathcal{L}(X_t)$ та $g(a) = \int_{X_t} p(dx|a)f(x)$ ($a \in A_t$) то

$g \in \mathcal{L}(A_t)$ ($t = m+1, \dots, n$) (де $\mathcal{L}(E)$ – множина всіх напівнеперервних функцій на E [1]).

4. Функція винагороди q на множині A_t з $\mathcal{L}(A_t)$ та фінальна плата r з $\mathcal{L}(X_n)$.

Вводиться функція краху [2], визначена на підмножині X^* множини керувань X , та ймовірнісна міра задана на просторі шляхів L :

$$P(l) = \begin{cases} \mu(dx_m)\pi(da_{m+1}|x_m)p(dx_{m+1}|a_{m+1})\dots p(dx_n|a_n), & \forall t \ x_t \notin X^* \\ \mu(dx_m)\pi(da_{m+1}|x_m)p(dx_{m+1}|a_{m+1})\dots p(dx_k^*|a_k), & x_k^* \in X^* \end{cases}$$

Досліджуються рівняння оптимальності та умови існування вимірних оптимальних стратегій.

Література

1. Дынкин Е.Б., Юшкевич А.А. — Управляемые марковские процессы и их приложения, Москва, 1975. - 334 с.
2. Пароля Н. Р., Єлейко Я. І. Обривні керовані марковські процеси на скінченному інтервалі часу для скінченних моделей // Вісник Львівського університету. Серія механіко-математична. — 2010. — №72 — С. 243 – 254.

ОПТИМІЗАЦІЯ МНОЖИН ПОЧАТКОВИХ ЗНАЧЕНЬ В ЗАДАЧАХ СТІЙКОСТІ В СЕРЕДНЬОМУ ДЛЯ РІЗНИЦЕВИХ РІВНЯНЬ З МАРКОВСЬКИМИ КОЕФІЦІЄНТАМИ

Шушарін Ю.В.

Київський національний університет імені Вадима Гетьмана
shusharin@meta.ua

Нехай послідовність векторів $X_k \in R^m$ є розв'язками різницевого рівняння

$$X_{k+1} = A(k, \xi_k)X_k + \sum_{j=1}^r B_j(k, \xi_k)X_k \eta_{kj} + B(k, \xi_k)u_k, \quad k = 0, 1, \dots,$$

де ξ_k – послідовність векторів, приймають скінченне число значень $\theta_s, s = \overline{1, q}$ та утворюють ланцюг Маркова, $\eta_{kj}, k = 0, 1, \dots, j = \overline{1, r}$ скалярні випадкові величини, що не залежать від ξ_k , u_k – послідовність векторів, що належать простору R^1 , $A(\cdot), B(\cdot)$ – деякі матриці. Нехай також $G(\lambda)$ множини із простору $R^m, \lambda \in R^1$, причому $G(\lambda_1) \subseteq G(\lambda_2)$ при $\lambda_1 \leq \lambda_2, \lambda > 0$, $g_{kj}(x, u), g_j(x)$ – невід'ємні вимірні функції. Позначимо через $G(\lambda_{\max})$ максимальну по включенню множину таку, що при всіх $X_0 \in G(\lambda_{\max})$ виконуються умови

$$\sum_{k=0}^{T-1} Eg_{kj}(x_k, u_k) + Eg_j(x_T) \leq 1, \quad j = \overline{1, N}.$$

В класі керувань вигляду $u_k = F_k(x_k, \xi_k)$ досліджуються задачі про знаходження оптимальних значень u_k , при яких досягає максимальне значення функція $\lambda_{\max}$. При певних обмеженнях

проводиться алгоритмічне обчислення оптимальних керувань та оптимальних значень $\lambda_{\max}$.

Література

1. Коренівський Д.Г. Стійкість розв'язків систем різницевих рівнянь при стохастичних збуреннях їх коефіцієнтів. Алгебраїчні критерії / Коренівський Д.Г.//—К.: Ін-т математики НАН України, 2010. —210 с.
2. Шушарін Ю.В. Дослідження стійкості розв'язків системи лінійних стохастичних диференціальних рівнянь з марковськими коефіцієнтами / Шушарін Ю.В.// Обчислювальна та прикладна математика, 2011, — №3. — С.183 – 189.

ОПТИМІЗАЦІЯ ПАРАМЕТРІВ МОДЕЛІ ДЛЯ ПРОЦЕСІВ ОДНОВИМІРНОГО ГЕТЕРОДИFUЗНОГО МАСОПЕРЕНОСУ

Щербатий М.В.

Львівський національний університет імені Івана Франка

shcherbatyy@gmail.com

Процес гетеродифузного масопереносу в одновимірній за просторовою координатою області описується системою рівнянь параболічного типу:

$$\frac{\partial c_i}{\partial t} = \frac{\partial}{\partial x} \left(\sum_{j=1}^3 d_{ij} \frac{\partial c_j}{\partial x} \right) + \sum_{j=1}^3 a_{ij} c_j + f_i, \quad (t, x) \in \Omega = \Omega_t \times \Omega_x, \quad i = 1, 2, 3.$$

Рівняння моделі доповнюються відповідними початковими та крайовими умовами.

Шукані функції c_i , $i = 1, 2, 3$, які характеризують концентрації домішкової речовини у різних фазах багатокомпонентного середовища, залежить від параметрів моделі – коефіцієнтів рівнянь моделі та початково-крайових умов. Позначимо через $u = [u_1, \dots, u_n]^T$ – вектор невідомих параметрів моделі, які підлягають оптимізації.

З використанням значень параметрів моделі u та знайдених функцій поведінки системи c_i , $i = 1, 2, 3$ обчислюємо ряд характеристик системи $\psi_0(u), \psi_1(u), \dots, \psi_m(u)$.

Один із заданих функціоналів (наприклад, $\psi_0(u)$) вибирається в ролі критерію мети. Інші в цей час відіграють роль обмежень і утворюють множину допустимих керувань

$U_{\partial} = \{u : u \in U, \psi_i(u) \leq 0, i = \overline{1, m}\}$. Задача оптимізації полягає в знаходженні керування $u_* \in U_{\partial}$ із умови мінімуму функціоналу $\psi_0(u)$ на множині допустимих керувань U_{∂} :

$$\psi_0(u_*) = \min_{u \in U_{\partial}} \psi_0(u).$$

Задачу оптимізації розв'язуємо шляхом її приведення до задачі нелінійного математичного програмування. Приведено розв'язки задач оптимізації та аналізу чутливості (обчислення повних похідних $d\psi_i/du, i = \overline{0, m}$) для процесу гетеродифузного масопереносу домішкової речовини у шарі ґрунту.

ДОСТАТНІ УМОВИ АСИМПТОТИНОЇ СТІЙКОСТІ СТОХАСТИЧНОЇ МОДЕЛІ КЕРУЮЧОГО РЕГУЛЮЮЧОГО ОБ'ЄКТУ ЗА ЗВУКОМ

Ясинський В.К.

Чернівецький національний університет імені Юрія Федьковича
yasinsk@list.ru

На ймовірнісному базисі $(\Omega, \mathfrak{F}, \{\mathfrak{F}_t, t \geq t_0 \geq 0\}, P)$ вищезгаданий об'єкт описується стохастичним дифузійним диференціально-різницеvim рівнянням вигляду [1]

$$dx(t, \omega) = -[ax(t, \omega) + bx(t-1, \omega) + f(\xi(\omega))\sigma(\omega)dw(t, \omega)],$$

за початковою умовою

$$x(t, \omega)|_{-1 \leq t \leq 0} = x_0,$$

де $x(t, \omega) \in \mathbb{R}^1$, $a, b \in \mathbb{R}$, $\xi(\omega)$ – випадкова величина з законом розподілу $F_{\xi}(x)$, $f(\cdot)$ – бєрова функція, $w(t, \omega)$ – вінерів процес [2].

Згідно другого методу Ляпунова-Красовського вибираємо функціонал вигляду

$$v(\varphi) = \frac{1}{2}\varphi^2(0) + \alpha \int_{-1}^{\theta} |p(\theta)| d\theta, \alpha > 0,$$

з слабким інфінітезимальним оператором вигляду

$$(Lv)(\varphi) = [-a + \alpha + \frac{1}{2}E\{f^2(\xi)\}\sigma^2]\varphi^2(0) - b\varphi(0)\varphi(-1) - \alpha\varphi^2(-1).$$

Тоді достатня умова асимптотичної стохастичної стійкості має вигляд нерівності

$$\frac{b^2}{4} < \alpha(a - \alpha - \frac{1}{2}E\{f^2(\xi)\}\sigma^2),$$

що впливає з умови $(Lv)(\varphi) < 0$.

Література

1. Ясинский В.К. Об устойчивости стохастических динамических систем случайной структуры с последствием и марковскими переключениями // Кибернетика и системный анализ. – 2013. – №5. – С. 99 – 111.
2. Ясинський В.К. Сучасні основи теорія випадкових процесів. – Чернівці: Вид-тво «Золоті литаври», 2014. – 292 с.

БАГАТОКРИТЕРІАЛЬНА ЗАДАЧА З НЕЧІТКОЮ ЦІЛЛЮ

Моренець В. І.

Київський національний університет ім. Тараса Шевченка

v.i.morenets@gmail.com

У доповіді розглядається задача багатокритеріальної оптимізації з нечіткою ціллю у наступній постановці. Нехай $f_i(x)$, $i \in N = \{1, \dots, n\}$, - функції (критерії), які визначені на множині альтернатив X . Вони характеризують корисність альтернатив $x \in X$ для особи, що приймає рішення (ОПР), за відповідними показниками, які, без обмеження загальності, максимізуються. У деяких випадках ОПР не може чітко вказати, які критерії $f_i(x)$, $i \in N$, характеризують її ціль, але може задати деяку нечітку підмножину $\tilde{N} \subseteq N$ цих критеріїв.

У доповіді пропонується підхід до вибору альтернатив, які можна вважати розв'язком задачі: $f_i(x) \rightarrow \max_{x \in X}$, $i \in \tilde{N}$. Цей підхід

заснований на побудові агрегованої нечіткої цілі ОПР як нечіткого відношення $\tilde{R} = \bigcap_{i \in \tilde{N}} R_i$, де бінарні відношення

$R_i: xR_i y \Leftrightarrow f_i(x) \geq f_i(y)$, $\forall x, y \in X$, $i \in N$. За [1] відношення $\tilde{R}$ є нечітким відношенням типу 2. Розв'язком задачі багато критеріальної оптимізації з нечіткою ціллю вважається множина альтернатив, які є недомінованими [2] за нечітким відношенням $\tilde{R}$ типу 2. Встановлений зв'язок цієї множини з множиною Парето

задачі: $f_i(x) \rightarrow \max_{x \in X}$, $i \in N$, та обґрунтоване існування максимізуючої нечіткої альтернативи.

Література

1. Машченко С.О. Нечеткие индивидуально-оптимальные равновесия // Кибернетика и вычислительная техника. – 2010. – Вып.159. – с.19-29.
2. Орловский С.А. Проблемы принятия решений при нечеткой исходной информации. -М.: Наука, 1981. – 208 с.

ЗАСТОСУВАННЯ ТЕОРІЇ ІГР В ЗАДАЧАХ ОПТИМАЛЬНОГО ОЦІНЮВАННЯ ПРИ НЕПОВНИХ ДАНИХ

Павлюченко О. Г.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
pavolg@ukr.net

Розглядається задача оптимального мінімаксного оцінювання для системи

$$\frac{dx(t)}{dt} = A(t)x(t) + K(t)f(t), \quad 0 < t \leq T, \quad x(0) = Lf_0$$

з рівнянням спостереження $y(t) = C(t)x(t) + D(t)f(t)$,

де $(f_0, f(t))$ - невідомі збурення, але відомо, що вони належать деякій множині, $C(t) \in R^{k \times n}$, $D(t) \in R^{l \times r}$ - задані матриці

Оптимальне мінімаксне оцінювання знаходиться шляхом використання динамічної гри з визначеним функціоналом вартості за допомогою чисельних ітераційних методів, наприклад, методом бісекції. Знайдена сідлова точка визначеного функціонала вартості є шуканою функцією.

Наукове видавництво ТВіМС
Свідоцтво ДК 110 від 5.07.2000 р.
у Державному реєстрі видавців, виготовників
і розповсюджувачів видавничої продукції
03127, м.Київ, пр. Глушкова, 2