

*Taras Shevchenko National University of Kyiv
(Faculty of Cybernetics)
V.I.Vernadsky Tavrian National University
(Faculty of Mathematics and Informatics)
International Institute for Applied Systems Analysis
(Austria)
Glushkov Institute of Cybernetics of NAS of Ukraine
System Analysis Committee, Presidium National
Academy of Sciences of Ukraine
Academy of Sciences "Vysha Skola" of Ukraine
Crimean Scientific Center of NAS of Ukraine
Ukrainian-Hungary Institute of Cybernetics of the
Inter-Regional Academy of Personal Management*

International Workshop

PROBLEMS OF DECISION MAKING UNDER UNCERTAINTIES (PDMU-2007)

September 17-22, 2007

ABSTRACTS

Crimea (Novy Svit), Ukraine

INTERNATIONAL PROGRAM COMMITTEE

A.Nakonechny (Ukraine) – Chairman,
I.Beyko(Ukraine) – Vice-chairman,
V.Donskoy(Ukraine), I.Sergienko(Ukraine), J.-F.Emmenegger
(Switzerland), Yu.Ermoliev (Austria), V.Bogdanov (Ukraine),
I.Gaishun (Belarus), L.Hordijk (Austria), J.Kaluski (Poland),
V.Korolyuk (Ukraine), S.Hudak (Slovakia), A.Kurzhanskii
(Russia), Laptev Ari (UB), N.Leonenko (Great Britain),
A.Lindquist (Sweden), S.Melnichuk (Ukraine), J.Michalek
(Czech Republic), A.Shpak (Ukraine), K.Troitzsch
(Germany), O.Zakusylo (Ukraine)

NATIONAL ORGANIZING COMMITTEE

O.Zakusylo – Chairman, A.Anisimov – Chairman,
V.Donskoy – Chairman,
F.Garashchenko, A.Gupal, V.Donchenko, V.Akimenko,
P.Knopov, E.Lebedev, I.Lyashenko, S.Lyashko, F.Sopronyuk,
A.Vlasyuk, Ya.Elijko, O.Chernyak

LOCAL ORGANIZING COMMITTEE

P.Zinko – Chairman,
Yu.Dulichenko, I.Harchenko, V.Shevchenko, V.Zaslavsky,
O.Lukovych, O.Kucherenko, M.Kozlova, O.Kovalchuk,
T.Korobko, E.Kapustyan, I.Usar, V.Blyshchik, A.Anafiev

CONTENT*

ЗМІСТ

Aliev S., Bazylevych I., Yelejko Ya.

Convergency of the galton-watson branching process with countable number of particle to the process with continuous state spase

Chechelnitski A., Kucherenko O.

On properties of one network's models with dependent input flows

Dyulicheva Yu.Yu

The approaches to credit scoring systems creation.....

Ermoliev Y, Hordijk L.

Global change processes, extreme events and stocnastic optimization

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

Procedures for supporting decision making at the state of control of technical devices

Iksanov O.M.

On the number of collisions in the beta coalescents

Kasyanov A.

One Approach to Visualization of Statistical Data Based on the Regional Search Algorithm.....

Khomyakova N.

Applying of combination least squares, maximum likelihood and kalman filter methods for adaptive estimation and prediction of compound sequences.....

Metel'skii A., Minyuk S.

Criterion of complete controllability of algebraic-differential delayed systems.....

Michálek J .

Methods of classification and their applications.....

Minjuk S., Panasik O.

The criterion of stabilization of linear differential-algebraic systems

Odehna J., Michálek J

An application of multivariate classification techniques to assess the business environment of selected regions in European Union.....

Rozora I.

On an expansion of stationary stochastic processes in series.....

* The abstracts are publishing in authors edition

Тези друкуються в авторській редакції

Slabospitsky A. S.

About splitted estimation algorithms for time-varying parameters of dynamic systems under uncertainties

Šmerek M., Michálek J., Michálek J. jun.

Mathematical Model of Risk Factors Identification Influencing Child Patients' Sepsis Level

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

Оптимальне керування системами інтегро -диференціальних рівнянь параболічного типу з виродженням

Андрійчук О.В., Аралова А.А.

Інформаційна система для вартісної оцінки об'єктів інтелектуальної власності і нематеріальних активів

Бартіш М., Огородник Н.

Про один метод розв'язування задач мінімізації

Бейко І.В., Ночвай В.І.

Моделі і задачі оптимізації емісійних параметрів процесів для розрахунку забруднення повітряного басейну міста

Бейко І.В., Шевченко І.М.

Математичне моделювання і дослідження епідемії туберкульозу

Бейко І.В., М.Валід АлБаін

Методи побудови оптимальних керувань та оптимальних стратегій для динамічних систем

Кузьменко В.О., Зваридчук В.Б.

Про побудову комп'ютерних моделей розподілених просторово-часових процесів

Попов В.В., Ільченко Р.В.

Застосування методу граничних інтегральних рівнянь в крайових задачах для гармонічних функцій

Братійчук А.М., Братійчук М.С.

Скінченні системи обслуговування: обчислювальні алгоритми для характеристик

Витвицька О.Д., Скрипниченко В.А.

Інновативні процеси управління сільським господарством

Власенко Л.А., Руткас А.Г.

Дескрипторные системы со случайными возмущениями в динамических финансово-экономических моделях

Власюк А.П., Демчук М.Б.

Чисельний розрахунок еволюції вільної поверхні при нагнітанні неньютонівської рідини в анізотропний ґрунт

Воденников А.Г., Емеличев В.А., Кузьмин К.Г.

<i>Постоптимальный анализ векторной комбинаторной задачи размещения центров</i>	
Гвелесіані А.Г	
<i>Влиив розподілу доходів на економічне зростання.</i>	
Герус В.А.	
<i>Метод багаторівневого захисту проектної інформації</i>	
<i>Для передачі її по відкритих каналах зв'язку.</i>	
Горбачук В., Гаркуша Н.	
<i>Стратегія узагальненого лідерства у розв'язанні класичного парадоксу для симетричної дуополії</i>	
Грицюк П. М.	
<i>Застосування r/s аналізу для перевірки гіпотези про циклічність урожайності зернових культур</i>	
Губеладзе А.К.	
<i>О сходимости последовательности функции распределения, порожденной стационарной двоичной последовательностью</i>	
Демиденко С.	
<i>Оптимальні оцінки середнього значення випадкових векторів в умовах невизначеності.....</i>	
Джалладова І.А.	
<i>Оптимізація розв'язків систем лінійних диференціальних рівнянь з випадковими коефіцієнтами</i>	
Долгополов И.Н.	
<i>Система управления процессами клинической диагностики в условиях неопределённости</i>	
Доленко Г.О.	
<i>Системи візуалізації інформації для підтримки прийняття рішень...</i>	
Донченко В.С.	
<i>Гок- оцінювач: множинний варіант оцінювання</i>	
Еремеев В. С., Кузьминов В. В.	
<i>Формирование множества точек, соответствующих горизонтальным линиям на поверхности земли, с использованием вейвлет-анализа.</i>	
Загородній Ю.В., Загородня О.Ф.	
<i>Системний аналіз фрагментів мовної картини світу в умовах білінгвізму.....</i>	
Загородній Ю.В., Ковальчук О.Ф.	
<i>Оцінка часової ієрархії в системах, що розвиваються.....</i>	
Зінько П.М.	
<i>Алгоритм розв'язування крайової задачі параболічного типу зі змінними коефіцієнтами, який базується на теорії розв'язуючих</i>	

операторів.....	
Зубенко В.В., Зубенко А.В.	
<i>Про розв'язність логіки делегувань повноважень.....</i>	
Івохін Є. В., Аджубей Л. Т.	
<i>Про одну модель планування та оптимізації рекламного бюджету...</i>	
Капустян В.О., Капустян О.А.	
<i>Мінімаксне оцінювання функціоналів від розв'язків виродженої параболічної періодичної крайової задачі</i>	
Кириченко М.Ф.	
<i>Синтез гіперплощинних класерів</i>	
Кириченко М.Ф., Донченко В.С.	
<i>Кластеризація за небмеженими множинами та псевдообернення....</i>	
Кінаш О.М., Хомич С.В.	
<i>Моделювання міжрегіональних товарно грошових потоків.....</i>	
Ковальчук П.І., Демчук О. С.	
<i>Прийняття рішень в підсистемі „використання земель” інформаційно - аналітичної системи оцінки екологічного стану малих річок в умовах невизначеності</i>	
Ковальчук П.І., Зуева Т.В.	
<i>Принятие решений в управлении водохранилищем на основе многокритериальной оценки рисков.</i>	
Ковальчук П.І., Пендак Н.В., Матяш Т.В.	
<i>Двохкритеріальна оптимізація в умовах невизначеності при програмуванні урожайності сільськогосподарських культур.</i>	
Коршевнік Л.О.	
<i>Побудова експертних баз правил для систем нечіткого логічного висновку</i>	
Краснодубец Л.А., Первухин А. В.	
<i>Оценивание траекторных параметров движения морского дрифтера</i>	
Кудін Г. І.	
<i>Керування лінійними дискретними системами при фазових обмеженнях.....</i>	
Кузнецов Н.	
<i>Оценка количества “хороших” перестановок методом ускоренного моделирования</i>	
Кук Ю.В., Лаврикова Е.И.	
<i>Усовершенствование процедуры принятия решений роботом при распознавании объектов.....</i>	
Купрій Н.	
<i>Визначення премії опціонів за умов невизначеності фондового</i>	

ринку	
Лайко П.А., Скрипниченко В.А.	
Механізми державної підтримки інноваційної діяльності	
Лебедєв Є.О.	
Гауссів та пов'язані з ним розподіли прикладної статистики	
Максимов В.И.	
Метод вспомогательных позиционно-управляемых моделей в задаче динамической идентификации входов.....	
Макушенко І.А.	
Оптимізаційні задачі для мереж з періодичною інтенсивністю вхідного потоку	
Мащенко С.О.	
Критерії вибору рівноваг в іграх.....	
Мельник Г.	
Лінгвістичний підхід до технології оцінювання загроз та вразливості інформаційної системи	
Меньшиков Ю.Л.	
Можливий алгоритм прогнозу з урахуванням неформалізованих впливів	
Наконечний О.Г., Паращук Х.Ф.	
Мінімаксні оцінки розв'язків рівнянь із змінною структурою в умовах невизначеності.....	
Наконечний О.Г., Сторубльов О.І., Донченко В.С., Зінько П.М., Бабій О.С.	
Комп'ютерна система виділення траєкторій засобами „мультіплікації”	
Негадайлов П.А.	
Асимптотичні результати для моментів поглинання у випадковому блуканні з бар'єром	
Нікітченко М.С., Шкільняк С.С.	
Інтенсіонально-екстенсіональний метод побудови логічних та програмних формалізмів	
Новіков В.М., Семенов В.В.	
Оцінювання мобільності регіональних ринків праці	
Павлюченко О. Г.	
Задачі прийняття рішень при неповних даних з використанням апостеріорної інформації.....	
Пилипенко І.І., Шевчук В.О., Товмаченко Н.М., Закусило О.К., Курбатов О.О., Лукович О.В.	
Дистанційна форма навчання з комп'ютерної обробки статистичної інформації	

Панчук В.І., Панчук О.В., Дихне В.О.

Математична модель дощових ерозійних процесів на схилових поверхнях ґрунту

Панчук В.І., Чуприна І.В.

Прогностична модель температурно-вологісного режиму активного шару ґрунту

Подлипенко Ю.К.

Оценивание параметров некоторых абстрактных смешанных вариационных задач в гильбертовых пространствах в условиях неопределенности.....

Подлипенко Ю.К., Рябикова А.В., Ковалюк А.

Минимаксное оценивание решений двухточечных краевых задач для линейных обыкновенных дифференциальных уравнений n -го порядка, содержащих спектральный параметр

Полоцький С.В.

Про збіжність ряду, пов'язаного з гіллястим випадковим блуканням

Прищепа О.В.

Стохастичні системи з обмеженою кількістю повторних викликів

Рутицька В.В., Кулян В. Р.

Задача про оптимальний стартовий інвестиційний портфель.....

Стеклов О. Ф.

Новий об'єкт прикладної космонавтики: Застосування методу лавуаз'є при обживанні планети меркурій.....

Семенов В.В.

Узагальнений розв'язок опуклих екстремальних задач.....

Семенов В.В.

Зв'язок між зростанням, нерівністю та бідністю

Семенова Н. В., Колєчкіна Л.М., Нагірна А.М.

Багатокритеріальні задачі дискретної оптимізації на евклідових комбінаторних множинах.....

Сергієнко І.В., Семенова Н.В.

Декомпозиційні методи пошуку розв'язків задач дискретної оптимізації в умовах невизначеності та керованості даними

Сіренко С. І.

Багатовимірна задача про призначення

Соколик М.П.

Економетричні моделі заощаджень домашніх господарств України

Сосновських Д.О.

Згущення дискретно представленої кривої на базі додаткових рівнянь в системі основних тотожностей згущення	
Сугоняк І.І.	
Стійкість в моделях взаємодії суб'єктів інноваційного ринку.....	
Тимофієва Н.К.	
Моделювання творення природних мовних сигналів з використанням комбінаторних просторів	
Трофимчук О.Ю.	
Побудова узагальненого розв'язку задачі коші для інтегродиференційного рівняння з виродженням	
Умеров О.С.	
Градиентные методы решения задач оптимального управления.....	
Усар І. Я.	
Системи з повторними викликами і вхідним потоком змінної інтенсивності	
Філатова І.А.	
Математичне моделювання впливу масопереносу на напружено-деформований стан ґрунтового масиву з використанням числових конформних відображень	
Харченко І.І.	
Застосування методів мережевого планування в умовах невизначеності.....	
Цимбал В.	
Застосування методу малого параметру до інтегральних рівнянь актуарної математики.	
Чабанюк Я.М.	
Збіжність процедури з напівмарковськими переключеннями в схемі дифузійної апроксимації	
Черніченко В.В.	
Особливості вимірювання рівня життя сільського населення на базі даних вибіркового обстеження умов життя домогосподарств України.	
Шарапов М.М.	
Public relations. Марковські методи.....	
Шахно С.М.	
Про двокроковий ітераційний процес для розв'язування нелінійних рівнянь.....	
Шахно С.М.	
Метод стеффенсена при узагальнених умовах ліпшиця для поділених різниць.....	
Шевців Ю.	

<i>Розрахунок премій при “stop loss” перестрахованні.....</i>	
Шумська А., Кузнєцов І.	
<i>Знаходження стаціонарної ймовірності втрати вимоги у</i>	
<i>багатоканальній системі обслуговування</i>	
Щестюк Н.Ю.	
<i>Робастна фільтрація випадкового поля за умови наявності</i>	
<i>корельованого шуму</i>	
Лашевський Д.В.	
<i>Методи оптимізації ієрархічно керованих систем</i>	

**CONVERGENCY OF THE GALTON-WATSON BRANCHING
PROCESS WITH COUNTABLE NUMBER OF PARTICLE TO
THE PROCESS WITH CONTINUOUS STATE SPACE**

S. Aliev, I. Bazylevych, Ya. Yelejko

Institute of Mathematic and Mechanic (Baku), Lviv National University
named Ivan Franko

I_Bazylevych@yahoo.com

Let $\vec{\xi}_n(\varepsilon) = (\xi_n^1(\varepsilon), \dots, \xi_n^d, \dots)$ ($n = 1, 2, \dots$) be a Galton-Watson process with countable number of particle, which depend on some small parameter ε . We define $\vec{F}_\varepsilon(\vec{s}) = (F_\varepsilon^1(\vec{s}), \dots, F_\varepsilon^d(\vec{s}), \dots)$ with $\vec{s} = (s_1, \dots, s_d, \dots)$ and $F_\varepsilon^j(\vec{s}) = M_j \prod_{k=1}^{\infty} (s_k)^{\xi_j^k(\varepsilon)}$ as generation function of the processes.

The component $\xi_n^j(\varepsilon)$ is the number of particles of the j -th type in the n -th generation and M_j is the conditional expectation under the condition that at the beginning there was only one particle of the type j .

The average number of the offsprings of the type j from the one particle of the type i over one step will be denoted as $a_{ij}(\varepsilon)$, hence

$$a_{ij} = M \left[\xi_1^j(\varepsilon) \mid \vec{\xi}_0(\varepsilon) = \vec{e}_i \right],$$

where $\vec{e}_i$ is the infinite dimensional vector in which the i -th component is equal to one and other are equal to zero.

Let us introduce as infinite-dimensional matrix $A_\varepsilon = \|a_{ij}\|_{i,j=1}^{\infty}$ and assume that an expansion over the norm

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

hold, where $E = \|\delta_{ij}\|_{i,j=1}^{\infty}$ is identity matrix and $C = \|c_{ij}\|_{i,j=1}^{\infty}$ is the

matrix with elements that satisfy the condition $\sup_i \sum_{j=1}^{\infty} c_{ij} < \infty$.

We denote the norm of matrix by $\|A\| = \sup_i \sum_{j=1}^{\infty} a_{ij}$.

Let us consider the random processes

where $\mu_t^j(\varepsilon) = \frac{\xi_{t/\varepsilon}^j(\varepsilon)}{b_\varepsilon^j}$, $\xi_0^j(\varepsilon) = [x^j b_\varepsilon^j]$, $\vec{0} < \vec{x} = (x_1, \dots, x_d, \dots)$,

$\{b_\varepsilon^j\}_{j=1}^{\infty}$ – number sequence, $b_\varepsilon \rightarrow \infty$ if $\varepsilon \rightarrow 0$. b_ε^j are such that they converge uniformly to infinity when $\varepsilon \rightarrow 0$.

THEOREM. If expansion (1) holds and for any sequence $\lambda^1, \dots, \lambda^d, \dots$ ($\lambda^j < 0$)

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

converges uniformly on j and

$$\frac{\partial H^j(\vec{\lambda})}{\partial \lambda^j} \Big|_{\vec{\lambda}=0} = c_{ij}$$

where $\vec{\lambda} = (\lambda^1, \dots, \lambda^d, \dots)$, then the finite-dimensional distribution $\vec{\mu}(\varepsilon)$ weakly converges under $\varepsilon \rightarrow 0$ to a finite-dimensional distribution of the stochastically continuous branching process with continuous state space $\vec{\mu}_t(\varepsilon) = (\mu_t^1(\varepsilon), \dots, \mu_t^d(\varepsilon), \dots)$ $\vec{\mu}_0 = \vec{x}$ with cummuland

$$\vec{H}(\vec{\lambda}) = (H^1(\vec{\lambda}), \dots, H^d(\vec{\lambda}), \dots).$$

References

1. Aliev S. On convergence of age-dependent branching processes with multiple particles//Transactions of NAS Azerb., ser. Phys.-techn. And mat. Sciences, 2003. v. XIX (XXVII), p. 9-14.
2. Aliev S., Shurenkov V. Convergence of branching processes with several types of particles to Jirina processes//Exploring stochastic lows, VSP, 1995, p. 3-12.

ON PROPERTIES OF ONE NETWORK'S MODELS WITH DEPENDENT INPUT FLOWS¹

Chechelnitcki A., Kucherenko O.

Taras Shevchenko National University of Kyiv

che@unicyb.kiev.ua

We will consider two systems of the type $[GI/M/\infty]$ with a bivariate input flow customers $(v_1(t), v_2(t))$ where $v(t) = y_1(t) + y_3(t), v_2(t) = y_2(t) + y_3(t)$, and $y_i(t), i = 1, 2, 3$ are independent revival flows.

We will suppose, that the parameters of the model depend from n (number of series) and next conditions are true:

a) $[M\tau_k^i]^{-1} = \lambda_i \neq 0, \beta_i = D\tau_k^i < \infty, \tau_k^i$ is an interval of the k -th revival, $i = 1, 2, 3$.

b) $\mu_i^{(n)} = \mu_i / n + o(1/n), i = 1, 2, \mu_i$ is a rate of the time of service in our systems.

For sequence of processes

$$\begin{aligned} \xi_n(t) &= (\xi_n^1(t), \xi_n^2(t)), \quad n \geq 1, \quad t \in [0, T], \\ \xi_n^1 &= n^{-1/2} (X_i^{(n)}(nt) - \lambda_i n), \quad i = 1, 2 \end{aligned}$$

($X_i^{(n)}$ is a number of customers in i -th system), where

$\alpha_1 = (\lambda_1 + \lambda_3) / \mu_1, \alpha_2 = (\lambda_2 + \lambda_3) / \mu_2$, the following theorem is true.

Theorem. The sequence of stochastic processes $\xi_n(t)$ converges in uniform metric to diffusion process with infinitesimal mean $a(x) = (a_1(x), a_2(x))$ and diffusion matrix B , where

$$\begin{aligned} (a_1(x), a_2(x)) &= (-\mu_1 x, -\mu_2 x) \\ B &= \begin{pmatrix} \lambda_1 + \lambda_3 + \beta_1 \lambda_1^3 + \beta_3 \lambda_3^3 & \beta_3 \lambda_3^3 \\ \beta_3 \lambda_3^3 & \lambda_2 + \lambda_3 + \beta_2 \lambda_2^3 + \beta_3 \lambda_3^3 \end{pmatrix} \end{aligned}$$

References

1. Griffiths R.S. and Milne R.K. (1978) A class of bivariate Poisson

¹

□ Work is executed at sponsorship of DFFD of Ukraine (project of №Ф25.1/094)

process. I. Multival. Anal. 8, 380-396.

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

THE APPROACHES TO CREDIT SCORING SYSTEMS CREATION

**Dyulicheva Yu.Yu.,
dyulicheva@mail.ru**

The credit scoring process is very important for the banks. It means segregation «good» borrowers from «bad» borrowers based on creditworthiness and evaluation of credit risk by predicting the likelihood that applicant will develop repayment problem.

There are well-known credit scoring systems [1] based on decision trees, neural networks, Bayesian networks, genetic algorithms, metric algorithms and regression models. For example, the ScoringAce system is based on tens of heuristics. It allows to derive logical regularities and their composition. Forecsys proposes credit solutions based on union of classical models with methods of credit risk estimation and methods of data intellectual analysis subject to characteristics of Russian banks. SAS proposes SAS Credit Scoring Solution that allows to develop scoring models for different kinds of scoring based on such analysis methods as logistic regression, neural networks, decision trees etc. The BaseGroup Laboratory proposes Tree Analyzer using decision trees for estimation of applicants' creditworthiness.

It is proposed to use tens of heuristics based on random forests [2] and different types of decision forests [3] for solution of credit scoring problem. The forests take into account the specification of credit scoring problem and allow to recognize «good» and «bad» borrowers and to estimate the probability of default; to process the data of different types; to filter of data and to detect outliers in credit history of borrowers. The ability of filtering data is very important for solution of credit scoring because the outliers usually appear in credit history when the borrowers have problems with paying debts under the influence of

random reasons. It is planned to incorporate such credit scoring system based on random and decision forests in one of the Ukrainian bank.

References

1. Сайты разработчиков систем кредитного скоринга ccas.ru/frc/papers/voron05credit.pdf, www.forecsys.ru/creditr.php, www.base-group.ru, www.r-style.kiev.ua, www.sas.com
2. Breiman L. Random Forests // Machine Learning. – 2001. – No 45. – Pp. 5-32.
3. Дюlicheva Ю.Ю. Применение эмпирического решающего леса для фильтрации данных // Таврический вестник информатики и математики. – 2006. - №1. – С.55-61.

THE APPROACHES TO CREDIT SCORING SYSTEMS CREATION

**Dyulicheva Yu.Yu.,
dyulicheva@mail.ru**

The credit scoring process is very important for the banks. It means segregation «good» borrowers from «bad» borrowers based on creditworthiness and evaluation of credit risk by predicting the likelihood that applicant will develop repayment problem.

There are well-known credit scoring systems [1] based on decision trees, neural networks, Bayesian networks, genetic algorithms, metric algorithms and regression models. For example, the ScoringAce system is based on tens of heuristics. It allows to derive logical regularities and their composition. Forecsys proposes credit solutions based on union of classical models with methods of credit risk estimation and methods of data intellectual analysis subject to characteristics of Russian banks. SAS proposes SAS Credit Scoring Solution that allows to develop scoring models for different kinds of scoring based on such analysis methods as logistic regression, neural networks, decision trees etc. The BaseGroup Laboratory proposes Tree Analyzer using decision trees for estimation of applicants' creditworthiness.

It is proposed to use tens of heuristics based on random forests [2] and different types of decision forests [3] for solution of credit scoring problem. The forests take into account the specification of credit

scoring problem and allow to recognize «good» and «bad» borrowers and to estimate the probability of default; to process the data of different types; to filter of data and to detect outliers in credit history of borrowers. The ability of filtering data is very important for solution of credit scoring because the outliers usually appear in credit history when the borrowers have problems with paying debts under the influence of random reasons. It is planned to incorporate such credit scoring system based on random and decision forests in one of the Ukrainian bank.

References

1. Сайты разработчиков систем кредитного скоринга ccas.ru/frc/papers/voron05credit.pdf, www.forecsys.ru/creditr.php, www.base-group.ru, www.r-style.kiev.ua, www.sas.com
2. Breiman L. Random Forests // Machine Learning. – 2001. – No 45. – Pp. 5-32.
3. Дюличева Ю.Ю. Применение эмпирического решающего леса для фильтрации данных // Таврический вестник информатики и математики. – 2006. - №1. – С.55-61.

GLOBAL CHANGE PROCESSES, EXTREME EVENTS AND STOCHASTIC OPTIMIZATION

Ermoliev Y., Hordijk L.

International Institute for Applied Systems Analysis
ermoliev@iiasa.ac.at ; hordijk@iiasa.ac.at

Keywords: Stochastic minimax optimization,
discounting, stopping time, downscaling,
catastrophes, risks, extreme events, dynamic
risk measures, adaptive Monte Carlo.

A proper modelling of socio-economic, technological and environmental global change processes raises new STO problems that demonstrate the need for new methodological developments. A key issue is the adequate representation of potential often "unknown" endogenous catastrophic risks that may suddenly affect large territories and communities [3], [7]. This talk summarizes some approaches being developed for on-going modelling activities at IIASA. Traditional approaches usually rely on real observations and experiments. For

example, standard insurance theory essentially relies on the assumption of independent, frequent, low-consequence (conventional) risks, such as car accidents, for which decisions on premiums, claims estimates and the likelihood of insolvency can be calculated via rich historical data. Existing extremal value theory [1] also deals primarily with independent variables quantifiable by a single number (e.g., money). Catastrophes are definitely not quantifiable events in this sense.

Under inherent uncertainty and spatio-temporal heterogeneity of global processes the role of models rests on the ability to guide comparative analysis of the feasible decisions. Although exact evaluations are impossible, the preference structure among decisions can be a stable basis for a relative ranking of alternatives in order to design robust optimal strategies.

In this talk, stochastic dynamic optimization models with stopping time are discussed [3], [5], which can be viewed as a multiagent catastrophic risk management model. Introduced concepts of STO robustness emphasize the key role of so-called upscaling, downscaling, catastrophe modelling, and non-parametric estimation to properly represent spatio-temporal distributions, socio-economic and environmental heterogeneities, vulnerability, and different endogenous risks. They emphasize the importance of quantiles, safety constraints and stochastic minimax approaches having strong connections with the extreme value theory [1]. The introduced concept of a stopping time allows to orient the evaluation of robust decisions towards the most distractive extreme events. This concept opens up new approaches to spatio-temporal induced discounting in the presence of extreme events. In particular, the standard discounting procedures are equivalent to rather specific stopping time evaluations.

The design of robust decisions for global change processes requires specific robust stochastic optimization methods. In particular, we discuss fast adaptive Monte Carlo optimization procedures. Formally speaking, they allow to solve large-scale STO models defined by a large number of integro-differential equations.

The talk is illustrated with simple examples.

References

1. Embrechts, P., Klueppelberg, C., Mikosch, T. (2000): Modeling Extremal Events for Insurance and Finance. Applications of Mathematics, Stochastic Modeling and Applied Probability. Springer Verlag, Heidelberg.

2. Ermoliev, Y., Hordijk, L. (2006): Facets of robust decisions. In: Marti, K., Ermoliev, Y., Makowski, M., and Pflug, G., Eds. *Coping with Uncertainty: Modeling and Policy Issues*. Springer, Berlin, Heidelberg, New York, 47–64.
3. Ermolieva, T., Ermoliev, Y. (2005): Catastrophic Risk Management: Flood and Seismic Risks Case Studies. In: Wallace, S.W., Ziemba, W.T. (eds.), *Applications of Stochastic Programming*. MPS-SIAM Series on Optimization, Philadelphia, PA, USA.
4. Ermoliev, Y., Norkin, V. (2004): Stochastic Optimization of Risk Functions. In: Marti, K., Ermoliev, Y., Pflug, G. (Eds.): *Dynamic Stochastic Optimization*. Springer Verlag, Berlin.
5. Ermolieva, T.Y. (1997): The Design of Optimal Decisions in the Presence of Catastrophic Risks. IIASA Interim Report IR-97-068, Web: www.iiasa.ac.at.
6. Fischer, G., Ermolieva, T., Ermoliev, Y., and van Velthuisen, H., (2006): Sequential downscaling methods for estimation from aggregate data. In: Marti, K., Ermoliev, Y., Makovskii, M., Pflug, G. (eds.), *Coping With Uncertainty: Modeling and Policy Issue*. Springer Verlag, Berlin, New York.
7. O'Neill, B., Ermoliev, Y., Ermolieva, T. (2006): Endogenous Risks and Learning in Climate Change Decision Analysis. In: Marti, K., Ermoliev, Y., Pflug, G., Makovskii M. (Eds): *Proceedings of the IFIP/IIASA/GAMM Workshop On Coping with Uncertainty*, Springer-Verlag, Heidelberg.

PROCEDURES FOR SUPPORTING DECISION MAKING AT THE STATE OF CONTROL OF TECHNICAL DEVICES

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

¹Sevastopol National Technical University, Ukraine

²University of Fribourg, Switzerland

¹root@sevgtu.sebastopol.ua

²Jean-Francois.Emmenegger@unifr.ch

The main goal at the first stage of control of technical devices just after assemblage is connected with the diagnostics of the state and decision making concerning its readiness to be exploited. Observations over the state are passive. The term “control” means statistical control and monitoring of the technical state. The problem of test efficiency is

connected with optimizing the process on the base of criterions. Among them is cost reduction, precision and reliability.

The principles of constructing and the peculiarities of test software are considered in many papers [1, 2], but most of them have been published 10-20 years ago and do not correspond to the actual level of machine building development and to the opportunities of modern computer technologies.

The paper is devoted to develop new procedures to support decision making at the state of control of technical devices on the base of modern methods of data processing.

The general scheme of a decision making process at the first stage of industrial control assumes a set of formal models to choose the statistical description of the devices and analyses and the existing uncertainties in technical processes of tests.

The main goal of the object assessment is to select objects, capable for utilization and to put aside those ones which cannot be utilized anymore. That is why for the development of the corresponding information technology the vectors of parameters for adequate description of diagnosed objects, their etalon values have to be determined. Here is the analogy of solving problems to pattern recognition problems: choosing the most informative parameters, data representing adequate to diagnostic goals, searching the optimal decision procedures, and putting objects to one of the possible classes.

The most informative parameters reduce uncertain knowledge on the technical state of studied object after analyzing parameters' measurement result. Absence of *a priori* estimation of informative character of the parameters leads to incorrect intermittent and final decision on technical state of the object and, thus, its ability to be exploited. The problem is complex, since there are parameters which are difficult to be measured and measurements opportunities are usually restricted by economic factors. The increasing number of measured parameters does not lead to proper quantity of distinctive information, based on what is possible to make a conclusion on the applicability of the object for exploitation. Certainly, forced compromise at parameters' selection will inevitably lead to a diagnostic system different from the optimal one. To overcome the problem the Kullback information criterion permitting preliminary estimation of probability to make error diagnostic decision is proposed [3, 4].

The next procedures are connected with an extension of the cointegration analyses techniques to model multivariate non stationary processes, presenting informative parameters. As a rule the cause-and-effect dependence between the diagnostic parameters of devices, their dynamics being based on physical laws, exist. The parameters are in dynamic interaction. This fact gives rise to forecast the distance of the actual from the nominal regime values.

In making decision the main problem is necessity to extract information maximum from limited number of the data since the measurement results are reflected by critically small sample volume (5-10 parameter values), processing of which needs new statistical approaches.

References

- [1] Ahmetdzyanov A. (1983) State Diagnostics of Engines on Thermo and Gas Dynamic Parameters, Moscow, Mashinostroenie (in Russian).
- [2] Mokrou M. (1983) Diagnostics of Air Gas-Turbine Engines on Thermo and Gas Dynamic Parameters. In: Diagnostics of Automatic Machines and Industrial Robots, Moscow, Nauka.- P.138-142 (in Russian).
- [3] Pervukhina, E. (1997) The Methodology of Machines' Tests Based on Informative Analysis of Diagnostic Models, Automation and Modern Technologies, Moscow, N 12, pp. 31-33 (in Russian).
- [4] Pervukhina, E. (1999) Technical Objects' Tests for Maintenance of Their Reliability and Safety. In: Proceedings of 10-th European Conference on Safety and Reliability at Munich-Garching, Germany, September 1999, pp. 79-83.

ON THE NUMBER OF COLLISIONS IN THE BETA COALESCENTS

Iksanov O.M.

Taras Shevchenko National University of Kyiv

iks@unicyb.kiev.ua

Let E denote the set of all equivalence relations on N , the set of positive integers. For $n \in N$ let $\rho_n : E \rightarrow E_n$ denote the natural restriction to the set E_n of all equivalence relations on $\{1, 2, \dots, n\}$. For $\xi \in E_n$ let $|\xi|$ denote the number of blocks (equivalence classes) of ξ .

J. Pitman [5] and S. Sagitov [6] independently introduced coalescent processes $\{\Pi_t : t \geq 0\}$ with multiple collisions. These Markovian processes with state space E are characterized by a finite measure Λ on $[0,1]$ and are, hence, also called Λ -coalescent processes. Assuming that $\Lambda = \beta(a,b)$, $a, b > 0$, we are interested in the number X_n of collisions (jumps) that take place in the restricted coalescent process $\{\rho_n \Pi_t : t \geq 0\}$ until there is just a single block.

By now, there is a complete information about the weak limiting behaviour of such X_n ([1-4]). Just for orientation, below are given one particular case.

Theorem 1. If $a \in (1,2)$, then, as $n \rightarrow \infty$,

$$\frac{X_n}{\Gamma(a)n^{2-a}} \xrightarrow{d} \frac{1}{2-a} \int_0^\infty e^{-(2-a)S_t} dt,$$

where $\{S_t : t \geq 0\}$ is a drift-free subordinator with the Levy measure

$$\nu(dx) = \frac{e^{-bx}}{(1-e^{-x})^{3-a}} dx, \quad x > 0.$$

References

1. Iksanov, A., Marinich, A., Moehle, M. On the number of collisions in the $\beta(2,1)$ -coalescent, in preparation.
2. Iksanov, A., Moehle, M. A probabilistic proof of a weak limit law for the number of cuts needed to isolate the root of a random recursive tree, *Elect. Comm. in Probab.*, 2007, V. 12, p.36-43.
3. Iksanov A., Moehle, M. On a random recursion related to absorption times of death Markov chains, 2007, preprint.
4. Iksanov A., Moehle, M. A relation between the number of parts of random regenerative compositions and the number of collisions in Λ -coalescents, in preparation.
5. Pitman, J. Coalescents with multiple collisions, *Ann. Probab.*, 1999, V. 27, p. 1870--1902.
6. Sagitov, S. The general coalescent with asynchronous mergers of ancestral lines, *J. Appl. Prob.*, 1999, V. 36, p. 1116--1125.

One Approach to Visualization of Statistical Data Based on the Regional Search Algorithm

Kasyanov Andrew

Taras Shevchenko National University of Kyiv
loverum@gmail.com

In this paper I propose a method of statistical data visualization. This method gives an opportunity to analyze large statistics for the multiplicity patterns. This method is based on the tools of computational geometry and graph theory and it has in the basis fast algorithms for large arrays data processing.

On the different steps we use:

- Regional search algorithm for a circle;
- Algorithm for searching density in points of polygon;
- Algorithm of constructing triangulation Delaunay "Remove-and-Build";
- Kruskal's algorithm for building MST (minimum spanning tree).

This complex of algorithms allows to process large data arrays that is necessary for short-term prediction problems.

In this research is developed a regional search algorithm for a circle (procedure for searching density in the neighborhoods of points of polygon). It has $O(\ln N)$ asymptotic upper bound. We use the differences of density as parameters for building MST. It allows to determine patterns more precisely and to identify regions of density.

The algorithm is illustrated on example.

This approach can be used for analysis and solving problems in ecology, economics and applied statistics researches.

References

1. Alekseev V.Ye., Talanov V.A. Graphs. Models of Computation. Data Structures. Textbook. – Nijniy Novgorod: Nijegorodskiy University Publishing House, 2004. – 294 c.
2. Leland Wilkinson, Anushka Anand, Robert Grossman. Graph-Theoretic Scagnostics. – MN.: IEEE Symposium of Information Visualization, 2005.
3. F.P. Preparata, M.I. Shamos. Computational Geometry: An Introduction.-M.: Mir, 1989. – 478 c.

4. Tereshenko V.M., Kasyanov A.A. One Approach to Solution of Regional Search Tasks.-K.: Bulletin of the University of Kiev №3, 2006. – 565 c.

**APPLYING OF COMBINATION LEAST SQUARES,
MAXIMUM LIKELIHOOD AND KALMAN FILTER METHODS
FOR ADAPTIVE ESTIMATION AND PREDICTION OF
COMPOUND SEQUENCES**

**Khomyakova Nadezhda,
nad_kh2007@ukr.net**

The justification of decision making in conditions of uncertainty appreciably depends on accuracy of estimation and prediction of processes determining a condition of studied object.

The preliminary statistical analysis of different processes (economical, financial, manufacturing) convinces of expediency of observed sequences approximating as the sum of the polynomial component reflecting the main tendencies in dynamics of process, the autoregression component describing correlated changes, and uncorrelated components describing random fluctuations of the process:

$$u_k = \mu_k + \lambda_k + \nu_k; \quad \mu_k = \sum_{i=0}^p c_i \frac{(t_k - t_M)^i}{i!}; \quad \lambda_k = \sum_{j=1}^m \gamma_j \lambda_{k-j} + \varepsilon_k.$$

$$\langle \varepsilon_k \rangle = 0; \quad \langle \nu_k \rangle = 0; \quad \langle \varepsilon_k^2 \rangle = \sigma_\varepsilon^2; \quad \langle \nu_k^2 \rangle = \sigma_\nu^2;$$

$$\langle \varepsilon_k \cdot \nu_k \rangle = 0; \quad \langle \varepsilon_k \cdot \varepsilon_l \rangle = 0; \quad \langle \nu_k \cdot \nu_l \rangle = 0, \quad (l \neq k).$$

The problem is encompassed in finding of polynomial and autoregression component estimations on an interval of observation, and also prediction estimations on the subsequent instants. The parameters of the polynomial and the autoregression, and also dispersions of the autoregression and uncorrelated components, as a rule, are obscure, that transfer the given problem in the adaptive class.

The method of the problem solution realized by locally - optimal algorithms is offered.

At the first stage the polynomial coefficients by the least squares method are determined. Thus there is the polynomial component estimation as a first approximation. At the second stage the parameters of autoregression and both dispersion of the autoregression and

uncorrelated components by the maximum likelihood method are determined. At the third stage the problem of the autoregression components dynamic filtration by Kalman filter method is decided.

The researches have shown expediency of applying of iterative technology of the compound sequence components refinement.

Applying such technology allows essentially to improve accuracy of estimation and prediction for intermediate term period (3-5 steps).

CRITERION OF COMPLETE CONTROLLABILITY OF ALGEBRAIC-DIFFERENTIAL DELAYED SYSTEMS

Metel'skii A.

Belarusian National Technical University, ametelski@bntu.by

Minyuk S.

Grodno State University, zhuk@grsu.by

Let us consider the linear system with constant coefficients

$$\frac{d(A_0x(t))}{dt} = Ax(t) + A_1x(t-\delta) + Bu(t), \quad t > 0, \quad (1)$$

$$A_0x(0) = A_0\varphi(0), \quad A_1x(t) = A_1\varphi(t), \quad t \in [-\delta; 0]. \quad (2)$$

Here x is n -vector-column ($n \geq 2$) of solution of system (1)-(2) with continuous initial function (2): $\varphi(\cdot) \in C([-\delta; 0], R^n)$; A_0, A, A_1 and B are $n \times n$ - and $n \times m$ -constant matrices ($1 \leq \text{rank} A_0 < n$); an admissible control u is m -vector-column ($m \geq 1$) of piecewise continuous functions; $t_1 > 0$ is a given time that is sufficiently large.

Definition 1. The system (1)-(2) we shall name *complete regular*, if degree of polynomial in λ $\deg_\lambda \det(A_0\lambda - A) = r$, where $r = \text{rank} A_0$.

The complete regular system (1)-(2) is consistent with any initial function $\varphi(\cdot)$, i.e. system (1)-(2) has a unique solution under any admissible control $u(t), t \in [0, t_1]$, which can be obtained "step by step".

Definition 2. An initial state (2) is called controllable if there exists an admissible control $u(t), t \in [0, t_1]$, such that the relations $A_1x(t)=0, t \in [t_1-\delta, t_1], A_0x(t_1)=0$ hold. If this relations hold for every initial state (2), then system (1)-(2) is called completely controllable. Let us introduce the notation $W(\lambda, \mu) = \lambda A_0 - A - A_1\mu - A_2\lambda\mu$.

Theorem 1. *The system (1)-(2) is the completely controllable if and only if the following conditions hold ($\mathbf{C}$ is the set of complex numbers):*

1) $\text{rank}[W(\lambda, e^{-\lambda h}), B] = n \forall \lambda \in \mathbf{C}$; 2) for each $\mu \in \mathbf{C}$ there exists minor $M_n(\lambda, \mu)$ of n th order of matrix $[W(\lambda, \mu), B]$ that $\deg_\lambda M_n(\lambda, \mu) = r$.

To prove this theorem it is sufficiently establish that the dual observe system under conditions 1)-2) is completely constructively identifiable [1]. The construction of damping control $u(t), t \in [0, t_1]$, is presented.

References

1. Metel'skii A. and Minyuk S. Complete Controllability and Complete Constructive Identifiability of Completely Regular Differential-Algebraic Delay Systems, Differ. Uravn., 43 (2007), No.3, pp. 303-317.

METHODS OF CLASSIFICATION AND THEIR APPLICATIONS

Michálek, J .

Institute of Mathematics, Faculty of Mechanical Engineering,
Brno University of Technology, Czech Republic,
michalek@fme.vutbr.cz

Mathematical methods of classifications play very important role in many different branches, let us mention economics, medicine, psychology, environmental sciences as an example. The goal of the contribution is to make an overview of basic classification methods, to concentrate on the lately developed techniques and to show their application on real data sets primarily from medicine.

In the contribution the discriminant analysis for normal and elliptically contoured distribution will be discussed, further as an example of classical method the cluster analysis will be mentioned. Then the multivariate generalized linear models will be introduced and described as a classification techniques [1,2]. Further for classification between two populations the ROC (Receiver Operation Characteristic) curve and their estimators will be introduced and discussed under different circumstances [3, 4]. Finally the attention will be devoted to the classification and regression trees [5].

References:

- [1] Fahrmeir, L., Tutz, G.: Multivariate Statistical Modelling Based on Generalized Linear Models. New York: Springer - Verlag, 1994.
- [2] Hrdličková, Z., Michálek, J.: Application of Power Analysis in MGLM in Experiment Planning. Proceedings of 17th Summer School in Biometrics, ÚKZÚK Brno, p.151-158, 2006 (in Czech).
- [3] Pepe, M.S.: The Statistical Evaluation of Medical Tests for Classification and Prediction. Oxford University Press. 2004.
- [4] Zhou X.H., Obuchowski, N.A. McClish D.K.: Statistical methods in Diagnostic Medicine. Wiley Interscience. New York. 2002.
- [5] Breiman, L., Friedman, J. H., Olshen, R. A., Stone, C. J.: Classification and Regression Trees. The Wadsworth Statistics/Probability Series, Belmont, California: Wadsworth, 1984.
- The report is supported by research project MSM0021622418.

**THE CRITERION OF STABILIZATION OF LINEAR
DIFFERENTIAL-ALGEBRAIC SYSTEMS**

Minjuk S., Panasik O.

Grodno State University named after J.Kupala, Grodno, Belarus

zhuk@grsu.by

The object of research is the linear differential-algebraic system Σ :

$$\frac{dA_0x(t)}{dt} = Ax(t) + Bu(t), t \in T = [0, t_1].$$

Here $A_0, A(B)$ are constant $n \times n$ ($n \times r$) matrices, the pair of matrices (A_0, A) is regular (there exists such complex λ , that $\det(\lambda A_0 - A) \neq 0$); t_1 is given positive instant; x is n -vector of phase variables; u is r -vector of control, that taken from a set of admissible controls U_{A_0} , where U_{A_0} consists of sectionally continuous functions $u(t), t \in T$. For these functions $u(t), t \in T$, the decision $x(t), t \in T$, of the system Σ is continuous and the function $A_0x(t), t \in T$, is continuously differentiable.

Let $\det[\lambda A_0 - A] = a_0 \lambda^N + a_1 \lambda^{N-1} + \dots + a_N$, where $N \leq n, a_0 \neq 0$, is a characteristic polynomial of the matrix bundle $\lambda A_0 - A$.

Let's designate by $\Lambda = \{\lambda_1, \dots, \lambda_N\}$ a set, in general, of complex numbers, where each λ_j is written as many times, as its multiple. This set is symmetric relatively the real axis. It means that if number $\lambda_j = \alpha_j + i\beta_j$ ($i = \sqrt{-1}$) is contained in the set Λ , then the conjugate number $\bar{\lambda}_j = \alpha_j - i\beta_j \in \Lambda$. Such a set Λ we shall call an admissible spectrum for the system Σ .

Definition. The system Σ is called *stabilizable* (by inverse relation according to the state), if there exists such a regulator as $u(t) = Dx(t)$ (D is constant $r \times n$ matrix), that the spectrum of closed system Σ_1 :

$$\frac{dA_0x(t)}{dt} = (A + BD)x(t)$$

coincides with the admissible set $\Lambda = \{\lambda_1, \dots, \lambda_N\}$, where $\operatorname{Re} \lambda_i < 0, i = 1, N$.

Theorem. The regular system Σ is stabilizable if and only if the $\operatorname{rank}(\lambda A_0 - A, B) = n$ for all complex λ , for which $\operatorname{Re} \lambda \geq 0$.

AN APPLICATION OF MULTIVARIATE CLASSIFICATION TECHNIQUES TO ASSESS THE BUSINESS ENVIRONMENT OF SELECTED REGIONS IN EUROPEAN UNION

Odehnal, J.¹ Michálek, J.²

¹Faculty of Economics and Administration, Masaryk University,
Brno, Czech Republic, **e-mail: odja@seznam.cz**

²Institute of Mathematics, Faculty of Mechanical Engineering, Brno
University of Technology, Czech Republic,
michalek@fme.vutbr.cz

The goal of the contributions is application of multivariate classification techniques to assessment of business environment of selected 78 regions in European Union. Quality of business environment is significant attribute in the decision making of possible investors about process of establishment new enterprise. Indicators of business environment were obtained from the set of variables of Statistical Office of the European

Communities. Used variables are: regional real gross domestic product per inhabitants, private household income, employment rate, unemployment rate, labour productivity in terms of hours worked, patent per million labour force, employment in high and medium High-tech manufacturing and indicators of educatedness. 78 European NUTS 2 regions represent 5 European countries (Czech Republic, Germany, Poland, Austria, Slovakia).

The statistical techniques are based on multivariate generalized linear model [1] and classification and regression trees [2]. The contribution is considered to be a demonstration of statistical methods discussed and compared in the contribution [3].

References:

[1] Fahrmeir, L., Tutz, G.: Multivariate Statistical Modelling Based on Generalized Linear Models. New York: Springer - Verlag, 1994.

[2] Breiman, L., Friedman, J. H., Olshen, R. A., Stone, C. J.: Classification and Regression Trees. The Wadsworth Statistics/Probability Series, Belmont, California: Wadsworth, 1984.

[3] Michalek, J.: Methods of classification and their application. PDMU-2007, September 17-22, 2007, Crimea, Ukraine.

The report is supported by project MSM0021622418.

ON AN EXPANSION OF STATIONARY STOCHASTIC PROCESSES IN SERIES

Rozora I.

Kyiv National Taras Shevchenko University

irozora@bigmir.net

New expansions of random processes in the form of the series are considered. Particularly, there are expansions in series of stationary stochastic processes with absolutely continuous spectral function.

For example, let $X(t)$, $t \in [a, b]$, be a centered stochastic processes with such correlation function

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

Then the process $X(t)$ is represented in series

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

where

$$a_k(t) = \frac{1}{\sqrt{2d}} \int_{-d}^d f(t, \lambda) e^{-\frac{ik\pi\lambda}{d}} d\lambda$$

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

The expansions with respect to some functions which generate wavelet basis are also obtained.

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

References

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

ABOUT SPLITTED ESTIMATION ALGORITHMS FOR TIME-VARYING PARAMETERS OF DYNAMIC SYSTEMS UNDER UNCERTAINTIES

Slabospitsky Alexander S.

Taras Shevchenko National University of Kiev
sl@univ.kiev.ua

The estimation problem of slowly time-varying parameter vector is investigated for discrete and continuous nonlinear dynamic systems with special structure when each state equation has its own parameter vector α_j . Corresponding splitted estimation procedures are obtained for parameter estimates of above-mentioned systems by the least squares method with variable forgetting factor and weighted residual sum of squares.

Moreover, in discrete case this estimation task is considered for nonlinear dynamic systems under nonclassical assumptions when estimate is not unique. Splitted estimation procedure is constructed for

parameter estimate with minimum norm. Suppose, that j -th state equation of discrete object has the form

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

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

The least squares estimate $\hat{\alpha}_j(N)$ with variable forgetting factor $\lambda_j(i)$ ($\lambda_j(i) \in (0, 1]$, $\forall i$) is defined as:

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

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

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

The splitted recursive algorithms for the estimate $\hat{\alpha}_j(N)$ with minimal norm by least squares method with variable forgetting factor for system (1) with time-varying parameter α_j and for weighted residual sum of squares $q_j(N) = Q_j(\hat{\alpha}_j(N), N)$, ($j = \overline{1, n}$) are obtained.

MATHEMATICAL MODEL OF RISK FACTORS IDENTIFICATION INFLUENCING CHILD PATIENTS' SEPSIS LEVEL

Šmerek, M.¹, Michálek, J.² and Michálek J. jun.³

Department of Econometrics, Faculty of Economics and Management,
University of Defence, Brno, Czech Republic

¹ **michal.smerek@unob.cz**

² **michalek@fme.vutbr.cz**

³ 1-st Department of Pediatrics, University Hospital Brno
jmichalek@fnbrno.cz

Sepsis is one of the leading causes of death in industrialized countries. From the clinical point of view it is essential to predict the risk of sepsis and its complications. Recently several immune system-

related gene polymorphisms have been recognized as useful hints in sepsis severity prediction.

We published a novel association of certain variants of bactericidal permeability increasing protein (BPI) and interleukin (IL)-6 in children with sepsis [1], [2]. To continue the study in the present contribution we study a group of about 600 pediatric patients with septic condition and we use statistical analysis for finding optimal sets of genes and optimal set of covariates from the set of 12 genes and the set of about 20 covariates for effective diagnostic and prediction of the severity of sepsis in children.

The statistical techniques are based on multivariate generalized linear model [3] and classification and regression trees [4]. The contribution is considered to be a demonstration of statistical methods discussed and compared in the contribution [5].

References:

- [1] Michalek J., Svetlikova P., Fedora M., Klimovic M., Klapacova L., Bartosova D., Hrstkova H., Hubacek J.A.: Interleukine IL-6 gene variants and the risk of sepsis development in children. *Human Immunol* - 2007 in press.
- [2] Michalek J., Svetlikova P., Fedora M., Klimovic M., Klapacova L., Bartosova D., Hrstkova H., Hubacek J.A.: Bactericidal permeability increasing protein gene variants in children with sepsis. *Intensive Care Medicine* - 2007 in press.
- [3] Fahrmeir, L., Tutz, G.: *Multivariate Statistical Modelling Based on Generalized Linear Models*. New York: Springer - Verlag, 1994.
- [4] Breiman, L., Friedman, J. H., Olshen, R. A., Stone, C. J.: *Classification and Regression Trees*. The Wadsworth Statistics/Probability Series, Belmont, California: Wadsworth, 1984.
- [5] Michalek, J.: *Methods of classification and their application*. PDMU-2007, September 17-22, 2007, Crimea, Ukraine.

The report is supported by project No. VZ04-FEM-K01-13-SJA.

ОПТИМАЛЬНЕ КЕРУВАННЯ СИСТЕМАМИ ІНТЕГРО - ДИФЕРЕНЦІАЛЬНИХ РІВНЯНЬ ПАРАБОЛІЧНОГО ТИПУ З ВИРОДЖЕННЯМ

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

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

akvv@ unicyb.kiev.ua

Розглянута модель оптимального керування системою, що описується початково-крайовою задачею для системи інтегро - диференціальних рівнянь параболічного типу загального вигляду з виродженням:

$$y_t^{(k)} - \sum_{i=1}^n \left(\sum_{j=1}^n a_{ij}^{(k)}(x,t) y_{x_j}^{(k)} + a_i^{(k)}(x,t) y_{x_i} - b_i^{(k)}(x,t) y_{x_i}^{(k)} \right) + (1) \\ + q^{(k)}(x,t) y^{(k)} + r^{(k)}(x,t) \sum_{s=1}^m \int_{\Omega} g^{(s)}(\xi,t) y^{(s)} d\xi = f^{(k)}(x,t,u) \\ \left(\sum_{j=1}^n a_{ij}^{(k)} y_{x_j}^{(k)} + 0.5(a_i^{(k)} - b_i^{(k)}) y^{(k)} \right) \Big|_{S^{(i)}} = -\sigma^{(k)}(s,t,u) y^{(k)} \Big|_{S^{(i)}}, y^{(k)} \Big|_{t=0} = \psi^{(k)}(x,u).$$

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

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

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

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

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

Теорема. Нехай множини $F^{(k)} = \{f^{(k)}(x,t,u) : u \in U\}$, $\Psi^{(k)} = \{\psi^{(k)}(x,u) : u \in U\}$ обмежені та слабко замкнені у просторах $L_{2,1}(Q_T)$, $L_2(\Omega)$, функціонал $J(y^{(k)}, u) = J(y)$ - слабко напівнеперервний знизу на

просторі $W_2^1(Q_T)$. Тоді існує, принаймні, одне оптимальне керування $u(x, t) \in U$ задачі (1).

ІНФОРМАЦІЙНА СИСТЕМА ДЛЯ ВАРТІСНОЇ ОЦІНКИ ОБ'ЄКТІВ ІНТЕЛЕКТУАЛЬНОЇ ВЛАСНОСТІ І НЕМАТЕРІАЛЬНИХ АКТИВІВ.

Андрійчук О.В., Аралова А.А.

НТУУ КІП ФПМ

andreychuck@ukr.net, aaasquirrel@ukr.net

Проблема вартісної оцінки прав на об'єкти інтелектуальної власності наразі є актуальною, бо без неї неможлива реалізація багатьох прийнятих в умовах економічної реформи законів, указів та постанов уряду, що стосуються використання об'єктів промислової власності у підприємницькій діяльності. Необхідність вартісної оцінки прав на об'єкти інтелектуальної власності виникає не лише при продажу окремих винаходів, товарних знаків, промислових зразків, надання ліцензій на промислову власність і ноу-хау, об'єктів авторського права і суміжних прав, але і в разі оцінки цілого науково-технічного потенціалу підприємств і організацій, які приватизуються, їхнього продажу, інвестування коштів на створення об'єктів із застосуванням об'єктів інтелектуальної власності, їх оцінки при внесенні майнових прав до статутних фондів новостворених та діючих підприємств, визначення розміру винагороди авторам розробок та особам, які сприяють їх, впровадженню, тощо.

Чинне законодавство вимагає здійснювати по можливості оцінку трьома підходами, що включають в себе декілька методів. На ідеальному ринку всі підходи повинні привести до однієї і тієї ж величини вартості. Більшість ринків є недосконалими, потенційні користувачі можуть бути неправильно проінформовані, виробники можуть бути не ефективними, тому досить часто виникає ситуація, коли цифри, отримані за допомогою різних підходів значно відрізняються. Тоді виникає проблема узгодження результатів оцінки. Також нагальною є проблема достовірності отриманих результатів.

Саме тому, щоб полегшити та об'єктивізувати процес оцінки було створено інформаційну систему для оцінки майнових прав на

об'єкти інтелектуальної власності. Ця система включає в себе інформаційне, математичне, алгоритмічне, програмне забезпечення, що реалізовані у вигляді комплексу відповідних програмних засобів, зв'язаних з базою даних, яка зберігає в собі дані необхідні для оцінки, результати попередніх та поточних оцінок, а також нормативно-правову базу, що містить законодавчі акти, які стосуються інтелектуальної власності та оцінки.

При створенні системи розробники стикнулися з наступним рядом проблем. По-перше, характер розрахунків, що проводяться у цій сфері, має забезпечуватися системним підходом до оцінки всього розмаїття видів і умов використання об'єктів інтелектуальної власності, який врахував би принципи і специфіку їхнього ціноутворення. По-друге, при оцінці інтелектуальної власності виникає необхідність працювати з великою кількістю неоднорідних вхідних даних (дані про об'єкт оцінки та його власників, дані про підприємство замовника оцінки та його бізнес плани, тощо) та проводити ряд складних математичних обчислень. По-третє, у випадку внесення змін до нормативно-правової бази оцінки інтелектуальної власності, в інформаційній системі має бути передбачений гнучкий механізм актуалізації.

В результаті була створена інформаційна система що вирішує поставлені задачі, а також є зручною у користуванні, легкою в освоєнні та гнучкою до можливих подальших модифікацій.

ПРО ОДИН МЕТОД РОЗВ'ЯЗУВАННЯ ЗАДАЧ МІНІМІЗАЦІЇ

Бартіш М., Огородник Н.

Львівський національний університет ім.. І.Франка

ktop@franko.lviv.ua

Розглянемо задачу безумовної мінімізації вигляду

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

де $f: R^n \rightarrow R$. Для розв'язування (1) існує ряд методів, наприклад: градієнтні методи, методи типу Ньютона, різницеві аналоги і т.п. Кожний з методів має свої недоліки та переваги. Градієнтний метод має низьку швидкість збіжності, і нестійкий в околі розв'язку, метод Ньютона – жорсткі вимоги до початкового наближення, трудомісткість ітерацій тощо.

Для ефективнішого використання переваг базових методів, запропоновано наступну схему розв'язування задачі (1):

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

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

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

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

Формула (2) може представляти метод Ньютона, квазіньютонівські методи та ін.

Ми пропонуємо в ролі матриці H_k вибирати матрицю

$$\left[f'' \left(x_{s \left[\frac{k}{s} \right]} \right) \right]^{-1}, \text{ де } s - \text{ ціле число, } s \geq 1; \left[\frac{k}{s} \right] - \text{ ціла частина від}$$

ділення k на s , яка представляє одну з модифікацій методу Ньютона; або матрицю вигляду

$$H_k = \left(\frac{f'(x_k + e_1 h_k) - f'(x_k)}{h_k} \dots \frac{f'(x_k + e_n h_k) - f'(x_k)}{h_k} \right)^{-1},$$

яка представляє різницевий аналог методу Ньютона, де $e_i, i = \overline{1, n}$, - одиничний базис простору R^n , h_k - деякий параметр, наприклад, $h_k = h = 10^{-5}$.

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

Алгоритм (2)-(5) був протестований на конкретних прикладах і виявив свою ефективність по відношенню до методів, які входять у нього, але використовуються окремо.

**МОДЕЛІ І ЗАДАЧІ ОПТИМІЗАЦІЇ ЕМІСІЙНИХ
ПАРАМЕТРІВ ПРОЦЕСІВ ДЛЯ РОЗРАХУНКУ
ЗАБРУДНЕННЯ ПОВІТРЯНОГО БАСЕЙНУ МІСТА**

Бейко І.В., Ночвай В.І.

Українсько-Угорський Інститут кібернетики та інформаційних
технологій Президентського університету Міжрегіональної
Академії управління персоналом
beyko_@voliacable.com

Побудовано математичні моделі для розв'язання задач оптимізації емісійних параметрів процесів розповсюдження домішок в атмосфері міста та задач прогнозування стану повітряного середовища при різних метеоумовах у відшукуванні заходів для підвищення ефективності природоохоронних рішень.

У ситуаціях, коли концентрації забруднень, обчислені за допомогою моделі, перевищують допустимі значення, знаходяться оптимальні емісійні сценарії для окремої метеоситуації та виявляються підприємства, які вносять найбільший внесок в забруднення даної території.

У сітковій емісійній моделі міські джерела домішок різної інтенсивності представлені дискретно у відповідних вузлах сітки. Облік емісії викидів для кожного осередку моделі проводиться за допомогою емісійної моделі ГІС.

Вводиться основний функціонал для сумарної концентрації на поверхні землі і для кожної зони враховуються обмеження на допустиму концентрацію заданих домішок.

Задача оптимізації вирішується градієнтними методами. Величина емісії змінюється або по чергово в точках найбільшого впливу, або по всій сітці пропорційно функції впливу, в якості якої використовується розв'язок спряженого рівняння дифузії.

Розроблено схеми оптимізації відносно критерію допустимої концентрації в одній зоні, в декількох зонах або ж по усій території міста. Також розглянуті схеми оптимізації одночасно для декількох домішок. Для врахування економічних та екологічних критеріїв передбачається введення додаткових цільових функціоналів.

Побудовано алгоритм розв'язування відповідних задач багатокритеріальної оптимізації.

МАТЕМАТИЧНЕ МОДЕЛЮВАННЯ І ДОСЛІДЖЕННЯ ЕПІДЕМІЇ ТУБЕРКУЛЬОЗУ

Бейко І.В., Шевченко І.М.

Українсько-Угорський Інститут кібернетики та інформаційних
технологій Президентського університету Міжрегіональної
Академії управління персоналом
beyko_@voliacable.com

У даній роботі описано результати проведених системних досліджень процесів розповсюдження епідемій туберкульозу у різних країнах світу та прогнозування процесів захворювання на туберкульоз в Україні. З цією метою зібрано значний обсяг даних статистичних досліджень про захворювання на туберкульоз у різних регіонах України за попередні роки, побудовано математичні моделі епідемії туберкульозу для прогнозування процесів розповсюдження захворювань і на цій основі побудовано стратегії оптимального розподілу ресурсів на профілактику та лікування. Зроблено прогнозні розрахунки захворювань туберкульозом в Україні на десятирічний інтервал часу з урахуванням оптимального розподілення ресурсів, які поділяються на заходи боротьби з туберкульозом, профілактику захворювань та лікування.

На основі зібраної обширної статистичної інформації про захворювання на туберкульоз у всіх областях України розв'язано задачі ідентифікації параметрів математичних моделей, проведено розрахунки епідемії туберкульозу у кожному регіоні і проведено числові експерименти з розрахунками прогнозованих траєкторій. За допомогою методів оптимізації розв'язано оптимізаційні задачі підвищення ефективності розподілення ресурсів, які виділяються на профілактику та лікувальні заходи. Побудовані методи і розроблені алгоритми і програми для моделювання і прогнозування епідемій туберкульозу можуть бути практично використані для відшукування оптимальних управлінських рішень щодо підвищення ефективності заходів боротьби з епідеміями з урахуванням регіональних особливостей та наявного стану профілактики захворювань і наявних можливостей лікування.

МЕТОДИ ПОБУДОВИ ОПТИМАЛЬНИХ КЕРУВАНЬ ТА ОПТИМАЛЬНИХ СТРАТЕГІЙ ДЛЯ ДИНАМІЧНИХ СИСТЕМ

¹Бейко І.В., ²М.Валід АлБаін

Українсько-Угорський Інститут кібернетики та інформаційних
технологій Президентського університету Міжрегіональної
Академії управління персоналом

²Сирійський університет

У роботі побудовано методи послідовних наближень і розроблено відповідні числові алгоритми для розрахунку оптимальних програмних керувань і оптимального синтезу нелінійних керованих систем. Числові алгоритми ґрунтуються на комбінованих методах градієнтного спуску та використанні принципу максимуму Понтрягіна. Розглядаються нелінійні моделі, які охоплюють математичні моделі динаміки літальних апаратів. Розв'язуються відповідні прикладні задачі автоматизованого керування польотом літаків. За результатами числових розрахунків побудовано оптимальні програмні керування та керування з оберненим зв'язком при наявності похибок у даних спостережень.

ПРО ПОБУДОВУ КОМП'ЮТЕРНИХ МОДЕЛЕЙ РОЗПОДІЛЕНИХ ПРОСТОРОВО-ЧАСОВИХ ПРОЦЕСІВ

Кузьменко В.О., Зваридчук В.Б.

Українсько-Угорський інститут кібернетики та інформаційних
технологій Президентського університету Міжрегіональної

Академії управління персоналом

svbx@bigmir.net

Побудовано комп'ютерні моделі лінійних розподілених просторово-часових процесів. Математичні моделі таких процесів описуються неповними диференціальними співвідношеннями з доступними для спостереження характеристиками. Проблеми побудови таких процесів зводяться до розв'язування систем лінійних багатовимірних інтегральних рівнянь. В силу наявності похибок у спостереженнях розв'язки таких інтегральних рівнянь втрачають стійкість. Для знаходження стійких до похибок у вхідних даних розв'язків задач інтегральних рівнянь

використовуються методи регуляризації Тихонова. При цьому для знаходження оптимального параметру регуляризації використовується узагальнений принцип нев'язки, який використовує мінімум апіорної інформації про досліджуваний процес.

Література

1. Кузьменко В.А. Новые схемы деформирования твердых тел. – К.: Наукова думка, 1973. – 200 с.

ЗАСТОСУВАННЯ МЕТОДУ ГРАНИЧНИХ ІНТЕГРАЛЬНИХ РІВНЯНЬ В КРАЙОВИХ ЗАДАЧАХ ДЛЯ ГАРМОНІЧНИХ ФУНКЦІЙ

¹Попов В.В., ²Ільченко Р.В.

¹ Українсько-Угорський Інститут кібернетики та інформаційних технологій Президентського університету Міжрегіональної Академії управління персоналом

²Київський Національний університет ім. Тараса Шевченка

Робота присвячена чисельному методу розв'язування двовимірних крайових задач з використанням сучасного чисельного апарату граничних інтегральних рівнянь.

Крайова задача зводиться до одновимірного інтегрального рівняння Фредгольма другого роду відносно потенціалу на межі області. При розв'язуванні інтегрального рівняння застосовується апроксимація шуканої функції поліномом. В якості вузлів коллокації вибираються нулі функції Чебишева на відрізок інтегрування. Такий вибір вузлів забезпечує збіжність наближеного розв'язку при зростанні степеня полінома.

Проведено порівняльний аналіз збіжності розв'язку, побудованого за коренями Чебишева та за рівномірним вибором точок коллокації. Також проаналізовано, яким чином форма області впливає на розв'язок.

СКІНЧЕННІ СИСТЕМИ ОБСЛУГОВУВАННЯ: ОБЧИСЛЮВАЛЬНІ АЛГОРИТМИ ДЛЯ ХАРАКТЕРИСТИК

Братійчук А.М.

Київський національний університету ім. Т.Г. Шевченка

Братійчук М.С.

*Інститут Математики Шльонського Технологічного
Університету, Глівіце, Польща*

В доповіді розглядаються системи обслуговування типу $M^0/G/1/b$, тобто системи з пуасонівським вхідним потоком, груповими надходженнями замовлень, одним обслуговуючим пристроєм та скінченною чергою. Кількість замовлень які можуть знаходитись в системі одночасно обмежена числом b . Час обслуговування має загальний розподіл а дисципліна обслуговування є типу „перший прийшов-перший обслужився”. В доповіді ми приводимо ефективні обчислювальні алгоритми для стаціонарних характеристик таких систем. Що ми розуміємо під „ефективним обчислювальним алгоритмом” найкраще можна пояснити на прикладі ергодичного розподілу кількості замовлень в системі. Відомі нам алгоритми знаходження цього розподілу, яке ми позначимо ρ_k , $k=0,1,\dots,b$, вимагають обчислення всіх ρ_k (див, наприклад, [1]), що значно ускладнює вивчення оптимізаційних задач де, за звичай, число b виступає як параметр. Використовуючи метод потенціалу Королюка [2] ми пропонуємо новий алгоритм який дає можливість знайти конкретне ρ_k без обчислення всіх ρ_k . Крім цього, головні параметри цього алгоритму не залежать від b , а лише від параметрів вхідного струменя та розподілу часу обслуговування, а отже вони можуть бути пораховані заздалегідь з тим щоб потім відразу використовуватись в обчисленнях при зміні параметра b . Будуть наведені приклади застосування цих алгоритмів при розв’язуванні конкретних оптимізаційних задач.

Література

1. Takagi, H. Queueing Analysis. v. 2, North-Holland, 1993.
2. Королюк В.С. Граничные задачи для сложных пуассоновских процессов, Наукова Думка, Киев, 1975.

ІННОВАТИВНІ ПРОЦЕСИ УПРАВЛІННЯ СІЛЬСЬКИМ ГОСПОДАРСТВОМ

Витвицька О.Д., зав. каф., Скрипниченко В.А., доцент.
Національний аграрний університет, м.Київ
www.vutvutska@mail.ru

Проблеми прийняття рішень для удосконалення системи і методів управління та організації виробничих відносин перш за все повинні бути спрямовані підвищення ефективності сільськогосподарського господарства. Реалізується ця задача шляхом дорадництва, завдання якого полягають в інформуванні, навчанні фермерів і сільського населення в рамках:

1. сучасних агротехнічних методів вирощування і переробки;
2. розв'язання технологічних і організаційно-економічних проблем;
3. екологічного землеробства, агроекологічних програм охорони довкілля;
4. управління фермерським господарством, його модернізації за підтримки пільгового кредитування і структурних фондів ЄС;
5. залучення фінансових засобів з фондів ЄС, інших національних та зарубіжних установ;
6. впровадження локальних і регіональних виробництв;
7. розвиток агро туризму;
8. проведення економічних аналізів змін;
9. модернізація сільського домашнього господарства, підтримка сільської культури.

Сучасні та майбутні напрями дорадництва для фермерів:

1. економіка, організація та управління сільським господарством;
2. принцип Cross-compliance у провадженні продукції;
3. техніка і технологія сільськогосподарської продукції та сільськогосподарський ринок.

Ефективність сільськогосподарського дорадництва направлена на:

1. професійне вдосконалення кадрів відповідно до нових викликів, що виникають перед сільським господарством;
2. дослідження і виконання очікувань фермерів від дорадництва та очікувань органу, який здійснює нагляд та фінансування ;
3. вдосконалення, оновлення технічного обладнання та фінансування дорадчих служб, що забезпечує стабільність їх функціонування та мотивує дорадників;

4. застосування організаційних структур і дорадчих методик до завдань, що виникають з питань сільськогосподарської політики країни і потреб фермерів.

ДЕСКРИПТОРНЫЕ СИСТЕМЫ СО СЛУЧАЙНЫМИ ВОЗМУЩЕНИЯМИ В ДИНАМИЧЕСКИХ ФИНАНСОВО-ЭКОНОМИЧЕСКИХ МОДЕЛЯХ

Власенко Л.А., Руткас А.Г.

Харьковский национальный университет имени В.Н. Каразина

Anatoliy.G.Rutkas@univer.kharkov.ua

Существует ряд математических моделей динамики в экономике и финансах, которые описываются системами дифференциальных уравнений, не разрешенных относительно производных от искомых функций – так называемыми дифференциально-алгебраическими уравнениями. Соответствующие системы управления некоторые авторы называют дескрипторными.

Классическим примером такой системы является динамическая модель макроэкономики “затраты-выпуск” В. Леонтьева [1]. Соответствующая система уравнений имеет векторную запись

$$\dot{x} - Bx - A \frac{dx}{dt} = y, \quad (1)$$

где x – вектор годовых выпусков отраслей, y – часть продукции, направляемой внешним потребителям.

Второй пример получается при определенном обобщении известной модели динамики предприятия с участием внешних инвестиций [2]. Именно, пусть вместо одного предприятия инвестируется объединение n однотипных предприятий, а инвестиции распределяются между предприятиями в зависимости от скорости изменения вектора $x(t) = (x_1(t), \dots, x_n(t))^T$ основных

фондов по некоторому линейному закону $I(t) = \Lambda(t) \frac{dx}{dt}$, где

$I(t) = (I_1(t), \dots, I_n(t))^T$ есть вектор инвестиций, элемент $\lambda_{ki}(t)$ матрицы $\Lambda(t)$ есть доля инвестиции в k -ое предприятие, определяемая скоростью $\frac{dx_i}{dt}$ изменения основных фондов i -го

предприятия. Вводя вектор производственных функций $f(x) = (f_1(x_1), \dots, f_n(x_n))^T$ и диагональную матрицу $D(t)$ коэффициентов реинвестирования предприятий по чистым остаточным прибылям, получаем дифференциальное уравнение относительно вектора $x(t)$ основных фондов (ср. [2])

$$[E - \Lambda(t)] \frac{dx}{dt} = D(t)f(x(t)). \quad (2)$$

Дескрипторные системы (1) и (2) могут иметь случайные слагаемые в правой части, которые моделируют условия неопределенности. Ограничиваясь стационарными матрицами Λ, D и линейной производственной функцией в (2), переходим от уравнений (1),(2) к уравнению в стохастических дифференциалах

$$Adx(t) + Bx(t)dt = [\sigma(x) + \sigma_0]dw(t) + f(t)dt, \quad (3)$$

для которого рассматривается начальное условие $x(0, \omega) = x_0(\omega)$. Здесь $w(t)$ – векторный винеровский процесс, A, B – постоянные матрицы. Пусть выполнены стандартные требования глобальной ограниченности и липшицевости матрицы-функции $\sigma(x)$. Если $\det A = 0$, то начальная задача для уравнения (3) разрешима лишь при определенных условиях согласования матрицы-функции $\sigma(x)$ и начального вектора $x_0(\omega)$ со спектральными проекторами P_1, P_2, Q_1, Q_2 [3, с. 47-48]. Оказывается, что для любого решения $x(t, \omega)$ стохастического уравнения (3) проекция $P_2 x(t, \omega) = \eta(t)$ не зависит от выбора решения и является неслучайной функцией, которая вычисляется по формуле [3, п. 3.2]

$$\eta(t) = G^{-1} \sum_{j=0}^n (-1)^j \frac{d^j}{dt^j} [(AG^{-1})^j Q_2 f(t)], \quad G = AP_1 + BP_2.$$

Упомянутые условия согласования, необходимые для разрешимости уравнения (3), имеют вид

$$Q_2[\sigma(P_1 v + \eta(t)) + \sigma_0] = 0, \quad \forall v \in \mathbf{R}^n, \quad t \geq 0, \quad P_2 x_0(\omega) = \eta(0). \quad (4)$$

Для каждой конкретной модели условия согласования (4) имеют определенную экономическую интерпретацию.

Литература

1. Леонтьев В. Исследование структуры американской экономики. – М.: Гос. стат. изд-во, 1958. – 640 с.

2. Хачатрян С.Р. Прикладные методы математического моделирования экономических систем. – М.:Экзамен, 2002. – 192 с.
3. Власенко Л.А. Эволюционные модели с неявными и вырожденными дифференциальными уравнениями. – Днепропетровск: Системные технологии, 2006. – 273 с.

ЧИСЕЛЬНИЙ РОЗРАХУНОК ЕВОЛЮЦІЇ ВІЛЬНОЇ ПОВЕРХНІ ПРИ НАГНІТАННІ НЕНЬЮТОНІВСЬКОЇ РІДИНИ В АНІЗОТРОПНИЙ ГРУНТ

Власюк А.П., Демчук М.Б.

Національний університет водного господарства та
природокористування

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

Розглядається задача покращення стійкості гідротехнічного (енергетичного) об'єкта шляхом нагнітання в його основу в'язучого фільтрату, який є неньютонівською рідиною [1]. Особливістю даної задачі є залежність тензора фільтрації $K = \begin{pmatrix} k_1 & 0 \\ 0 & k_2 \end{pmatrix}$ від градієнта напору $h(x_1, x_2, t) = \frac{p(x_1, x_2, t)}{\rho g} - x_2$ - $k_i(|\vec{\nabla}h|) = k'_i/2 \left(1 - s_0/|\vec{\nabla}h|\right)^2 \left(2 + s_0/|\vec{\nabla}h|\right)$, де k'_i - граничне значення компоненти $K_{i,i}$ при $|\vec{\nabla}h| \rightarrow +\infty$, $i = 1, 2$, s_0 - початкове значення градієнта напору, при якому починається фільтрація [2]. Задача полягає у визначенні еволюції рухомої межі Γ_4 закріпленої області $\Omega(t)$ (рис. 1).

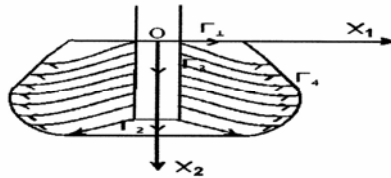


Рис. 1

Математична модель нагнітання в'язучого розчину для напору $h(x_1, x_2, t)$ в області $\Omega(t)$ на момент часу t описується наступною крайовою задачею:

$$a \frac{\partial h}{\partial t} = \frac{\partial}{\partial x_1} \left(k_1 \left(\left| \vec{\nabla} h \right| \right) \frac{\partial h}{\partial x_1} \right) + \frac{\partial}{\partial x_2} \left(k_2 \left(\left| \vec{\nabla} h \right| \right) \frac{\partial h}{\partial x_2} \right), \quad (1)$$

$$\frac{\partial h}{\partial \vec{n}_1} \Big|_{\Gamma_1} = 0, \quad \frac{\partial h}{\partial \vec{n}_2} \Big|_{\Gamma_2} = 0, \quad h \Big|_{\Gamma_3} = \frac{p_0}{\rho_0 g}, \quad h \Big|_{\Gamma_4} = -x_2, \quad (2)$$

Для радіуса вектора точки, яка знаходиться на Γ_4 , використано залежність [3]:

$$\vec{r}(t+dt) \Big|_{\Gamma_4} = \vec{r}(t) \Big|_{\Gamma_4} - \frac{1}{m} \left(K \cdot \vec{\nabla} h \Big|_{\Gamma_4}, \vec{n}_4 \right) d\vec{n}_4, \quad (3)$$

де m – пористість ґрунту, $\vec{n}_4$ – одиничний вектор зовнішньої нормалі до Γ_4 . Для числового розв'язання задачі (1)-(3) узагальнено різницький метод з використанням числових конформних відображень [4] на випадок крайової задачі в криволінійному чотирикутнику з вільною рухомою межею для нелінійного рівняння параболічного типу (1). Проведено числові експерименти по розрахунку еволюцій фронтів нагнітання набору цементних розчинів для характерного часу нагнітання (одна година). Значення параметра a змінювали в межах в яких він змінюється для реальних ґрунтів.

Літератури

- [1] Лойцянский Л.Г. , Механика жидкости и газа, -М.: Наука, 1973.-847 с.
- [2] Власюк А.П., Демчук М.Б., Числовий розрахунок еволюції вільної межі при нагнітанні неньютонівської рідини в пористе середовище // Тези міжнародної школи-семінару „Прогнозування та прийняття рішень в умовах невизначеності”.-Тези доповідей, травень 2006. - С. 80-81.
- [3] Власюк А.П., Демчук М.Б. Чисельне розв'язання однієї задачі укріплення основи гідротехнічного об'єкту. // Вісник Київського університету. Серія: фіз.-мат. науки. -2005. -1. С. 158-166.
- [4] Власюк А.П., Михальчук В.Г. Чисельне розв'язання одного класу задач з вільними межами в криволінійних чотирикутниках для еліптичних систем рівнянь. – Київ, 1994, - 23 с. –(Препр./НАН України, Ін-т математики: 94.36).

ПОСТОПТИМАЛЬНЫЙ АНАЛИЗ ВЕКТОРНОЙ КОМБИНАТОРНОЙ ЗАДАЧИ РАЗМЕЩЕНИЯ ЦЕНТРОВ

Воденников А.Г., Емеличев В.А., Кузьмин К.Г.

Белорусский государственный университет

vag-ner89@mail.ru, emelichev@bsu.by, kuzminkg@mail.ru

Для формальной постановки векторного варианта комбинаторной задачи наилучшего размещения центров обслуживания введем следующие обозначения: $N_m = \{1, 2, \dots, m\}$ – множество возможных пунктов (центров) размещения поставщиков (оборудования, складов, средств обслуживания и т. п.), N_n – места расположения потребителей (клиентов), c_{ijk} – затраты, связанные с доставкой требуемого количества продукта из пункта $i \in N_m$ в пункт $j \in N_n$ по критерию $k \in N_s$.

Пусть на множестве T непустых подмножеств (траекторий) $T \subset 2^{N_m}$, $|T| \geq 2$, задана вектор-функция $f(t) = (f_1(t), f_2(t), \dots, f_s(t))$, частными критериями которой являются критерии «узкого места»

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

Под s -критериальной задачей размещения центров $Z^s(C)$, где $C = [c_{ijk}] \in \mathbf{R}^{m \times n \times s}$, будем понимать задачу нахождения множества Парето (множества эффективных траекторий) $P^s(C)$. Если число критериев $s=1$ и для любой траектории $t \in T$ выполняется равенство $|t|=p$, где p – целое число, удовлетворяющее неравенствам $1 \leq p \leq m-1$, то наша задача превращается в широко известную задачу о p -центре (p -center problem) (см., например, [1, 2]).

Поскольку исходная информация задачи, как правило, определяется с некоторой степенью точности, то возникают ситуации, при которых сколь угодно малые отклонения в начальных данных влекут значительные искажения искомых решений. Этим и объясняется необходимость дополнительного анализа устойчивости решений. Моделировать неточность исходной информации можно, «возмущая» элементы матрицы C путем сложения ее с матрицами множества $\Omega(\varepsilon) = \{C' \in \mathbf{R}^{m \times n \times s} : \|C'\| < \varepsilon\}$, где $C' = [c'_{ijk}]$,

$\|C'\| = \max \{ \|c'_{ijk}\| : (i, j, k) \in N_m \times N_n \times N_s \}, \quad \varepsilon > 0$. В результате получаем возмущенные задачи $Z^s(C + C')$, $C' \in \Omega(\varepsilon)$, с соответствующими множествами Парето $P^s(C + C')$.

Согласно [3] задачу $Z^s(C)$ назовем T_4 -устойчивой по векторному критерию (в терминологии [4] – квазиустойчивой), если существует такое число $\varepsilon > 0$, что при любой возмущающей матрице $C' \in \Omega(\varepsilon)$ имеет место включение $P^s(C) \subseteq P^s(C + C')$. Тем самым, это – тот тип устойчивости задачи, при котором гарантируется существование такой окрестности исходных данных (матрицы C) в пространстве $\mathbf{R}^{m \times n \times s}$ параметров задачи, что множество Парето всякой возмущенной задачи с параметрами из этой окрестности содержит все эффективные траектории первоначальной задачи.

Введем обозначения

$$N_k(t) = \{(p, q) \in t \times N_n : f_k(t) = \max_{j \in N_n} \min_{i \in t} c_{ijk} = c_{pqk}\},$$

$$t \sqsubset t' \Leftrightarrow N_k(t) = N_k(t'), \quad k \in N_s,$$

$$t \equiv t' \Leftrightarrow f_k(t) = f_k(t'), \quad k \in N_s.$$

Теорема. Векторная задача размещения центров $Z^s(C)$, $s \geq 1$, T_4 -устойчива тогда и только тогда, когда для любых траекторий $t, t' \in P^s(C)$ выполняется импликация $t \equiv t' \Rightarrow t \sqsubset t'$.

При $n=1$ теорема переходит в следующий ранее известный результат.

Следствие [4]. Для того чтобы s -критериальная, $s \geq 1$, комбинаторная задача с частными критериями вида MINMIN

$$f_k(t) = \min_{i \in t} c_{ik} \rightarrow \min, \quad k \in N_s,$$

была T_4 -устойчива, необходимо и достаточно, чтобы для всякой траектории $t \in P^s(C)$ выполнялась формула

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

Здесь $Q^s(t, C) = \{t' \in T \setminus \{t\} : t \equiv t'\}$, $f_k(\emptyset) = +\infty$, $C = [c_{ik}] \in \mathbf{R}^{m \times s}$.

Из следствия, в частности, вытекает, что достаточным условием T_4 -устойчивости векторной задачи с миниминными частными критериями является совпадение множеств Парето $P^s(C)$ и Смейла $S^s(C) = \{t \in P^s(C) : \forall t' \in T \setminus \{t\} \quad (t \not\equiv t')\}$.

Литература

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

ВЛИВ РОЗПОДІЛУ ДОХОДІВ НА ЕКОНОМІЧНЕ ЗРОСТАННЯ.

Гвелесіані А.Г.

Інститут демографії та соціальних досліджень
gvelana@ukr.net

Розподіл доходів має виключне значення для процесу розвитку, оскільки він впливає на злагоду у суспільстві, обумовлює масштаби бідності при будь-якому даному рівні середнього доходу на душу населення, характер впливу економічного зростання на скорочення масштабів бідності, позначається навіть на стані здоров'я людей. Значна кількість зарубіжних досліджень [1] на основі міждержавного регресійного аналізу підтверджують, що більша рівність в розподілі доходів є бажаною як для забезпечення соціальної справедливості, так і для заохочення економічного зростання. Нами була здійснена спроба дослідити вплив розподілу доходів на економічне зростання в Україні. На основі встановлених залежностей було оцінено рівень впливу індексу нерівності та макроекономічних показників:

$$\ln y_t = 4,304 - 0,558 \ln x_{t1} + 0,490 \ln x_{t2},$$

(3,264) (-3,889) (2,451)

де y_t – середньорічні темпи зростання ВВП; x_{t1} – коефіцієнту Джині; x_{t2} – індекс продуктивності праці у промисловості.

Характеристики якості даної моделі наступні: $R^2 = 0,88$, $F = 26,67$, $D-W = 2,4$.

Для пояснення позитивного взаємозв'язку між економічним зростанням та розподілом доходів висувається низка гіпотез, пов'язаних з політичними та економічними ефектами ступеня

нерівності, які вимагають ретельної перевірки. На основі існуючих результатів емпіричних досліджень, можна зробити висновок, що більш егалітарна модель розподілу є сприятливішою для економічного зростання, тобто забезпечення більшої рівності розподілу доходів є доцільним з метою економічного, соціального та демографічного розвитку.

Література

[1] Bourguignon, F., 1996. "Equity and economic growth: permanent questions and changing answers?", DELTA Working Papers 96-15, p. 98-103. Roland Benabou Inequality and Growth (1996). NBER, WP 5658, p. 11-74. Alesina, A., Rodrik, D., 1994. "Distributive Politics and Economic Growth," The Quarterly Journal of Economics, MIT Press, vol. 109(2), p. 465-90.

МЕТОД БАГАТОРІВНЕВОГО ЗАХИСТУ ПРОЕКТНОЇ ІНФОРМАЦІЇ ДЛЯ ПЕРЕДАЧІ ЇЇ ПО ВІДКРИТИХ КАНАЛАХ ЗВ'ЯЗКУ.

Герус В.А.

(Національний університет водного господарства та природокористування, м. Рівне)

gerus@rivne.com.ua

Серед актуальних проблем по захисту інформації, найважливішим аспектом безпеки даних є закриття її вмісту від доступу з боку неавторизованого користувача, тобто необхідності забезпечення конфіденційності даних. При цьому захисту підлягають не лише самі дані, але і їх описи (схеми, під схеми). Окрім того, додатково до забезпечення конфіденційності проектних даних необхідно забезпечити і захист зв'язків між ними, оскільки зв'язки між даними вказують на характер їхньої обробки, або на те, з якою метою ці дані можна використовувати. Запропоновано метод шифрування проектних даних з подальшою передачею їх по відкритих каналах зв'язку.

З огляду на забезпечення безпеки інформації найважливіші положення зводиться до наступного [1,2]:

- дані мають бути захищені від спотворення, викрадення чи інших форм руйнування (система має бути недоступною для

несанкціонованого втручання; або процес імовірного втручання повинен бути максимально ускладненим);

- дані мають бути відновлюваними на випадок збою системи обробки (система має мати передбачений контроль дій користувача з огляду на санкціонованість її виконання);
- дані мають бути контрольованими (контроль за роботою користувача має здійснюватися так, щоб його помилкові, а, особливо, зловмисні дії могли б ідентифікуватися із високим ступенем вірогідності);

Найчастіше витік інформації здійснюється під час її передачі між виконавцем і замовником. Саме для вирішення цієї проблеми розроблено метод багаторівневого захисту інформації, який дозволяє підвищити ступінь захисту даних на етапі розробки проекту та при його передачі до замовника. На рис. 1 зображена структура даного методу:

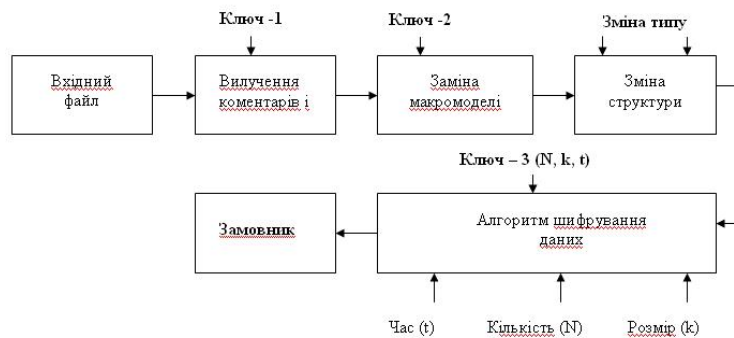


Рис.1. Структурна схема багаторівневого кодування у системі проектування даних.

У запропонованому алгоритмі найважливішим являється 4-й крок (алгоритм шифрування даних) на якому передбачено можливість внесення додаткової інформації (певного об'єму, або такої що дозволить неправильно трактувати дані), а також передбачається знищення структури початкового файлу, що дозволяє здійснити розбиття файлу на блоки та сформувати спискову структуру, яка визначається ключем шифрування. Ще одним із важливих кроків в даному алгоритмі являється операція перемішування блоків файлу за заданим алгоритмом з відповідною модифікацією ключа.

Після чого отриманий файл може передаватися по відкритих каналах зв'язку.

Особливістю даного методу є його унікальна стійкість а також надійність при спробах розкодуванні або отримання наближених даних для можливості читання інформації.

Література

1. Haygazum Hayka, Ingo Morche, Integrated Electromechanical Design, COMPUTER GRAPHICS topics 6/96 Vol.8
2. Database Security In Oracle8, An Oracle Technical White Paper, 1999

СТРАТЕГІЯ УЗАГАЛЬНЕНОГО ЛІДЕРСТВА У РОЗВ'ЯЗАННІ КЛАСИЧНОГО ПАРАДОКСУ ДЛЯ СИМЕТРИЧНОЇ ДУОПОЛІЇ

Горбачук В.* , Гаркуша Н.**

*Інститут кібернетики імені В.М. Глушкова НАН України

**Київський національний університет імені Т. Шевченка

*GorbachukVasyl@netscape.net

**NGarkusha@unicyb.kiev.ua

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

Коли фірми кооперуються для монопольної (monopoly) ціни, то кожна обирає обсяг $q^m = (a - c)/(4b)$ й дістає прибуток π^m ; коли фірми конкурують за Курно (Cournot), то кожна обирає обсяг $q^C = (a - c)/(3b)$ й дістає прибуток π^C ; коли $q_1 = q^m$, $q_2 = q^C$, то

$$\pi_1 = \pi^{mC} = 5(a - c)^2 / (48b) < (a - c)^2 / (9b) = \pi^C, \quad (1)$$

$$\pi_2 = \pi^{Cm} = 5(a - c)^2 / (36b) > (a - c)^2 / (8b) = \pi^m. \quad (2)$$

Якщо фірма $i = 1, 2$ незалежно обирає обсяг q^m та q^C з імовірністю p_i та $(1 - p_i)$ відповідно, то сподіваний прибуток фірми 1 становить

$E(\pi_1) = (1 - p_1)(1 - p_2)\pi^C + p_1p_2\pi^m + p_1(1 - p_2)\pi^{mC} + (1 - p_1)p_2\pi^{Cm}$
 з похідною $\partial E(\pi_1)/\partial p_1 = p_2(\pi^m - \pi^{Cm}) + (1 - p_2)(\pi^C - \pi^{mC})$,
 яка в силу (1), (2) від'ємна при $p_2 \in (0,1)$. Звідси $p_1^{opt} = 0$ в
 оптимальній (optimal) змішаній стратегії фірми 1; аналогічно
 $p_2^{opt} = 0$ [3]. Таким чином, кожна фірма обирає стратегію q^m
 кооперації з імовірністю 0 і дістає $\pi^C < \pi^m$, що є парадоксом,
 відомим як Prisoner's Dilemma [1].

Розв'язання цього парадоксу означає вибір стратегії кооперації з
 додатною ймовірністю в оптимальній змішаній стратегії.
 Вживання та розвиток популяції потребує вибору стратегії
 кооперації з ненульовою ймовірністю [2]. Замість стратегії q^C
 конкуренції за Курно розглянемо стратегію $q^G = \gamma(a - c)/b$,
 $\gamma \in [1/3, 1/2]$, узагальненого (generalized) лідерства [3, 4]: коли
 $q_1 = q_2 = q^G$, то кожна фірма дістає прибуток π^G ; коли $q_1 = q^m$,
 $q_2 = q^G$, то

$$\pi_1 = \pi^{mG} = (a - c)^2(3 - 4\gamma)/(16b) > (a - c)^2\gamma(1 - 2\gamma)/b = \pi^G, \quad (3)$$

$$\pi_2 = \pi^{Gm} = (a - c)^2(3 - 4\gamma)\gamma/(4b) \geq \pi^{Cm} \text{ при } \gamma \in [1/3, 5/12]. \quad (4)$$

Умова (4) пояснює, чому вибір обсягу q^G не гірший вибору обсягу
 q^C . При цьому сподіваний (expected) прибуток фірми 1 становить

$$E(\pi_1) = (1 - p_1)(1 - p_2)\pi^G + p_1p_2\pi^m + p_1(1 - p_2)\pi^{mG} + (1 - p_1)p_2\pi^{Gm}$$

з похідною $\partial E(\pi_1)/\partial p_1 = p_2(\pi^m - \pi^{Gm}) + (1 - p_2)(\pi^G - \pi^{mG})$,
 з додатності якої в силу (2), (4) випливає нерівність (3),
 тобто $\gamma > 3/8$.

Похідна $\partial E(\pi_1)/\partial p_1 = 32(\gamma - 3/8)(\gamma - 1/4) - 16p_2(\gamma - 1/4)^2$
 додатна при $p_2 < (8\gamma - 3)/(4\gamma - 1)$ і від'ємна при
 $p_2 > (8\gamma - 3)/(4\gamma - 1)$. Через симетрію

$$p_1^{opt} = p_2^{opt} = (8\gamma - 3)/(4\gamma - 1) = 2 - 1/(4\gamma - 1) \in (0, 1/2]$$

в оптимальних змішаних стратегіях фірм, де $\gamma \in (3/8, 5/12]$ в
 силу (3), (4): чим більше значення γ міри лідерства, тим більша
 ймовірність p_1^{opt} вибору стратегії q^m кооперації в оптимальній

змішаній стратегії. При цьому кожна фірма з додатною імовірністю обирає стратегію кооперації і дістає прибуток $E(\pi_1)$, більший π^G :
 $sign[E(\pi_1) - \pi^G] = sign[(4\gamma - 1)^2(3 - p_1^{opt})] = sign[\gamma(4\gamma - 1)] > 0$.
 Зазначимо, що природний розвиток еколого-економічної системи передбачає певну її (само)організацію, зокрема лідерство.

Література

1. Axelrod R. The evolution of cooperation. – BasicBooks, 1984.–241 p.
2. Ляшенко І.М., Коробова М.В., Столяр А.М. Основи математичного моделювання економічних, екологічних та соціальних процесів. – Тернопіль: Богдан, 2006. – 304 с.
3. Горбачук В.М. Смешанные стратегии кооперации и обобщенного лидерства для выпусков симметричной дуополии // Проблемы управления и информатики. – 2007. – № 4. – С. 115–120.
4. Горбачук В.М. Равновесие Курно–Нэша в условиях асимметричной неопределенности как обобщенное равновесие Курно–Штакельберга– Нэша // Кибернетика и системный анализ. – 2007. – № 4. – С. 3–10.

ЗАСТОСУВАННЯ R/S АНАЛІЗУ ДЛЯ ПЕРЕВІРКИ ГІПОТЕЗИ ПРО ЦИКЛІЧНІСТЬ УРОЖАЙНОСТІ ЗЕРНОВИХ КУЛЬТУР

Грицюк П. М.

Національний університет водного господарства
та природокористування, м. Рівне
gritsuk@rv.uar.net

Поряд із кореляційним та спектральним аналізом одним із потужних методів дослідження довготермінової пам'яті у часових рядах та з'ясування ступеня їх фрактальності є застосування R/S аналізу (R -розмах, S -стандартне відхилення). Запропонований Херстом алгоритм R/S -аналізу [1] обчислює середнє значення показника Херста $H \in (0,1)$, глибину пам'яті і довжини циклів. Якщо показник H приблизно дорівнює 0.5 – це свідчить про те, що ряд описує випадкове блукання. Коли H відрізняється від 0.5 – це означає, що кожне спостереження містить довгострокову “пам'ять” про минулу поведінку ряду. Якщо $0.5 \leq H \leq 1$ - ряд буде додатнокорельованим (персистентним), або ж трендостійким. Чим

більшими є глибина пам'яті і показник Херста, тим кращою є трендовитість часового ряду і, тим більше підстав для його надійного прогнозування. Дослідження, проведені останнім часом, свідчать, що багато фінансово-економічних часових рядів, таких, як курси акцій, валютні курси, фондові індекси та інші економічні індикатори, мають статистику Херста більшу від 0.5, тобто мають фрактальну структуру, або довгострокову пам'ять.

У даній роботі досліджуються ефекти довготривалої пам'яті у часових рядах врожайності озимої пшениці. Вихідними даними служили значення врожайності за останні 51 років для областей України. У роботі [2] було показано, що процесу зерновиробництва є властивою циклічність. Тривалість основних циклів складає 74, 16 та 4 роки. Взявши за основу класифікації кореляцію часової динаміки врожайності озимої пшениці ми виділили групу 18 областей, однорідних у вказаному відношенні. В результаті було отримано об'єднаний просторово-часовий ряд урожайності, який складається з 918 елементів.

При дослідженні об'єданого ряду було отримано значення показника Херста $H = 0.86$. Така оцінка свідчить про наявність довгочасової пам'яті і високий рівень прогнозованості досліджуваного часового ряду. Підтвердженням такого висновку є тест на перемішування ряду, після якого було отримано значення $H = 0.60$. Це означає, що після перемішування внаслідок руйнування структури, ряд майже повністю втрачає довгострокову пам'ять. В [2] було запропоновано полігармонічну модель урожайності, яка представляє ряд урожайності у вигляді суми декількох гармонік з періодами, вказаними вище. Якщо відповідні гармоніки дійсно представляють детерміновану частину ряду, вилучення цих гармонік повинно приводити до зменшення показника Херста. Значення показника Херста, отримані нами для основного ряду і рядів, які утворюються після виділення перших трьох гармонік (рядів залишків) дорівнюють: 0.86, 0.82, 0.88, 0.73. Як бачимо, зменшення не є монотонним, що можна пояснити впливом стохастичних шумів, присутніх у досліджуваному ряду. Для виявлення прихованої динаміки системи необхідно відфільтрувати високочастотні шуми, які є проявами стохастичної поведінки системи. У якості фільтра низьких частот ми використали згортку через перетворення Фур'є. Ядром згортки служила функція $K(x, \sigma) = \exp(-x^2 / 2\sigma^2)$. Тут x - елементи ряду

урожайності, σ - параметр, що визначає ширину частотного вікна $w = \sigma \cdot \sqrt{32 \lg(2)}$. Ми використовували значення $w = 12$. Алгоритм фільтрування складався з наступних кроків: 1. Перетворення Фур'є початкового ряду; 2. Перетворення Фур'є ядра згортки; 3. Множення отриманих перетворень; 4. Обернене Фур'є-перетворення добутку. Алгоритм було реалізовано засобами пакету Mathematica 4.1.

Значення показника Херста для згладженого ряду і рядів його гармонічних залишків дорівнюють: 0.86, 0.83, 0.70, 0.75. Зменшення показника Херста H для рядів перших двох залишків є підтвердженням адекватності полігармонічної моделі згладженого ряду урожайності для випадку перших двох гармонік з періодами 72 і 16 років.

Література

[1] Hurst H.E. Long-term Storage of Reservoirs // Transactions of the American Society of Civil Engineers, 116, 1951. [2] Вітлінський В.В., Грицюк П.М. Дослідження динаміки урожайності озимої пшениці для областей України // Моделювання та інформаційні системи в економіці. Вип.76. – К.:КНЕУ, 2007.

О СХОДИМОСТИ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОСТИ ФУНКЦИИ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ, ПОРОЖДЕННОЙ СТАЦИОНАРНОЙ ДВОИЧНОЙ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОСТЬЮ

Губеладзе А.К.

Киевский национальный университет имени Тараса Шевченко

$\{\xi_i, i \geq 1\}$ – стационарная (в узком смысле) последовательность случайных величин, $\xi_i \in \{0, 1\}$. $\xi^{(n)} = \sum_{i=1}^n \xi_i / 2^i = 0, \xi_1 \dots \xi_n$;
 $\xi = \sum_{i=1}^{\infty} \xi_i / 2^i = 0, \xi_1 \xi_2 \dots$ – случайные величины со значениями из единичного сегмента $[0; 1]$, определенные в двоичной системе счисления случайными величинами последовательности $\{\xi_i; i \geq 1\}$.
 $F_n(t)$ и $F(t)$ – функции распределения случайных величин $\xi^{(n)}$, ξ соответственно. $F(t)$ является пределом последовательности

$\{F_n(t); n \geq 1\}$. $a_n = 0, \alpha_1 \dots \alpha_n$ – точка из единичного сегмента, записанная в двоичной системе счисления, $\alpha_i \in \{0; 1\}$, $i \geq 1$. Вероятность точки a_n определяется следующим образом:

$$\begin{aligned} p\{a_n\} &= p\{\xi^{(n)} = a_n\} = p\{0, \xi_1 \dots \xi_n = 0, \alpha_1 \dots \alpha_n\} = \\ &= p\{\xi_1 = \alpha_1; \dots; \xi_n = \alpha_n\} = p_{\alpha_1 \dots \alpha_n}. \\ F_n(t) &= p\{\xi^{(n)} < t\} = \sum_{0, \alpha_1 \dots \alpha_n < t} p_{\alpha_1 \dots \alpha_n}; \quad F(t) = p\left\{\sum_{i=1}^{\infty} \frac{\xi_i}{2^i} < t\right\}. \end{aligned}$$

Следующие результаты относятся к сходимости последовательности функции распределения $\{F_n(t); n \geq 1\}$.

Теорема 1. Пусть $F_n(t)$ и $F(t)$ – функции распределения отвечающие стационарной эргодической последовательности $\{\xi_i; i \geq 1\}$. $F(t)$ – функция распределения с точками разрыва $\{a_1, \dots, a_m\}$. Тогда последовательность функций распределения $\{F_n(t); n \geq 1\}$ сходится к функции распределения $F(t)$ по мере Лебега, для любого $\varepsilon > 0$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mu(t / F_n(t) - F(t) \geq \varepsilon) = \lim_{n \rightarrow \infty} \mu(t / F_n(t) - F(t) = m^{-1}) = 0.$$

В классе функций распределения стационарных последовательностей $\{\xi_i\}$ $F(t)$ – единственная функция распределения, являющаяся пределом последовательности $\{F_n(t); n \geq 1\}$.

Теорема 2. Пусть $F_n(t)$ и $F(t)$ – функции распределения, определенные в теореме 1. Тогда последовательность функции распределения $\{F_n(t); n \geq 1\}$ сходится слабо к функции распределения $F(t)$. Для любой непрерывной на сегменте $[0; 1]$

$$\text{функции } g(t), \text{ имеет место равенство } \lim_{n \rightarrow \infty} \int_0^1 g(t) dF_n(t) = \int_0^1 g(t) dF(t).$$

В классе функций распределения стационарных последовательностей $\{\xi_i\}$ $F(t)$ – единственная функция распределения, являющаяся пределом (в указанном смысле) последовательности $\{F_n(t); n \geq 1\}$.

Литература

- [1] Гихман И.И., Скороход А.В. Введение в теорию случайных процессов. – М.: Наука, 1977.
- [2] Губеладзе А.К. Согласованность вероятностных мер стационарных двоичных последовательностей // Тезисы междунар. конференции PDMU-2007. Черновцы, Украина, 21-25 мая 2000 г.
- [3] Феллер В. Введение в теорию вероятностей и ее приложения. Т.2. – М.: Мир, 1984.

ОПТИМАЛЬНІ ОЦІНКИ СЕРЕДНЬОГО ЗНАЧЕННЯ ВИПАДКОВИХ ВЕКТОРІВ В УМОВАХ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ

Демиденко Сергій

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

s.demidenko@gmail.com

Припустимо, що спостерігається реалізація випадкових векторів $\eta_k \in R^N$ із середніми значеннями $M\eta_k = H_k x + D_k f$, де x та f - невідомі параметри із евклідових просторів, H_k, D_k - матриці відповідних розмірностей, та кореляційними матрицями $M(\eta_k - M\eta_k)(\eta_j - M\eta_j)^T = R_{kj}$.

Відомо, що вектори x та f належать множинам G_1, G_2 - відповідно. Для спеціального вигляду множин G_1, G_2 досліджується лінійні мінімаксні середньоквадратичні оцінки вигляду $g = V_1 x + V_2 f$ де V_1, V_2 - відомі матриці. Розроблені алгоритми знаходження наближених оцінок.

В тому випадку коли $R_{kj} = 0$ вивчаються апостеріорні множини значень вектора g та оптимальні за деякими критеріями оцінки.

Розглянуто також спеціальні випадки, коли середнє значення вектора η_k є періодичною послідовністю.

ОПТИМІЗАЦІЯ РОЗВ'ЯЗКІВ СИСТЕМ ЛІНІЙНИХ ДИФЕРЕНЦІАЛЬНИХ РІВНЯНЬ З ВИПАДКОВИМИ КОЕФІЦІЄНТАМИ

Джалладова І.А.

Київський Національний Економічний Університет
irada-05@mail.ru

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

Розглядається лінійна система керування

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

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

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

де $Q(t, \zeta(t))$ і $L(t, \zeta(t))$ — симетричні додатньо визначені матриці з напівмарковськими елементами.

Припускаємо, що оптимальне керування подається виразом

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

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

Увівши позначення

$$G(t, \zeta(t)) \equiv A(t, \zeta(t)) + B(t, \zeta(t))S(t, \zeta(t)),$$

$$H(t, \zeta(t)) \equiv Q(t, \zeta(t)) + S^*(t, \zeta(t))L(t, \zeta(t))S(t, \zeta(t)),$$

дістанемо систему лінійних диференціальних рівнянь

$$\frac{dX(t)}{dt} = G(t, \zeta(t))X(t), \quad (4)$$

для якої знайдемо значення функціоналу

$$v = \int_0^{\infty} \langle X^*(t)H(t, \zeta(t))X(t) \rangle dt. \quad (5)$$

Припустимо також, що при кожному стрибку випадкового процесу $\zeta(t)$ у момент часу t_j розв'язок системи рівнянь (4) має стрибок $X(t_j + 0) = C_{sk}X(t_j - 0)$ ($s, k = 1, \dots, n$), якщо $\zeta(t_j + 0) = \theta_s$, $\zeta(t_j - 0) = \theta_k$.

Для обчислення функціоналу (5) використовуємо формулу

$$v = \sum_{k=1}^n C_k \circ D_k(0) = \sum_{k=1}^n \int_{E_m} v_k(X) f_k(0, X) dX,$$

де $v_k(X) \equiv X^* C_k X$ ($k=1, \dots, n$) — основні стохастичні функції Ляпунова.

Знаходимо вираз для оптимального керування

$$U_s(t) = -\psi_s^{-1}(t) L_s^{-1}(t) B_s^*(t) K_s(t) X_s(t) \quad (s=1, \dots, n), \quad (6)$$

де симетричні матриці $K_s(t)$ задовольняють систему матричних диференціальних рівнянь

$$\begin{aligned} \frac{dK_s(t)}{dt} = & -\psi_s(t) Q_s(t) - A_s^*(t) K_s(t) - \\ & - \sum_{k=1}^n q_{ks}(t) C_{ks}^* C_k C_{ks} + K_s(t) B_s(t) \psi_s^{-1}(t) L_s^{-1}(t) B_s^*(t) K_s(t) \quad (s=1, \dots, n) \end{aligned} \quad (7)$$

Системи рівнянь (6), (7) визначають необхідні умови оптимальності розв'язків системи керування (1). Доведено теорему:

Теорема. Нехай коефіцієнти системи керування (1) є напівмарковськими функціями, $\zeta(t)$ - напівмарковський процес з інтенсивностями $\psi(t)$. Тоді оптимальне керування, що мінімізує функціонал (2), визначається із системи рівнянь (7), де матриці $K_s(t)$ є розв'язками системи рівнянь типу Ріккати.

Вираз у дужках у системі рівнянь (8) визначається властивостями випадкового процесу $\zeta(t)$ і стрибками розв'язків у випадкові моменти часу. Якщо системи керування (1) - детерміновані, то $q_{ks}(t) \equiv 0$, $\psi_s'(t) \equiv 0$ ($k, s=1, \dots, n$) і системи рівнянь (7) збігаються із звичайною системою рівнянь типу Ріккати.

СИСТЕМА УПРАВЛЕНИЯ ПРОЦЕССАМИ КЛИНИЧЕСКОЙ ДИАГНОСТИКИ В УСЛОВИЯХ НЕОПРЕДЕЛЁННОСТИ

И.Н.Долгополов

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

Проблему неопределённости в клинической медицине можно дифференцировать на следующие разделы: принципиальную неопределённость (например, уровень биофизических коррекций

квантовой геронтологии); неопределённость, обусловленную общим количеством рассматриваемых объектов и их состояний, (более чем 10^9); вызванную недостатком информации или её недостоверностью в силу разных причин; порождаемую высокой платой за определённость, недостатком опыта и знаний лица принимающего решения (ЛПР); связанную с ограничениями процесса принятия решений (по времени, объёму задействованных средств диагностических технологий (СДТ) и др.); вызванную поведением среды функционирования объекта, взаимным действием лекарственных препаратов на него и стратегией поведения болезни.

Сформулирована задача управления процессами проведения клинической диагностики (КД): имеется совокупность инструментальных, клинических и биохимических исследований постановки диагноза, что дает первичную информацию о состоянии распознаваемого объекта, которая в результате индуктивного обобщения позволяет установить предварительный диагноз с набором правдоподобных гипотез. В дальнейшем последовательно и целенаправленно определяются необходимые признаки. При необходимости цикл сбора и распознавания многократно повторяется до полного узнавания состояния объекта в объеме достоверного диагноза. Рассмотренные в работе понятия позволяют построить алгоритм управления процессами КД в виде правила целенаправленного поиска решений, обеспечивающего разработку оптимального плана проведения диагностических мероприятий. Это позволяет определить, какие признаки необходимо актуализировать и какие СДТ использовать на каждом шаге мероприятий КД [1]. Полученные результаты позволяют констатировать, что современная реализация процедур распознавания объектов КД на основе использования системы управления процессами клинической диагностики, объединяющей идеологию индуктивного обобщения и дедуктивной обработки ряда приоритетных гипотез, требует построения таких технологий, которые относятся к классу кибернетических систем, способных к целенаправленному управлению всеми процессами постановки диагноза при помощи оптимизации диагностической траектории для всех классов болезней выбранной ПрО клинической медицины.

Литература

[1]. Долгополов И.Н. Автоматизированная система управления диагностическим процессом // Зб. праць Міжнар. семінару з індуктивного моделювання. МСІМ-2005. — Київ, 2005.

СИСТЕМИ ВІЗУАЛІЗАЦІЇ ІНФОРМАЦІЇ ДЛЯ ПІДТРИМКИ ПРИЙНЯТТЯ РІШЕНЬ

Доленко Г.О.

Київський Національний університет ім. Т.Г.Шевченка
galinadolenko2006@yandex.ru

В даній роботі був досліджений ринок систем візуалізації даних [1] з ціллю об'єднання візуальних інструментів з певними методами підтримки прийняття рішень [2]. Така інтеграція може значно допомогти в створенні зручного інтерфейсу користувача та відкритті нових знань.

З великої кількості цікавих з точки зору прикладної візуалізації програмних комплексів були вибрані наступні: Inxight Smart Discovery VizServer, Axon Idea processor, Corel iGrafx Flow Charter, XMDV Tool.

Ці програмні комплекси можуть бути легко інтегровані у різні прикладні програми, що підтримують прийняття рішень, зокрема, які будуються на методах ієрархічної, системної, багатокритеріальної оптимізації.

Так методи багатокритеріальної і системної оптимізації природньо інтегруються з техніками візуалізації, як матриці розсіювання (scatterplot matrices), паралельні координати (parallel coordinates), гліфи-зірки (star glyphs), відповідно, методи ієрархічної оптимізації – з техніками проекційного переслідування (projection pursuit) та представлення шар за шаром (stacked displays). Ефективність прийняття рішень підвищується та інтерфейс користувача стає зручнішим при комбінації різних методів візуалізації та технік взаємодії. Це надає особі, що приймає рішення (ОПР), можливість безпосередньо взаємодіяти з представленнями інформації та динамічно змінювати їх згідно до цілей дослідження.

В доповіді аналізується як застосування конкретних технологій візуалізації та взаємодії в вибраних алгоритмах оптимізації буде сприяти підвищенню якості, оперативності та зручності процесу прийняття рішень для користувача.

Література

[1] Keim D., Ward M. Intelligent Data Analysis.– pp. 403-427, 2003.

[2] Ларичев О.И. Теория и методы принятия решений. Логос, – 296 с., 2000.

ГОК- ОЦІНЮВАЧ: МНОЖИННИЙ ВАРІАНТ ОЦІНЮВАННЯ

Донченко В.С.
voldon@unicyb.kiev.ua

В доповіді розглядається проблема коректності використання Гок-оцінювача в ситуації, коли у вибірці представлено одночасно декілька об'єктів. Незважаючи, що з самого початку інженерний засіб обробки зображень, яким є перетворення Гока (ПГ) [1] (обговорення основних проблем див. у [2]), задумувався та реалізовувався як засіб виявлення декількох прямих, одночасно представлених на зображенні, і досі дискутується питання про те, чи є його застосування коректним для досягнення проголошеної мети. Одним з варіантів обходу згаданої проблеми є пропозиція Ріссе [2] про використання ПГ у варіанті „абсолютному”, а не „локальному”: оцінювання одної, „найбільше представленої” прямої, вилучення точок, що їй відповідають та наступним рекурентним застосуванням „абсолютного” варіанту оцінювання. Згадана проблема розв'язується позитивно, зв'язно, за певних обмежень на збурення у спостереженнях кривих $y = g_{\theta}(x) + \varepsilon$, $x \in X$, $\theta \in \Theta$, представлених на зображенні.

Теорема. В позначеннях [4] за скінченної представленості параметрів та аргументів у граничній вибірці асимптотичний вигляд нормованої радіусом акумуляторної функції визначається виразом, в якому ПГ незбурених спостережень „розмиваються” щільністю помилки спостережень.

З цього випливає коректність використання ПГ в локальному варіанті, зокрема, для симетричних, опуклих за Андерсеном[5] розподілів.

Література.

- 1.Hough P.V.C. Method and Means for Recognizing Complex Patterns. - U.S. Patent 3069354, 1962.
- 2.Xu L., Oja E. Further Developments on RHT: Basic Mechanisms, Algorithms, and Computational Complexities.// ICPR(92): Proceedings, International Conference on Pattern Recognition.– Vol.1. –1992.–P.125-132.
- 3.Risse T. Hough Transformation for line recognition: complexity for evidence accumulation and cluster detection.// Computer Vision, Graphics and Image Processing. – Vol.46 –1989.–P.327-345.

4. Donchenko V.S. The Hough Transform and uncertainty. // International Journal on Information Theory and Applications. – Vol.10, №4. – 2003 (Bulgaria). – P.376-380.
5. Anderson T.W. The integral of a symmetric random functions over symmetric convex sets // Proc. Amer. Math. Soc. – № 6. – 1955. – P.170-175.

ФОРМИРОВАНИЕ МНОЖЕСТВА ТОЧЕК, СООТВЕТСТВУЮЩИХ ГОРИЗОНТАЛЬНЫМ ЛИНИЯМ НА ПОВЕРХНОСТИ ЗЕМЛИ, С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ ВЕЙВЛЕТ-АНАЛИЗА.

Еремеев В. С., Кузьминов В. В.

Мелитопольский государственный педагогический
университет

Построение линий одинакового уровня на поверхности Земли является актуальной задачей в системах мониторинга и точного земледелия на орошаемых площадях. Точное рассмотрение задачи встречается с большими трудностями. Во многих случаях для эффективного построения элементов микрорельефа оказывается достаточным получение информации о принадлежности точек линии уровня некоторой области на плоскости в вероятностном аспекте с заданным уровнем значимости. Настоящая работа посвящена решению этой задачи с использованием вейвлет-анализа. Пусть задан участок поверхности, на котором нанесена «многомасштабная» координатная сетка, в узлах которой известна высота данной точки $h(x_i, y_j)$ над уровнем моря.

Задача интерполирования, т. е. определения $h(x, y)$ во всех точках заданной области Q сводится к решению следующих задач:

- 1) Выбор масштабов «многомасштабной» сетки.
- 2) Получение и преобразование координат, измеренных GPS-системой.
- 3) Построение аппроксиманта линии уровня и линеаризованной составляющей поверхности.
- 4) Нахождение вейвлет-коэффициентов функции отклонения поверхности от линеаризованной составляющей.
- 5) Построение распределений вейвлет-коэффициентов каждого масштаба.



6) Построение области, инцидентной точкам горизонтали с заданным уровнем значимости.

Предложенное в работе вейвлет-преобразование использовалось для формирования множества точек, инцидентного линиям уровня, с заданной вероятностью путём многомасштабной организации сетки. Это позволило найти стохастическую функцию уровня линий от двух переменных в виде суммы элементарных составляющих разных масштабов и представить результаты в статистическом виде. Для проведения вычислений составлена программа. Эффективность предложенного метода проводилась путём сравнения вычисленных значений с экспериментальными данными, полученными на земельном участке.

СИСТЕМНИЙ АНАЛІЗ ФРАГМЕНТІВ МОВНОЇ КАРТИНИ СВІТУ В УМОВАХ БІЛІНГВІЗМУ

Загородній Ю.В., Загородня О.Ф.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка,
Державна академія статистики, обліку та аудиту
yuzagor@ukr.net

Дійсність існує в свідомості як певна система значень (понять), яка, з одного боку, реалізується в мові суб'єкта (тоді ми говоримо про мовну картину світу), з іншого – обумовлює емоційні та поведінкові реакції людини на її оточення. Вивчення фрагментів

поняттєвих систем (систем значень індивіда) є досить актуальним в сучасній науці. Одним з методів вивчення таких систем є метод вільного асоціативного експерименту, детально описаний в багатьох роботах вітчизняних та зарубіжних авторів [1]. Оскільки вільний асоціативний експеримент дає досить різноманітні результати (слова-реакції на задані слова-стимули різняться між собою значенням, граматичними категоріями тощо), проблемною рисою даного методу на рівні з його цінністю є обробка даних та їх систематизація. Обробка даних вільного асоціативного експерименту традиційно включає виявлення ядерних та периферійних реакцій-асоціатів на слово-стимул шляхом обчислення індексу яскравості асоціата (міра семантичної близькості реакції до стимулу).

Метою наших досліджень була автоматизація [2] проведення та обробки результатів вільного асоціативного експерименту для вивчення фрагментів мовної картини світу та орієнтації сучасної молоді в умовах українсько-російського та російсько-українського білінгвізму (в залежності сприйняття понять від мови, що їх оформлює), а також, в перспективі, зрізом залежності прийняття понять від статі реципієнта (гендерний аспект). Спроектowana інформаційна система в середовищі програмування Delphi, розробка якої потребувала пошуку нових можливостей обробки асоціатів, їх класифікації та системного аналізу їх взаємозв'язків.

Література

- [1] Горошко Е.И. Интегративная модель свободного асоциативного эксперимента. – М.: «Эксмо», 2001. – 240 с.
- [2] Клир Дж. Системология. Автоматизация решения системных задач. – М.: «Радио и связь», 1990. – 544 с.

ОЦІНКА ЧАСОВОЇ ІЄРАРХІЇ В СИСТЕМАХ, ЩО РОЗВИВАЮТЬСЯ

Загородній Ю.В., Ковальчук О.Ф.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
yuzagor@ukr.net, fomina_olena@ukr.net

В даній роботі приймемо всі позначення і терміни, приведені в [1]. Підмножини $D_{ijh} = \{d_{ijhk}, k = \overline{1, l_i}\}$ рецепторів (зв'язків) системи відображають алгоритми обробки інформації, що надходить до елементів системи $x_{ijh} \in X_{ij}$, $j = \overline{1, n}$, $i = \overline{0, j}$, $h = \overline{1, n_{ij}}$, $l_i \in \mathbb{N}$ – кількість рецепторів елемента якості $i = \overline{0, n}$. Рецептор d_{ijhk} , $i = \overline{0, n}$, $j = \overline{1, n}$, $h = \overline{1, n_{ij}}$, $k = \overline{1, l_i}$ може перебувати в одному з $2^{q_{ik}}$ станів, що характеризуються двійковим числом $d_{ijhk}^1 d_{ijhk}^2 \dots d_{ijhk}^{q_{ik}}$ довжини $q_{ik} \in \mathbb{N}$, яку будемо вважати фіксованою для певної якості i та номеру рецептора k . Довжина q_{ik} рецептора d_{ijhk} , яку назовемо довжиною технологічного циклу обробки інформації відповідного елемента, збільшується на кожному новому підрівні системи j . З появою нового підрівня j до елементів системи $x_{ijh} \in X_{ij}$ надходить енергія нової якості $i = \overline{0, j}$. Вводимо поняття часу (такту) обробки інформації, що є функцією від довжини технологічного циклу і значення енергії, яка йде на обробку інформації: $T = T(q_{ik}, W_i)$.

В роботі досліджується співвідношення тактів обробки інформації з урахуванням ієрархії часових констант [2], що дає можливість елементам більш високого підрівня приймати рішення по управлінню технологічними циклами елементів нижчих підрівнів. Оцінюється часова ієрархія обробки інформації на різних підрівнях в системах, що розвиваються.

Література

- [1] Загородній Ю.В., Ковальчук О.Ф. Про один підхід до моделювання розвитку систем // Вісник КУ. Серія: фіз-мат науки, 2007. – Випуск № 1.
- [2] Жирмунский А.В., Кузьмин В.И. Критические уровни в развитии природных систем. – Л.: Наука, 1990. – 223 с.

**АЛГОРИТМ РОЗВ'ЯЗУВАННЯ КРАЙОВОЇ ЗАДАЧІ
ПАРАБОЛІЧНОГО ТИПУ ЗІ ЗМІННИМИ
КОЕФІЦІЄНТАМИ, ЯКИЙ БАЗУЄТЬСЯ НА ТЕОРІЇ
РОЗВ'ЯЗУЮЧИХ ОПЕРАТОРІВ**

Зінько П.М.

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

В роботах [1–2] запропоновані явні та неявні схеми для знаходження наближеного розв'язку крайової задачі параболічного типу зі змінними коефіцієнтами, які ґрунтуються на теорії розв'язуючих операторів. В даній роботі будується явна різницєва схема для першої крайової задачі параболічного типу, де змінний коефіцієнт k залежить від просторової змінної x і часу t :

знайти в прямокутнику $\bar{D} = (0 \leq x \leq 1, 0 \leq t \leq T)$ розв'язок $u(x, t)$ рівняння

$$\frac{\partial u(x, t)}{\partial t} = \frac{\partial}{\partial x} \left(k(x, t) \frac{\partial u(x, t)}{\partial x} \right) + \varphi(x, t), \quad (1)$$

який задовольняє початковій умові

$$u(x, 0) = \mu(x), \quad 0 \leq x \leq 1 \quad (2)$$

і крайовим умовам

$$u(0, t) = \eta_1(t), \quad u(1, t) = \eta_2(t), \quad 0 \leq t \leq T. \quad (3)$$

Вводячи сітку ω_Δ на відріzk $0 \leq x \leq 1$ і використовуючи відомі формули апроксимації першої та другої похідних по x функції $u(x, t)$, крайову задачу (1)–(3) зводимо до задачі Коші

$$\frac{du(t)}{dt} = f(u(t), t), \quad u(0) = (\mu(x_1), \dots, \mu(x_{N-1})), \quad (4)$$

де $u(t) = (u(x_1, t), \dots, u(x_{N-1}, t))'$.

Для знаходження наближеного розв'язку задачі (4) використовується формула типу "прогноз-корекція"

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

де $h > 0$ – крок інтегрування системи (4), $p(\tau)$ – "прогнозна" функція, яка в даній роботі має вигляд

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

Наближене значення $u(t+h)$ апроксимує розв'язок задачі Коші (4) з похибкою $O(h^3)$.

Література

1. Зін'юк П.М. Побудова явних різницевих схем для неоднорідного рівняння теплопровідності зі змінними коефіцієнтами // Вісник Київ. ун-ту. Серія: фіз.-мат. науки. – 2005. – Вип. №1. – С. 177–181.
2. Зін'юк П.М. Неявна різницева схема для розв'язування неоднорідного рівняння теплопровідності зі змінними коефіцієнтами // Вісник Київ. ун-ту. Серія: фіз.-мат. науки. – 2006. – Вип. №2. – С. 186–191.

ПРО РОЗВ'ЯЗНІСТЬ ЛОГІКИ ДЕЛЕГУВАНЬ ПОВНОВАЖЕНЬ

Зубенко В.В., Зубенко А.В.

Київський національний університет ім. Тараса Шевченка
vvz@unicyb.kiev.ua

Рольовий контроль доступу та делегування повноважень є одними з основних механізмів авторизації в сучасних обчислювальних системах. Системи рольового контролю доступу, що покладаються на делегування повноважень як на складову частину, будемо називати ДП-системами. **Логіка делегувань повноважень** (ДП-логіка) – це формальна прикладна логіка введена в [1] для опису головних понять ДП-систем, а саме – делегувань та повноважень, що визначаються на їх основі. Метою є формалізація процесу завдання рольових та адміністративних делегувань та обґрунтування коректності механізму прийняття рішень щодо надання доступу на основі аналізу станів локальних репозиторіїв. Для розв'язку останньої задачі необхідно просто довести певне твердження в рамках ДП-логіки. Розглядається синтаксис та семантика ДП-логіки.

Множина логічних аксіом ДП-логіки задається наступними схемами аксіом:

A.1. *Пропозиційні аксіоми.*

$$\begin{aligned} \varphi \supset (\varphi \wedge \varphi), & \quad (\varphi \wedge \psi) \supset \varphi, \\ (\varphi \wedge \psi) \supset (\neg(\psi \wedge \gamma) \supset \neg(\gamma \wedge \varphi)) \end{aligned}$$

A.2. *Право делегування власних ролей.*
$$O \stackrel{t}{\Rightarrow} O \# \xi$$

- A.3. Передача права делегування ролі. $O \Rightarrow_{o\#\xi}^t S \supset S \Rightarrow_{o\#\xi}^t$
- A.4. Застосування повноважень. $S \Downarrow_R^t \wedge R \Rightarrow_Q^t \supset S \Rightarrow_Q^t$
- A.5. Безпосереднє делегування ролі. $P \Rightarrow_R^t \wedge P \Uparrow_R^t S \supset S \Downarrow_R^t$
- A.6. Транзитивне делегування ролі. $S \Downarrow_R^t \wedge R \Downarrow_Q^t \supset S \Downarrow_Q^t$

ДП-логіка має єдине правило виведення - модус-поненс.

Показано, що ДП-логіка є розв'язною. Тобто побудовано алгоритм для перевірки чи буде довільна замкнена формула повноваження її теоремою

Література

1. Зубенко А.В. Логіко-алгоритмічний аналіз процесів авторизації в динамічних коаліційних системах. - Автореферат дисертації на здобуття наукового ступеня канд. фіз.-мат. наук.- К., 2005. – 16 с.

ПРО ОДНУ МОДЕЛЬ ПЛАНУВАННЯ ТА ОПТИМІЗАЦІЇ РЕКЛАМНОГО БЮДЖЕТУ

Івохін Є. В., Аджубей Л. Т.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

ivohin@univ.kiev.ua

Розвиток товарообороту, виробництва та грошових відносин породив такий економічний феномен як реклама. Реклама – певна форма видатків товаровиробника, метою яких є заохочення покупця до придбання товару конкретного виробництва. Реклама виникла з появою конкуренції між товаровиробниками, і, як кожен процес, може бути описаний математично.

В даній роботі досліджувалась ефективність дії реклами в умовах конкуренції товаровиробників. Побудовано математичну модель рекламного бюджету з урахуванням рекламних видатків як інвестицій та запропоновано розв'язок задачі їх оптимізації в даній моделі.

Для проведення дослідження розглянуто гру двох конкурентів, що знаходяться в однакових умовах. Математичну модель відносин на ринку двох фірм-гравців ($i = 1, 2$), кожна з яких реалізує

свій товар в об'ємах X_1 і X_2 , ціни і витрати на виготовлення одиниці продукції у яких складають p_1, c_1 та p_2, c_2 , а рекламні інвестиції оцінені в I_1 та I_2 відповідно, запишемо у вигляді:

$$\begin{cases} Y_1 = \frac{K^\lambda X}{1 + K^\lambda} (p_1 - c_1) - I_1 \\ Y_2 = \frac{X}{1 + K^\lambda} (p_2 - c_2) - I_2 \end{cases} \quad (1)$$

де Y_1, Y_2 - прибуток гравців, $K = \alpha_1 p_2 / \alpha_2 p_1$, $X = N_{\max} k \varepsilon$, λ визначається за формулою $\lambda = \log_K (X_1 / X_2)$ на основі статистичних даних попередніх рекламних кампаній, $\alpha_k = (\alpha_k^0 + \alpha_k^1) / 2 \approx \alpha_k^0 (1 + I_k / (I_k (1 - \varepsilon) + \varepsilon I_k^0)) / 2$, I_k^0 - розмір попереднього рекламного бюджету, ε - еластичність реклами по відношенню до обізнаності про товар, яка також може бути обчислена за статистичними спостереженнями.

Модель (1) визначає прогнозований прибуток обох гравців. Вона дозволяє перейти до задачі оптимізації рекламних інвестицій, що нерозривно зв'язана з задачею цінової оптимізації.

МІНІМАКСНЕ ОЦІНЮВАННЯ ФУНКЦІОНАЛІВ ВІД РОЗВ'ЯЗКІВ ВИРОДЖЕНОЇ ПАРАБОЛІЧНОЇ ПЕРІОДИЧНОЇ КРАЙОВОЇ ЗАДАЧІ

Капустян В.О.

НТУУ «КПІ»

Капустян О.А.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

alexkap@i.com.ua

Раніше в роботі [1] розглянуті задачі мінімаксного оцінювання лінійних функціоналів від розв'язків параболічної періодичної крайової задачі, які визначаються неоднозначно. Такі оцінки задовольняють деяким крайовим задачам з некласичними крайовими умовами. У роботі [2] проведений асимптотичний аналіз крайових задач для мінімаксних оцінок у випадку, коли вихідна крайова задача є сингулярно збуреною по просторовій

змінній. Окремо досліджувалися асимптотики розв'язків у критичному випадку в класі обмежених і необмежених функцій.

У даній роботі проводиться повний формальний асимптотичний аналіз крайових задач для мінімаксних оцінок лінійних функціоналів від розв'язків виродженої параболічної періодичної крайової задачі.

Література

1. Капустян В.О., Капустян О.А., Подлипенко Ю.К. Мінімаксні оцінки функціоналів від розв'язків виродженої параболічної періодичної крайової задачі // Вісник Київського університету. Серія: фіз.-мат. науки. –2005. – Випуск 2. – С.220-231.
2. Капустян В.О., Капустян О.А., Фартушний І.Д. Асимптотики минимаксных оценок функционалов от решений вырожденной параболической периодической краевой задачи // Компьютерная математика. –2007. – № 1. – С.133-147.

КЛАСТЕРИЗАЦІЯ ЗА НЕБМЕЖЕНИМИ МНОЖИНАМИ ТА ПСЕВДООБЕРНЕННЯ

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

Доповідь присвячена застосуванню методів псевдо обернення (див., наприклад, [1]) для кластеризації об'єктів за необмеженими об'єктами. Пропонований засіб кластеризації може розглядатися як аналого засобу кластеризації за точковими об'єктами, яким є діаграма Вороного в якому точковий об'єкт, що є представником кластеру, замінюється необмеженим об'єктом. Таку заміну вдається ефективним чином реалізувати, якщо, зокрема, необмеженими об'єктами є гіперплощини, породжені навчальними сукупностями векторів.

Спеціального значення в такій задачі набуває застосування теорії збурення псевдообернених матриць [2,3], оскільки дає можливість ефективної реалізації конструкції, яку можна назвати алгебраїчним Jack Knife'ом: аналогу статистичного відповідника, в якому відповідність класу статистичних об'єктів перевіряється після виключення відповідного об'єкта із досліджуваного класу (див., наприклад, [4]).

Ці гіперплощини можуть мати довільну слушну розмірність, чи розмірність кожної з них мусить відповідати а ргіогі заданій

розмірності $s: s < m$. Варіантом цієї задачі може розглядатися задача Дуди та Гарта [5].

Застосування псевдообернення за Муром – Пенроузом дає можливість отримати явні, – а не реалізовані обчислювальними алгоритмами, – формули для відповідних відстаней, а теорія збурення псевдообернених матриць [2] дає таку саму можливість [6] в рекурентних процедурах заміни елементів у відповідних кластерах.

Література.

- 1.Алберт А. Регрессия, псевдо инверсия, рекуррентное оценивание. – Пер. с англ. – М.: Наука.– 1977.–305 с.
- 2..Кириченко Н.Ф. Аналитическое представление псевдо обратных матриц.// Кибернетика и системный анализ.- 2002.-№4.- С.107-123.
- 3.Кириченко Н.Ф., Лепеха Н.П. Псевдообратные и проекционные матрицы в применении к исследованию задач управления, наблюдения и идентификации //Кибернетика и системный анализ. – 1997, №2. – С.98-122.
- 4.Эфрон Б. Нетрадиционные методы многомерного статистического анализа. – М.: Финансы и статистика, 1988.– 263 с.
- 5.Duda R.O, Hart P. Using the Hough Transform to detect Lines and Curves in pictures//Communications of ACM. –1972, v.15.–P.11-15.
- 6.Кириченко Н.Ф., Донченко В.С. Псевдообращение в задачах кластеризации //Кибернетика и системный анализ.- 2007, №4.– с.107-123.

МОДЕЛЮВАННЯ МІЖРЕГІОНАЛЬНИХ ТОВАРНО - ГРОШОВИХ ПОТОКІВ

Кінаш О.М., Хомич С.В.

Львівський національний університет імені Івана Франка
email@hotbox.ru, Okinasch@yahoo.com

В основу побудови моделі міжрегіональних грошових потоків покладено ентропійний метод. Отримано моделі, які носять назву гравітаційних моделей. Розглянуто різні типи моделей в залежності від накладених обмежень.

Проведено чисельні експерименти для регіонів України.

Література

- [1] Вильсон Дж. Энтропийные методы моделирования сложных систем. – М.: Наука, 1978, 248 с.

- [2] Кінаш О.М., Єлейко О.І. Економіко-математичне моделювання міжрегіональних потоків сільськогосподарської продукції. //Науковий вісник ЛДАВМ ім. С.З.Гжицького.- 2002.-4, №1.- С. 171-175
- [3] Кінаш О., Попадик А. Економіко – математичне моделювання руху грошових коштів// Трансформація економічної системи в Україні. Науковий збірник/ За ред. З.Г. Ватаманюка. – Львів: Інтерек, 2000.– 516с.– (Формування ринкової економіки в Україні. Виип.6.).с.471–475.
- [4] Кінаш О.М., Лапішко М.Л., Кожан Р.В. Економіко – математичне моделювання грошових потоків //Соціально економічні дослідження в перехідний період. Економічні проблеми ринкової трансформації України. (Збірник наукових праць). Вип. 1(XXXIX)/ НАН України. Інститут регіональних досліджень. – Львів, 2003. – с. 256 – 263.
- [5] Кінаш О.М., Яструбський М.І. Вибір механізму оптимізації розподілу фінансових ресурсів у вищих навчальних закладах// Науковий вісник: Збірник наукових праць.- Львів: НЛТУ України.- 2005, вип 15.3.- С.301-309.
- [6] Кінаш О.М., Хомич С.В. Гравітаційні моделі грошових потоків// International conference problems of decision making under uncertainties (PDMU- 2007)/- May 21-25, 2007, Chernivtsi, Ukraine (Abstracts).- P. 228-229.

ПРИЙНЯТТЯ РІШЕНЬ В ПІДСИСТЕМІ „ВИКОРИСТАННЯ ЗЕМЕЛЬ” ІНФОРМАЦІЙНО - АНАЛІТИЧНОЇ СИСТЕМИ ОЦІНКИ ЕКОЛОГІЧНОГО СТАНУ МАЛИХ РІЧОК В УМОВАХ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ

Ковальчук П.І., Демчук О. С.

Національний університет водного господарства та
природокористування, м. Рівне

В даний час розроблена системна логіко-математична модель оцінки антропогенного навантаження і класифікації стану малих річок [1], яка складається з таких підсистем: „Радіоактивне забруднення”, „Використання земель”, „Використання річкового стоку”, „Якість водних ресурсів” та координуючого алгоритму їх взаємодії. Нами вдосконалено формалізацію ієрархічної моделі прийняття рішень в підсистемі „Використання земель” в інформаційно-аналітичній системі оцінки екологічного стану малих річок та запропоновано нові методичні підходи до прийняття рішень в умовах невизначеності та ризику.

Невизначеність може виникнути при наявності значної кількості вимірювань деякого показника використання земель. Для розкриття такої невизначеності нами запропоновані нові узагальнені критерії ризиків-корисностей та ризику (1), які враховують як вагові коефіцієнти α_k кожного показника, так і статистичні ймовірності p_j^k логічних альтернатив якісних станів

$$H_i = \sum_{j=1}^s \sum_{k=1}^n \frac{p_j^k \alpha_k \varphi_k(u_j)}{\sum_{j=1}^s \sum_{k=1}^n p_j^k \alpha_k} \quad H_i^{(-)} = \sum_{j=1}^s \sum_{k=1}^{n_k} \frac{p_j^k \alpha_k \varphi_k^{(-)}(u_j)}{\sum_{j=1}^s \sum_{k=1}^n p_j^k \alpha_k} \quad (1)$$

Очевидно, що імовірнісний підхід узагальнює детерміновану модель прийняття рішень, оскільки при певному $p_j^k = 1$, $p_l^k = 0$, $l \neq j$, формули (1-2) співпадають з відповідними формулами [1].

Невизначеність виникає також у випадку, коли деякі якісні характеристики (лісистість, сільськогосподарська освоєність, розораність та ін.) являються нечіткими, „розмитими”, по своїй природі. Це спостерігається при незначній множині вимірювань, коли неможливо побудувати гістограму статистичного розподілу ймовірностей якісних станів і орган управління має „нечіткі” знання стану кожного вимірюваного показника. Тоді прийняття рішень зводиться до застосування теорії нечітких множин.

Нехай для кожного k -го показника введена деяка нечітка множина A_k , що характеризує нечіткі межі даного показника, тобто приналежність даного показника до тієї чи іншої альтернативи. Нечіткі множини A_k

$$A_k = \{U, \mu_{A_k}(U) | U \in U, k = 1, \dots, n\} \quad (2)$$

задають міру того, що значення показника попадає в заданий інтервал $[\lambda_j^k; \lambda_{j+1}^k]$ і приймає відповідне значення U_j^k якісної шкали, тобто: приналежність k -го показника до того чи іншого інтервалу визначається поточним значенням мір:

$$\mu_{A_k}(U_1) = \mu_1^k, \dots, \mu_{A_k}(U_j) = \mu_j^k, \dots, \mu_{A_k}(U_s) = \mu_s^k \quad (3)$$

Детерміноване значення стану k -го показника знаходять як найближче до математичного сподівання міри даного показника:

$$U = \arg \min_{j=1 \dots 5} \left| \frac{\sum_{j=1}^5 \mu_j^k \varphi_k(U_j^k)}{\sum \mu_i^k} - \varphi_k(U_j^k) \right| \quad (4)$$

Функції ризику-корисностей та ризиків (5) можна задати відповідно у вигляді:

$$H_i = \sum_{j=1}^5 \sum_{k=1}^n \frac{\mu_j^k \alpha_k \varphi_k(U_j)}{\sum_{j=1}^5 \sum_{k=1}^n \mu_j^k \alpha_k} \quad H_i^{(-)} = \sum_{j=1}^5 \sum_{k=1}^{u_k} \frac{\mu_j^k \alpha_k \varphi_k^{(-)}(U_j)}{\sum_{j=1}^5 \sum_{k=1}^n \mu_j^k \alpha_k} \quad (5)$$

Отже, на основі узагальнення існуючої детермінованої моделі прийняття рішень в підсистемі “Використання земель” нами запропоновано імовірнісний підхід та підхід, що базується на основі теорії нечітких множин Белмана-Заде, які дозволяють більш адекватно оцінювати стан басейну ріки по кожному показнику. Одержано формули, що узагальнюють детермінований підхід і дозволяють більш повно оцінювати стан басейну по підсистемі „Використання земель”

Література:

1. Методичне керівництво по розрахунку антропогенного навантаження і класифікації екологічного стану басейнів малих річок України /А.В. Яцик, О.М. Петрук, О.П. Канаш та ін. НТД 33-4759129-03-04-92. – К.: Міністерство охорони навколишнього природного середовища України, Держводгосп України, УНДІВЕР, 1992. – 40 с.
2. Яцик А.В. Экологические основы рационального водопользования. – К.: Генеза, 1997. – 629 с.
3. Трухасев Р.И. Модели принятия решений в условиях неопределенности. – М.: Наука, 1981.

ПРИНЯТИЕ РЕШЕНИЙ В УПРАВЛЕНИИ ВОДОХРАНИЛИЩЕМ НА ОСНОВЕ МНОГОКРИТЕРИАЛЬНОЙ ОЦЕНКИ РИСКОВ.

Ковальчук П.І., Зуева Т.В.

Национальная академия природоохранного и курортного
строительства, г.Симферополь

Под техногенным или экологическим риском [1], когда речь идет о принятии инженерных решений, понимается вероятностная мера негативных последствий реализации опасного события или

состояния на объекте, количественное выражение социальной, экологической и экономической ответственности сооружения

Под экономическим риском мы понимаем возможные и существующие экономические потери, связанные с холостыми сбросами воды, что оценивается функцией:

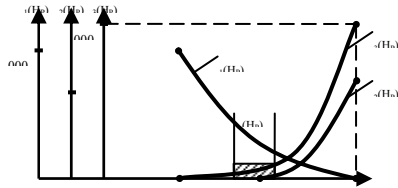
$$F_1(H_p) = \sum_{i=1}^n F_1^{(i)}(H_p), \quad (1)$$

Под эколого-экономическими рисками понимаем ущербы от сбросов с повышенными расходами, которые причиняют опасность для населения, хозяйств и застроек в речной долине.

$$F_2(H_p) = \sum_{i=1}^n F_2^{(i)}(H_p), \quad (2)$$

где $F_1^{(i)}(H_p)$, $F_2^{(i)}(H_p)$ - оценки ущерба в i-й год на основе имитационного эксперимента; n – число лет.

Экологический риск $F_3(H_p)$ наступает тогда, когда нарушается безопасность подпорных сооружений, образующих водохранилище, что может привести к катастрофическим ущербам. Принятие решений на основе многокритериальной оценки рисков осуществляется графически по вариантам уровней регулирования H_p .



оценок векторного критерия $F=(F_1(H_p), F_2(H_p), F_3(H_p))$, на основе анализа которого выделяется область рациональных значений (рис.) $P(H_p)$.

Література

1 Стефанишин Д.В. Актуальність і проблеми аналізу та кількісної оцінки техногенного ризику /Вісник УДУУВГ, 2004.-Вип.2(26).-С.37-43.

ДВОХКРИТЕРІАЛЬНА ОПТИМІЗАЦІЯ В УМОВАХ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ ПРИ ПРОГРАМУВАННІ УРОЖАЙНОСТІ СІЛЬСЬКОГОСПОДАРСЬКИХ КУЛЬТУР.

Ковальчук П.І., Пендак Н.В., Матяш Т.В.

Інститут гідротехніки і меліорації УААН, м. Київ

Процес формування врожаю має надзвичайно складний характер через значну кількість взаємопов'язаних факторів. Загальна модель залежності „урожайність – комплекс факторів”

представлена у вигляді добутку потенційно можливого її значення та функцій впливу на неї визначальних факторів:

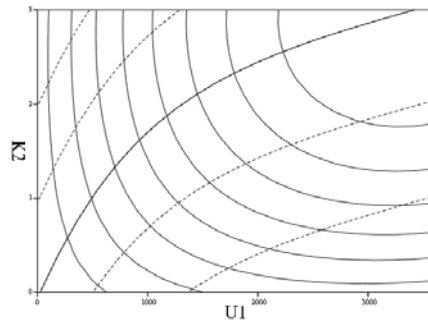
$$y = f_1(K_1) \cdot f_2(K_2) \cdot y^{\max}, \quad q / \text{га} \quad (1)$$

де y , $y^{\max}$ – відповідно програмована та потенційно можлива максимальна врожайність сільськогосподарської культури, ц/га; $f_i(K_i)$ – функція зниження урожайності від нестачі K_i -го фактора (води $K_1(U, \xi)$ і добрив K_2 , ξ – стохастична складова – опади).

Запропоновано метод двохкритеріальної оптимізації на основі функції чистого прибутку та функції ресурсів, що забезпечує оптимальне співвідношення величини добрив і води:

$$(F_1(U_1, K_2), F_2(U_1, K_2)) \rightarrow \max, \quad (2)$$

де $F_1^i(U, K_2) = C_i \cdot f_i(U^i, K_2^i) \cdot y^{\max} - (p_{1i} U^i + p_{2i} K_2^i)$ – чистий прибуток; $F_2^i(U_1, K_2) = C_{\max} - p_{1i} U^i + p_{2i} K_2^i$ – відхилення від максимально потрібних ресурсів (в розрахунку на 1 га).



Метод дозволяє кожному рівню водних ресурсів встановлювати відповідний оптимальний рівень добрив.

В результаті вирішення часткової задачі (2) на прикладі кукурудзи на зерно одержується оптимальне співвідношення доз добрив і води з метою оптимізації чистого прибутку (рис.).

Література

1. Ковальчук П.І, Матяш Т.В.. Оптимізація річного планування водокористування в умовах дефіциту ресурсів. // Меліорація і водне господарство, 2006.-Вип 93-94.- с.210-218.

ПОБУДОВА ЕКСПЕРТНИХ БАЗ ПРАВИЛ ДЛЯ СИСТЕМ НЕЧІТКОГО ЛОГІЧНОГО ВИСНОВКУ

Коршевніюк Л.О.

Інститут прикладного системного аналізу НТУУ „КПІ”

lev@cabinet.kiev.ua

При практичному застосуванні систем нечіткого логічного висновку (СНЛВ) за неможливості створення баз правил (БП) за статистичними вибірками стикаються з трудно та ресурсномісткістю

побудови БП у експертний спосіб. Пропонується автоматична побудова експертних БП, що ґрунтується на таких засадах: (1) приведення всіх входів СНЛВ до максимізуючого формату (більшому значенню за входом відповідає більше значення виходу); (2) вид залежності виходу правила вважається однаковим для всіх входів СНЛВ; (3) сила впливу кожного входу C_l на вихід визначається на основі ваги W_{lt} входу, наданої експертом, та індивідуальної когнітивної функції належності (ІКФН) F_t^D кожного експерта D_t , $t = \overline{1, T}$, $l = \overline{1, L}$.

База правил буде складатись з таких правил, які формуються для всіх можливих лінгвістичних значень входів:

$$\text{Rule} = \text{"якщо } x_1 \in T_{C_1}^{m_1^1} \text{ і } x_2 \in T_{C_2}^{m_2^2} \dots \text{ і } x_l \in T_{C_l}^{m_l^l} \dots \text{ і } x_L \in T_{C_L}^{m_L^L}, \\ \text{то } y \in T_y^{m^{out}} = \left(T_y^{m^{out}} \left| \min_{m^{out}} \left\{ \max_{1 \leq m^{out} \leq m_y} \left\{ \mu T_y^{m^{out}} \left(\sum_{l=1}^L W_{lt}^{FIS} \cdot c T_{C_l}^{m_l^l} \right) \right\} \right\} \right. \right) \text{"},$$

де $m^l \in [1, m_{C_l}]$, $l = \overline{1, L}$; $m^{out} \in [1, m_y]$; x_l - значення за входом C_l ; y - вихід правила; $T_{C_l} = \{T_{C_l}^1, T_{C_l}^2, \dots, T_{C_l}^{m_{C_l}}\}$ - вхідна лінгвістична змінна (ЛЗ) відповідна входу C_l ; $\mu T_{C_l}^{m_l^l}$ - функція належності (ФН) $T_{C_l}^{m_l^l}$; $c T_{C_l}^{m_l^l}$ - таке, що $\mu T_{C_l}^{m_l^l}(c T_{C_l}^{m_l^l}) = 1$; $T_y = \{T_y^1, T_y^2, \dots, T_y^{m_y}\}$ - вихідна ЛЗ; $\mu T_y^{m^{out}}$ - ФН значення $T_y^{m^{out}}$; $W_{lt}^{FIS} = W_{lt}^{F^D} / \left(\sum_{l=1}^L W_{lt}^{F^D} \right)$, $W_{lt}^{F^D} = F_t^D(W_{lt} \cdot c)$, c - таке, що $F_t^D(c) = 1$.

Даний підхід враховує індивідуальні властивості мислення кожного експерта, передбачає суттєве зменшення часу залучення експертів (лише для побудови ІКФН) та забезпечує незалежність від наявності й якості статистичних вибірок даних.

ОЦЕНИВАНИЕ ТРАЕКТОРНЫХ ПАРАМЕТРОВ ДВИЖЕНИЯ МОРСКОГО ДРИФТЕРА

Краснодубец Л.А., Первухин А. В.

Севастопольский национальный технический университет
e-mail alex@pervuh.sebastopol.ua

При создании и усовершенствовании технологий сбора данных для последующей выдачи рекомендаций по наблюдению за состоянием и загрязнением морской среды большую роль играют морские дрейфтеры, представляющие буи с системами измерений для исследований поверхностных течений, атмосферного давления, температуры поверхности моря и средств космической связи с центрами обработки информации. Морские дрейфтеры широко используются в составе систем сбора и обработки информации о состоянии морской среды. Задача отслеживания положений непосредственно дрейфтеров является самостоятельной научно-практической задачей, обусловленной включением значений их координат в модели изменения контролируемых параметров, а также реализацией программы их повторного использования. Несмотря на важность решения задачи, в литературе не приведено ее решение.

Решается задача моделирования траектории морского дрейфтера в виде дискретной динамической системы. Решение основано на методике Бокса-Дженкинса, включающей предварительный анализ корреляционных и частных автокорреляционных функций, определение коэффициентов модели методом наименьших квадратов и проверку ее адекватности моделируемым случайным процессам.

Траекторные параметры морских дрейфтеров моделируются и оцениваются по данным, полученным с использованием аппаратуры спутниковых навигационных систем GPS (Global Positioning System) производства США и «Глонасс» (Глобальная навигационная спутниковая система), разработанной по заказу Министерства обороны России, но сейчас применяемой без каких-либо ограничений для предоставления навигационных услуг различным категориям потребителей. Захватив сигнал, навигационный приемник автоматически вычисляет координаты дрейфтера, скорость сигнала, всемирное время и формирует отчет. Сведения о местонахождении дрейфтера передаются по спутниковым каналам связи в диспетчерский пункт. При этом на

точность вычисления координат влияет ряд факторов, зависящих от процедуры их определения и называемых факторами снижения точности. Кроме этого, существуют ошибки, обусловленные режимом селективного доступа; ошибки, связанные с распространением радиоволн в ионосфере и тропосфере, так называемые, эфемероидные погрешности, а также погрешности ухода шкалы времени спутника и определения расстояния до спутника.

В качестве примера рассмотрен ряд 78 последовательных измерений координат (широты и долготы в градусах) $Y_1, \dots, Y_T$, $T = 78$. Динамическая модель выбрана по виду автокорреляционных функций и представляет стационарную авторегрессию первого порядка: $Y_t = AY_{t-1} + BW_t$, где W_t - последовательность нормально распределенных величин с нулевым математическим ожиданием и дисперсией σ_W^2 [1]. Параметры модели оценены методом наименьших квадратов с использованием прикладного программного обеспечения RATS. Для моделируемого ряда измерений $A = -0,672$, $B = -0,169$ (для широты), $A = -0,343$, $B = -0,412$ (для долготы). Адекватность модели для первых K значений автокорреляционной функции проверена с использованием случайной функции $Q = n(n+2) \sum_{k=1}^K (n-k)^{-1} r_k^2(\hat{\varepsilon})$, распределенной по закону χ^2 с $K-1$ степенями свободы, $n = 78$, $r_k(\hat{\varepsilon})$ - оценки автокорреляционных функций.

Методика является удобным инструментом первого шага моделирования траектории морского дрейфера. На следующем шаге используются алгоритмы дискретной фильтрации, позволяющие уточнять значения коэффициентов и характеристики вероятностных распределений модели. Такой подход к оцениванию траекторных параметров дрейфера позволяет значительно увеличить точность определения параметров (снижается среднеквадратическое отклонение ошибки) и контролировать траектории дрейфера.

Література

[1] Box G. E. P. Time Series Analysis, Forecasting and Control // G. E. P. Box, G. M. Jenkins, G. C. Reinsel / New Jersey: Prentice Hall, 1994. – 598p.

КЕРУВАННЯ ЛІНІЙНИМИ ДИСКРЕТНИМИ СИСТЕМАМИ ПРИ ФАЗОВИХ ОБМЕЖЕННЯХ

Кудін Г. І.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
kudingi@mail.univ.kiev.ua

Розглядається динамічна система керування з дискретним аргументом, яка описується системою рівнянь

$$x(k+1) = A(k)x(k) + B(k)u(k), \quad k = \overline{0, N-1}, \quad (1)$$

де $x(k) \in \mathbb{R}^{n \times 1}$, $B(k) \in \mathbb{R}^{n \times m}$, $A(k) \in \mathbb{R}^{n \times n}$ - відомі матриці, $u(k) \in \mathbb{R}^{m \times 1}$ - невідомий вектор керування.

Фазовий стан системи керування (1) має обмеження

$$Q_j^T x(i) = q_j, \quad i = k_1 < k_2 < \dots < k_S < N, \quad j \in \overline{1, S} \quad (2)$$

Ставиться задача знаходження всієї множини розв'язків (псевдорозв'язків) задачі керування виду (1) - (2), тобто потрібно знайти невідомі вектори керування $u(k) \in \mathbb{R}^{m \times 1}$, $k = \overline{0, N-1}$, невідомі вектори фазового стану системи керування $x(k) \in \mathbb{R}^{n \times 1}$, $k = \overline{0, N}$ такі, щоб обмеження (2) для фазових станів були виконаними.

Формулюються необхідні і достатні умови існування розв'язку поставленої задачі керування, а за умов існування розв'язку будується і сам розв'язок задачі.

Література:

[1] Бублик С.Б., Кудін Г.І. Керування лінійними дискретними системами з крайовими умовами при фазових обмеженнях // Вісник Київського університету. Серія фізико-математичні науки. – 2005. – Випуск № 3. – С 200-207.

ОЦЕНКА КОЛИЧЕСТВА “ХОРОШИХ” ПЕРЕСТАНОВОК МЕТОДОМ УСКОРЕННОГО МОДЕЛИРОВАНИЯ

Кузнецов Н.

Институт кибернетики им. В.М.Глушкова НАН Украины
nkuznetsov2004@yandex.ru

В настоящем сообщении предлагается новый и весьма эффективный подход к решению одной из наиболее трудных комбинаторных задач дискретной математики.

Пусть $(s_0, s_1, \dots, s_{N-1})$ – произвольная перестановка символов $0, 1, \dots, N-1$. Построим новый набор $(t_0, t_1, \dots, t_{N-1})$ согласно правилу: $t_i = i + s_i \pmod{N}$, $i = 0, 1, \dots, N-1$. Если построенный набор также является перестановкой, то исходная перестановка $(s_0, s_1, \dots, s_{N-1})$ называется “хорошей”. Целью настоящего сообщения является нахождение количества “хороших” перестановок для как можно больших значений N .

Термин “хорошая перестановка” введен в [2]. В этой же статье дан исчерпывающий анализ основ применения “хороших” перестановок в криптографии.

Общее количество перестановок равно $N!$, поэтому сформулированная задача эквивалентна нахождению вероятности того, что выбранная случайным образом перестановка является “хорошей”. Обозначим эту вероятность через P_N . Известно, что $P_N = 0$ для четных значений N . Точные значения P_N известны лишь при $N \leq 25$ (см. сайт <http://www.research.att.com/~njas/sequences/A003111>). Практически полностью отсутствуют какие-либо исследования, в которых были бы найдены хотя бы приближенные значения P_N при $N > 25$ и оценены допущенные при этом погрешности.

В настоящем сообщении предлагается метод ускоренного моделирования, позволяющий при относительно небольших затратах времени строить несмещенные оценки и соответствующие доверительные интервалы для P_N при любых $N \leq 201$.

Литература

1. Cooper C., Gilchrist R., Kovalenko I.N., Novakovic D. Deriving the number of “good” permutations, with application to cryptography, Кибернетика и системный анализ, 1999, № 5, с. 10-16.

УСОВЕРШЕНСТВОВАНИЕ ПРОЦЕДУРЫ ПРИНЯТИЯ РЕШЕНИЙ РОБОТОМ ПРИ РАСПОЗНАВАНИИ ОБЪЕКТОВ

Кук Ю.В., Лаврикова Е.И.

Институт кибернетики им. В.М. Глушкова НАН Украины
1913@i.com.ua

Одной из важнейших задач современной робототехники является задача распознавания образов. Еще в конце 50-х – начале 60-х годов в Институте кибернетике НАН Украины

В.А.Ковалевским и В.И.Рыбаком под руководством В.М. Глушкова на ЭВМ "Киев" была выполнена серия работ по обучению роботов распознаванию простых геометрических фигур, а также работы по отслеживанию движения объектов по серии изображений, или кинограмме. В настоящее время в области распознавания образов достигнуты значительные успехи. Например, машина-робот Argo, созданная в 2001 г. итальянскими учеными из университета г. Пармы, представляет собой автономное транспортное средство в форме легковой автомашины. Такая автомашина способна ездить без какого-либо управления со стороны водителя, распознавая образы, встречающиеся ей по пути.

Современные роботы способны интеллектуально перерабатывать значительные объемы зрительной, тактильной, звуковой, речевой и другой информации. Для распознавания образов, в первую очередь, роботами используется визуальная информация, которая воспринимается и обрабатывается с помощью систем технического зрения [1]–[3], кроме того, для роботов разработаны тактильные анализаторы информации. Робот путем «ощупывания» объектов распознает их форму.

В докладе предлагается процедура, по которой робот после предварительного обучения мог бы по зрительной, тактильной, звуковой, речевой и другой информации, получаемой им от некоторого объекта (предмета, процесса, явления, ситуации и т.п.) максимально правильно принять решение о принадлежности данного объекта к одному из заранее выделенных классов объектов – образу. Под предварительным обучением понимается процедура, при которой роботу предъявляются различные объекты с указанием их образов. Предлагаемая нами методика позволяет выработать оптимальное решающее правило, по которому распознается неизвестный объект. Цель данной работы состоит в том, чтобы разработать такую методику, при котором вероятность неправильного распознавания образа роботом была бы минимальной. Реализация предлагаемой процедуры в программах, управляющих роботом, будет способствовать дальнейшему повышению уровня интеллекта робота в процедуре распознавания образов и позволит им в ряде случаев осуществлять операции распознавания объектов со скоростью и надежностью более высокой, чем это делает человек–оператор.

Информация об объекте считывается датчиками робота в дискретные моменты времени. В качестве информации,

получаемой от объекта, используются амплитуды сигналов на выходе каждого из датчиков робота при обследовании им данного объекта. Полученную информацию об объекте в форме временного ряда робот переводит в более удобную форму – в форму признаков объекта. Для нахождения признаков объектов робот поступает следующим образом: раскладывает каждый отрезок временного ряда в ряд Фурье, и находит характерные особенности полученных спектрограмм [4]. Для выработки оптимальной процедуры принятия решения о принадлежности исследуемого объекта к одному из заранее выделенных классов объектов нами была решена оптимизационная задача о нахождении некоторого линейного преобразования евклидового пространства, при котором множества векторов, представляющие признаки объектов каждого образа, преобразуются в некоторые новые множества векторов, которые максимально удалены друг от друга. Процедура максимально правильного распознавания неизвестного объекта роботом состоит в отнесении преобразованного вектора признаков неизвестного объекта к тому из преобразованных множеств векторов, к которому он ближе в смысле евклидового расстояния.

Литература

1. Жуковский Д. В., Дегтярев С. В., Яковлева В. С.. Проектирование системы технического зрения для управления транспортным роботом.// Изв. вузов. Приборостроение. – 2005. Т. 48.– № 2.– С.39—43.
2. Поливцев С.А.. Параллельная вычислительная структура, реализующая тактику обхода препятствий мобильным роботом // Искусственный интеллект. - 2001. - No.3. - С.676-681.
3. Романенко Н.И.. Построение и применение системы управления роботом с удаленного терминала // Материалы Междунар. конф. "СуперЭВМ и многопроцессорные вычислительные системы". – Таганрог: Изд. ТРТУ. – 2002. – С. 341-343.
4. Кук Ю.В., Лаврикова Е.И.. Интеллектуальные системы распознавания состояний динамических объектов с нестационарными характеристиками.//Искусственный интеллект. – 2006. – №4.– С. 763 – 773.

ВИЗНАЧЕННЯ ПРЕМІЇ ОПЦІОНІВ ЗА УМОВ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ ФОНДОВОГО РИНКУ

Купрій Наталія

Львівський національний університет імені І.Франка
nkupriy@yahoo.com

Сучасний фондовий ринок володіє суттєвим рівнем невизначеності, який спричиняє неусувний ризик, що супроводжує прийняття інвестиційних рішень. Інколи традиційні методи аналізу цього ризику є недостатньо обґрунтованими, тому що вони орієнтуються на традиційний тип невизначеності, пов'язаний з поведінкою однотипних об'єктів з незмінними властивостями.

Однією з можливих альтернатив вирішення цієї проблеми є використання принципів теорії нечітких множин [1], яка сьогодні активно використовується при моделюванні поведінки фінансових інструментів на фондовому ринку[2].

У даній роботі в рамках теорії нечітких множин пропонується схема обчислення премії опціонів європейського стилю на акції за умов невизначеності фондового ринку.

Тестування моделі проводиться для опціонів на акції ВАТ "Укрнафта".

Література

1. Заде Л.А. Основы нового подхода к анализу сложных систем и процессов принятия решений.// Математика сегодня, Москва: Знание, 1974. – С.5-49.
2. Недосекин А.О. Нечетко-множественный анализ риска фондовых инвестиций. – Санкт-Петербург: Сезам, 2002– 181с.

МЕХАНІЗМИ ДЕРЖАВНОЇ ПІДТРИМКИ ІННОВАЦІЙНОЇ ДІЯЛЬНОСТІ

Лайко П.А., Скрипниченко В.А.

Національний аграрний університет м.Київ

Сучасні умови світового економічного розвитку характеризуються глобальною конкуренцією на всіх рівнях, у результаті чого ефективність та динамізм інвестиційної та інноваційної сфери перетворилися у вирішальний чинник забезпечення конкурентоспроможності економіки та значною мірою визначають місце кожної країни у світі. В останній час в

країні зроблено чимало і в інституційному, і в законодавчому плані для формування дієвого механізму фінансування інноваційної діяльності. Але й виявлено комплекс проблем, які стримують результативність дії такого механізму. Формування основних засад інвестиційно-інноваційного розвитку визначене як один з головних стратегічних пріоритетів економічної політики України. Це передбачає цілеспрямовану державну підтримку інвестиційної та інноваційної діяльності, як у вигляді безпосередніх державних асигнувань, так і у вигляді податкових стимулів. Головним завданням інноваційної політики держави є забезпечення збалансованої взаємодії наукового, технічного і виробничого потенціалів, розробка та впровадження механізму активізації інноваційної діяльності суб'єктів підприємництва, поширення інновацій за всіма сферами національної економіки. Стимулювання інноваційного розвитку має бути спрямоване на створення умов для масового пошуку результативних шляхів технологічних змін і швидкої підтримки позитивних знахідок.

Стимулювання інновативно-інноваційного розвитку шляхом пільгового оподаткування НДДКР та інновацій без запровадження дієвих стимулів для інвестиційної діяльності веде до збереження розриву між наукою і виробництвом, втрати державних коштів. Недосконалість та застарілість основних фондів перешкоджає запровадженню радикальних інноваційних змін, а дефіцит фінансових ресурсів не дозволяє здійснити необхідну технологічну перебудову. Зростання конкурентного тиску на внутрішньому та зовнішньому ринках та підняття офіційних регуляторних бар'єрів щодо технічних, екологічних, споживчих, ресурсозберігаючих тощо властивостей продукції обумовлює зацікавленість підприємств у здійсненні інновацій та їх впровадженні. Тому провідним напрямом переходу України до інноваційного розвитку має стати всебічне стимулювання інвестиційних процесів.

Система безоплатних субсидій грантів, які виділяються Державним фондом фундаментальних досліджень на конкурсній основі окремим колективам дослідників, а також конкретним вченим повинна стати основним інструментарієм управління і фінансування програм фундаментальних досліджень державного рівня. Інвестиційна політика може дати ефект лише спільно із сукупністю змін в інших видах загальнодержавної економічної політики (бюджетної, податкової і т. інше). Повна відмова від державного регулювання, відсутність ефективної стратегії

розгортання інвестиційного процесу, практично відсутність цінового механізму, нестабільність податкової системи, високі відсоткові ставки, руйнування колишніх технологій і оргструктури призвели до втрати керованості інвестиційними процесами. З метою активізації інвестиційної політики для ефективного трансформування процесів економіки необхідно:

- національним товаровиробникам на вигідних умовах співпрацювати із зарубіжними партнерами, об'єднуючи капітали;
- за допомогою бюджетного, цінового, податкового, кредитного державного регулювання за відповідного законодавчого забезпечення стимулювати розвиток вітчизняного виробництва, а тим самим досягти стабілізації внутрішнього ринку;
- активно залучати іноземні інвестиції під жорстким державним контролем тільки під реалізацією конкретних суспільних вагомих проектів;
- нормалізувати товарно-грошовий обіг, тобто оптимізувати співвідношення маси і швидкості грошового обігу, динаміки виробництва і структури ВВП.

Для забезпечення цих процесів необхідне подальше удосконалення законодавчої бази інноваційного розвитку та неухильне дотримання діючих законодавчих норм. Враховуючи недоліки попереднього етапу реалізації законодавчих норм, важливо:

- забезпечити неухильне дотримання Закону України “ Про пріоритетні напрями розвитку науки і техніки”;
- сприяти утворенню правових, економічних та організаційних засад державного регулювання інноваційної діяльності в Україні і має забезпечити підтримку розвитку національної економіки інноваційним шляхом.

ГАУССІВ ТА ПОВ'ЯЗАНІ З НИМ РОЗПОДІЛИ ПРИКЛАДНОЇ СТАТИСТИКИ¹

Лебедєв Є.О.

Київський національний університет ім. Т.Г. Шевченка

leb@unicyb.kiev.ua

Гауссів розподіл займає центральне місце в теорії і практиці ймовірно-статистичних досліджень (див., наприклад, [1]). У подальшому через $\Phi(x)$ будемо позначати функцію розподілу

(ф.р.) стандартного гауссівського розподілу.

При вивченні розподілів деяких функцій від гауссівських випадкових величин з'являються розподіли χ^2 ("хі квадрат"), Стюдента та Снедекора-Фішера. Якщо χ_n^2 , τ_n , θ_{n_1, n_2} відповідні випадкові величини, то

$$\chi_n^2 \stackrel{d}{=} \xi_1^2 + \dots + \xi_n^2, \quad \tau_n \stackrel{d}{=} \frac{\xi_0}{\sqrt{(\xi_1^2 + \dots + \xi_n^2)/n}}, \quad (1)$$

$$\theta_{n_1, n_2} \stackrel{d}{=} \frac{(\xi_1^2 + \dots + \xi_{n_1}^2)/n_1}{(\xi_{n_1+1}^2 + \dots + \xi_{n_1+n_2}^2)/n_2}, \quad (2)$$

де $\xi_0, \xi_1, \xi_2, \dots, \xi_{n_1+n_2}$ - незалежні випадкові величини з ф.р. $\Phi(x)$.

Базуючись на (1), (2), можна передбачити, що для ф.р. χ_n^2 , τ_n , θ_{n_1, n_2} існують явні формули, якими ці ф.р. подаються через $\Phi(x)$ і елементарні функції. Дослідження, що презентуються, повністю підтвердили цю гіпотезу. Більш того, наслідком проведеного аналізу є ефективні рекурентні процедури для обчислення характеристик згаданих розподілів. В процесі побудови цих алгоритмів розглянуто також проблему апроксимації в рівномірній метриці розподілу Стюдента гауссівським розподілом.

Література

1. Айвазян С.А., Евнюков И.С., Мешалкин Л.Д. Прикладная статистика: Основы моделирования и первичная обработка данных. М.: Финансы и статистика, 1983. С. 471.

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

**МЕТОД ВСПОМОГАТЕЛЬНЫХ ПОЗИЦИОННО-
УПРАВЛЯЕМЫХ МОДЕЛЕЙ В
ЗАДАЧЕ ДИНАМИЧЕСКОЙ ИДЕНТИФИКАЦИИ ВХОДОВ**

Максимов В.И.

Институт математики и механики УрО РАН
maksimov@imm.uran.ru

Обсуждается задача устойчивого восстановления входных воздействий (управлений) по результатам неточных измерений траектории динамической системы. Цель сообщения – дать некоторый набор алгоритмов ее решения. Содержание рассматриваемой задачи таково. Имеется система, описываемая векторным нелинейным обыкновенным дифференциальным уравнением, уравнением с последействием или уравнением с распределенными параметрами. Ее траектория зависит от меняющегося во времени входного воздействия - управления. Заранее как управление, так и траектория не заданы, но, возможно, известно множество, ограничивающее допустимую реализацию входа. В процессе функционирования системы наблюдаются ее фазовые состояния. Наблюдения, вообще говоря, неточны. Требуется построить алгоритм приближенного восстановления ненаблюдаемой «части» координат, а также входа, обладающий свойствами динамичности и устойчивости. Свойство динамичности означает, что текущие значения приближения соответствующих координат и входа вырабатываются в реальном времени, свойство устойчивости – что приближения сколь угодно точны при достаточной точности наблюдения. Задача относится к классу обратных задач динамики управляемых систем. Представляемые в сообщении алгоритмы опираются на конструкции теории устойчивого динамического обращения.

Работа выполнена при финансовой поддержке Российского фонда фундаментальных исследований (проект 07-01-00008) и Программы фундаментальных исследований Президиума РАН N 22 "Процессы управления".

ОПТИМІЗАЦІЙНІ ЗАДАЧІ ДЛЯ МЕРЕЖ З ПЕРІОДИЧНОЮ ІНТЕНСИВНІСТЮ ВХІДНОГО ПОТОКУ¹

Макушенко І.А., Мензатов Л.Ш.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
iamak@ukr.net

Розглянемо мережу, яка складається з " r " однотипних вузлів обробки інформації. На вузли обробки надходить один зовнішній неоднорідний пуассонівський потік інформаційних пакетів $n(t)$ інтенсивності $\lambda(t)$, яка є періодичною функцією з періодом T . Пакет, що надійшов на вхід мережі, з ймовірністю

$h_i, \quad i=1,2,\dots,r \quad (h_i \geq 0, \sum_{i=1}^r h_i = 1)$ надходить на обробку в " i " вузол.

Для обробки інформаційного пакету в i -ому вузлі є необмежена кількість приладів обробки. Час обробки розподілений за показниковим законом з параметром m_i . Після завершення обробки в i -ому вузлі пакет з ймовірністю p_{ij} надходить на

обробку в j -ий вузол та з ймовірністю $p_{ir+1} = 1 - \sum_{j=1}^r p_{ij}$ залишає

мережу. Матрицю $P = \|p_{ij}\|_1^r$ будемо називати матрицею маршрутизації мережі.

Мережі такого типу використовуються при моделюванні інформаційно-обчислювальних мереж та мереж зв'язку ([1], [2]). Для зручності будемо позначати їх через $[M_t | M|^\infty]^r$.

Розглянемо процес обробки інформаційних пакетів у $[M_t | M|^\infty]^r$ – мережі. Через $X_i(t)$, $i=1,2,\dots,r$ будемо позначати кількість інформаційних пакетів у i -ому вузлі у момент часу t . Процес $X'(t) = (X_1(t), X_2(t), \dots, X_r(t))$ приймає значення у фазовому просторі $S = \{\bar{b} = (\bar{b}_1, \dots, \bar{b}_r) : \bar{b}_i \in Z^+, i=1,2,\dots,r\}$, $Z^+ = \{0,1,2,\dots\}$ і є ланцюгом Маркова з неперервним часом. У подальшому будемо вважати, що $X'(0) = (0,0,\dots,0)$, тобто у

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

початковий момент часу $t=0$ мережа порожня. На процесі $X(t), t \geq 0$ визначимо адитивний функціонал $S'(t) = (S_1(t), S_2(t), \dots, S_r(t))$, де $S_i(t)$, $i = 1, 2, \dots, r$ – число пакетів, обробка яких завершилося в i -ому вузлі за час t . Будемо вважати, що $\lambda(t)$, m_i , $i = 1, 2, \dots, r$, P – задані, а вибір вектора $h' = (h_1, \dots, h_r)$ знаходиться в нашому розпорядженні.

Перейдемо до постановки оптимізаційних задач.

Нехай C_i , $i = 1, 2, \dots, r$ – прибуток від обробки одного пакету в i -ому вузлі, $C' = (C_1, C_2, \dots, C_r)$. Тоді задача на пошук максимуму прибутку від роботи мережі набуває такого вигляду:

$$M(h) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{nT} \sum_{i=1}^r C_i M S_i(nT) \rightarrow \max, \quad h_1 + h_2 + \dots + h_r = 1. \quad (1)$$

Задача мінімізації ризику для мережі типу $[M_t | M | \infty]^r$ формулюється наступним чином:

$$\begin{cases} V(h) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{nT} \sum_{i,j=1}^r C_i \text{cov}(S_i(nt), S_j(nt)) C_j \rightarrow \min, \\ M(h) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{nT} \sum_{i=1}^r C_i M S_i(nT) = M_0, \quad h_1 + h_2 + \dots + h_r = 1. \end{cases} \quad (2)$$

Для того, щоб розв'язати задачі (1), (2), необхідно подати функціонали $M(h)$ і $V(h)$ через параметри мережі. Для цієї мети служить наступний результат.

Література

- [1] Massey W.A. and Whitt W. Networks of infinite-server queues with nonstationary Poisson input / Queueing systems.–1993.–N13.–P. 183-250.
- [2] Вишнеvский М.В. Теоретические основы проектирования компьютер-ных сетей. – М.: Техносфера, 2003. – 512 с.

КРИТЕРІЇ ВИБОРУ РІВНОВАГ В ІГРАХ

Мащенко С.О.

Київський університет ім. Т.Шевченка

msomail@yandex.ru

Для гри G у нормальній формі $(X_i, u_i; i \in N)$, де $N = \{1, 2, \dots, n\}$ - множина з n гравців; X_i - множина стратегій i -го гравця; $u_i(x)$ - функція виграшу i -го гравця, яка визначена на множині ситуацій гри $X = \prod_{i \in N} X_i$ і максимізується, у доповіді розглядається загальна модель рівноваг (рівноваги Неша, коаліційні рівноваги, оптимальні за Парето ситуації, індивідуально-оптимальні рівноваги) та критерії вибору єдиної рівноваги як основи для стабільної угоди гравців.

Основою побудови загальної моделі рівноваг є принцип індивідуальної оптимальності [1]. Для формалізації принципу "індивідуальної оптимальності" розглядається спеціальне відношення домінування Неша [2]. Ситуація x^* називається індивідуально-оптимальною рівновагою, якщо не існує іншої ситуації, яка б домінувала її за Нешем. Характерною особливістю індивідуально-оптимальних рівноваг є те, що вони узагальнюють властивості та включають у себе усі рівноваги Неша, коаліційні рівноваги, оптимальні за Парето ситуації гри.

Наряду з відомими критеріями вибору, які будуються на відношеннях домінування за виграшем та домінування за ризиком, у доповіді пропонується критерій стабільності. За цим критерієм кожен ситуацію x^* гри G можна оцінити максимально бажаним виграшем кожного гравця необхідним й достатнім для того, щоб ситуація x^* була індивідуально-оптимальною рівновагою. Ця оцінка буде оцінкою рівня "стабільності" цієї рівноваги.

Література

[1] Мащенко С.О. Слабкі індивідуально-оптимальні рівноваги. - Київ: Вісник Київського університету. Серія: Фізико-математичні науки, 2006. - №2. С.

[2] Мащенко С.О., Павлюченко О.Г. Загальні умови векторної рівноваги за Нешем. Вісник Київського університету. Серія: фіз.-мат. науки. -2004. -4. -с.162-167.

ЛІНГВІСТИЧНИЙ ПІДХІД ДО ТЕХНОЛОГІЇ ОЦІНЮВАННЯ ЗАГРОЗ ТА ВРАЗЛИВОСТІ ІНФОРМАЦІЙНОЇ СИСТЕМИ

Мельник Г.

Чернівецький національний університет ім. Юрія Федьковича
mechalyna@rambler.ru

Інформаційний ризик в процесі проектування системи розглядається як вірогідна частота і вірогідна величина майбутньої втрати інформаційного активу. Фактори частоти подій загрози та вразливості системи складають частоту подій втрат активу. [1]. Частота подій загрози інформаційному активу керована контактом та дією агента загрози. Кожний з типів контакту керований рядом факторів і може бути представлений у вигляді:

$$X_1 = f_1(X_{11}, X_{12}, \dots, X_{1k}). \quad (1)$$

В разі контакту агента з активом дія проти активу залежить від ряду факторів (зацікавленість агента, величина активу та ін.):

$$X_2 = f_2(X_{21}, X_{22}, \dots, X_{2l}). \quad (2)$$

Вразливість інформаційної системи розглядається як: здатність загрози (вірогідний рівень сили, з якою агент загрози діятиме на актив):

$$X_3 = f_3(X_{31}, X_{32}, \dots, X_{3m}), \quad (3)$$

і сила контролю (очікувана ефективність засобів контролю системи):

$$X_4 = f_4(X_{41}, X_{42}, \dots, X_{4n}). \quad (4)$$

На основі розрахованих значень груп показників проводиться визначення рівня загроз та вразливості системи:

$$Y = f_Y(X_1, X_2, X_3, X_4). \quad (5)$$

В результаті отримано модель нейронечіткої мережі. Її параметри розглядаються як лінгвістичні змінні, що оцінюються за допомогою нечітких термів a_i . Задається вигляд функцій належності $\mu^{a_i}(X_j)$ нечітких термів для різних контрольованих параметрів. Наступним етапом аналізу є формування системи нечітких знань для визначення кожного з рівнів.

Література

1. Jack A. Jones. An Introduction to FAIR. - Trustees of Norwich University, 2005.
2. Л. Заде. Понятие лингвистической переменной и ее применение к принятию приближенных решений. – М.: Мир, 1976.

МОЖЛИВИЙ АЛГОРИТМ ПРОГНОЗУ З УРАХУВАННЯМ НЕФОРМАЛІЗОВАНИХ ВПЛИВІВ

Меньшиков Ю.Л.

Дніпропетровський нац. університет
du-mmf@ff.dsu.dp.ua

При прогнозуванні деяких стаціонарних процесів, наприклад економічних, важливо враховувати вплив факторів, які неможливо формалізувати. До таких факторів треба віднести публічні висловлювання відомих політичних діячів, заяви банківських керівників, наявність озброєних сутичок та т.і. [1].

Для побудови прогнозу статичного процесу спочатку будується математична модель процесу за допомогою експериментальних вимірів характеристик $q_1, q_2, \dots, q_n$, потім робиться прогноз деякої характеристики $q_i, 1 \leq i \leq n$ [2]. Будемо позначати фактори (характеристики), які складно формалізувати в чисельній формі, як $q_j^c, 1 \leq j \leq n$.

В роботі пропонується вплив вказаних факторів враховувати за допомогою наступних змінних:

$$q_j^c = \begin{cases} 1, & \text{якщо фктт має місто} \\ -1, & \text{якщо факт не має місто} \end{cases}, 1 \leq j \leq n.$$

Якщо висловлювання не визначене чітко, тоді змінну $q_i, 1 \leq i \leq n$ покладають рівною нулю. Припускаємо, що відомі максимальні похибки вимірювання кожної формалізованої характеристики q_k :

$$\|q_{ik} - q_{ik}^{ex}\| \leq \delta_k, \delta_k > 0, i = 1, 2, \dots, n,$$

де q_{ik}^{ex} – точні виміри (вибірki), δ_k – задані величини. Для змінних $q_j^c, 1 \leq j \leq n$ похибка приймається 100%.

Було виконано тестовий розрахунок.

Література

- [1] Маленко Э. Статистические методы в эконометрии. – М., 1975. вып.1.
- [2] Меньшиков Ю.Л. Экспресс идентификация параметров в условиях неопределенности. – Автоматика 2005: Мат-ли 12-ї Міжнар. Конф. з автоматичного управління, Харьков, т.1, НТУ ХПІ, 2005, с.116.

МІНІМАКСНІ ОЦІНКИ РОЗВ'ЯЗКІВ РІВНЯНЬ ІЗ ЗМІННОЮ СТРУКТУРОЮ В УМОВАХ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ

Наконечний О.Г.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка,

Паращук Х.Ф.

Чернівецький торгово-економічний інститут КНТУ

nakonechniy@unicyb.kiev.ua, mpsc@chnu.cv.ua

Нехай вектор-функції $x_k(t)$, $k=1, \dots, m$, $x_k(t) \in R^{n_k}$ є розв'язком системи рівнянь

$$\begin{aligned}\frac{dx_k}{dt} &= A_k x_k(t) + B_k f_k(t), \\ x_k(t_k) &= C_k x_{k-1}(t_k) + v_k, \quad t_k \leq t \leq t_{k+1}, \\ \frac{dx_0}{dt} &= A_0 x_0(t) + B_0 f_0(t), \\ x_0(t) &= v_0.\end{aligned}$$

Припустимо, що спостерігаються вектор-функції $y_k(t) = H_k x_k(t) + \eta_k(t)$, $t_k \leq t \leq t_{k+1}$, $k=0, \dots, m-1$ із евклідового простору R^{m_k} , де A_k , B_k , C_k , H_k , $k=0, \dots, m$ – матриці відповідних розмірностей, $f_k(t)$, v_k – невідомі вектор-функції та вектори, для яких задані лише множини, яким вони належать. $\eta_k(t)$ – реалізація випадкових векторів з нульовим середнім і кореляційними функціями, які належать певним множинам.

В класі лінійних оцінок вигляду

$$\sum_{k=0}^{m-1} \int_{t_k}^{t_{k+1}} U_k(s) y_k(s) ds + d,$$

де $U_k(s)$ – матриці відповідних розмірностей, d – вектор, знаходяться мінімаксні середньо-квадратичні оцінки вектора $x_m(t_{m+1})$. Показано, що при певних умовах ці оцінки залежать від власних векторів деяких матриць. Пропонуються алгоритми знаходження асимптотично оптимальних оцінок.

КОМП'ЮТЕРНА СИСТЕМА ВИДІЛЕННЯ ТРАЄКТОРІЙ ЗАСОБАМИ „МУЛЬТИПЛІКАЦІЇ”

**Наконечний О.Г., Сторубльов О.І., Донченко В.С.,
Зінько П.М., Бабій О.С.**

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
al_babij@mail.ru

Існуючі автоматичні пристрої виявлення та радіолокаційного супроводження об'єктів не здатні ефективно працювати в умовах, коли кількість відміток на екранах відображення радіолокаційної обстановки досягає сотні та більше. Це обумовлено тим, що переважну частину системи вторинної обробки, в якій, власне, і визначаються об'єкти, які представляють інтерес та здійснюється саме супроводження. Тому актуальною є задача створення систем, в яких реалізовані ефективні алгоритми виявлення траєкторій та розробка, власне, самих таких алгоритмів. Природною вимогою до алгоритмів обробки є зменшення ймовірності формування хибних траєкторій як етапі „зав'язування” траєкторії, так в процесі подальшого супроводження: з урахуванням наявності хибних відміток в області (так званому стробі) супроводження. Використання обчислювальної техніки в системах обробки радіолокаційної інформації дозволяє розглядати згадану вище проблему комплексно: разом з розв'язанням проблеми класифікації цілей для відбору найбільш важливих за тою чи іншою ознакою.

У [1] проведено огляд та порівняння декілька найбільш поширених алгоритмів виявлення об'єктів, що рухаються. Відзначимо, що одні алгоритми працюють в простих умовах та майже не працюють в складних, інші – ефективні в складних – потребують багато ресурсів: комп'ютерних чи часових.

В [2] запропонований і реалізований ефективний алгоритм визначення траєкторій для умов складної радіолокаційної обстановки. Він називається алгоритмом прискореного відтворення чи алгоритмом „мультиплікації”. В рамках згаданого алгоритму накопичені зображення декількох послідовних оглядів (зображень), послідовно та прискорено: з темпом до 25 кадрів за секунду – відтворюються (відображаються) на інерційному пристрої відображення інформації [1, 2]. З огляду на те, що в оці людини є так звані “детектори руху”, в результаті такого прискореного відтворення інформації, що відповідає накопиченим оглядам, людина-оператор виявляє закономірний рух (“ефект кіно”)

відміток, які визначають траєкторією об'єкта, присутнього – і такого, що рухається, – у накопичених оглядах. Згаданий алгоритм візуального визначення траєкторій оператором випробовувався і виявив свою ефективність в експериментах з відтворенням складної радіолокаційної обстановки на спеціальному комплексі за різних варіантів просторової щільності представленості хибних відміток.

Перевагою згаданого алгоритму є значне зменшення кількості хибних трас. Враховування історії: поведінки обстановки у часі (за декілька оглядів) – уможливорює визначення об'єкту за його рухом, що дозволяє підвищити ймовірність його виявлення. Алгоритм мультиплікації (прискореного огляду) простий в реалізації і не потребує великих ресурсів (програмних чи обчислювальних).

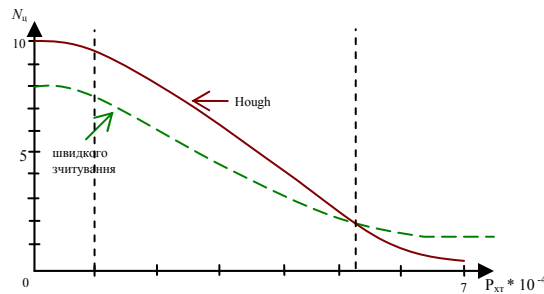
Відзначимо, що біологічною основою алгоритму візуального визначення об'єктів та траєкторій на основі мультиплікації є наявність детекторів руху та ефекту кіно.

Математичною моделлю детекторів руху і алгоритму мультиплікації може бути алгоритм дослідження на основі перетворення Гока(ПГ) (Hough Transform) ([3], див. також [4,5]). Як відомо, цей алгоритм застосовується для виявлення відрізків прямих на зображенні, зокрема, – бінарному. Прямі вважаються тим чи іншим чином параметризованими параметром $\theta \in \Theta$. Робота ПГ - алгоритму полягає в підрахунку та порівнянні кількості точок зображення, що лежать в „найближчому околі” прямої, що відповідає тим чи іншим значенням параметру $\theta \in \Theta$. Параметр (та відповідна пряма чи її відрізок) вважається представленим, якщо йому відповідає максимум (локальний) за кількістю накопичених точок. „Найближчий окіл” на зображенні – це частина зображення, що відповідає тому чи іншому звичайному: прямокутному чи колу –околу досліджуваного параметру $\theta \in \Theta$. Як правило такі околи досліджуються для дискретного набору θ , що є центрами комірок розбиття множини параметрів Θ сіткою рівномірної дискретизації за кожною з координат параметру. Функція, значення якої визначається кількістю накопичених на зображенні точок для пар номерів комірок, самих комірок чи їх центрів називають акумулятором. Така сама схема може бути поширена на будь які евклідові простори та будь які параметричні сімейства кривих: за наявності збурень чи без них[6].

Статистичний аналіз і експериментальні дослідження: з

візуальною оцінкою обстановки оператором та за застосування ПГ – проводились на спеціальному обчислювально-імітаційному комплексі для різних варіантів просторових шумів, які задавалися просторовою щільністю, та різних варіантів кількості накопичених зображень (від 3 до 25) [2]. Порівняння результатів роботи оператора та алгоритму обробки на основі ПГ статистично узгоджені, що дозволяє зробити висновок про те, що ПГ може розглядатися як математична модель алгоритму мультиплікації. Вони також свідчать про ефективність алгоритму мультиплікації та його математичної моделі у вигляді ПГ для виявлення повітряних об'єктів та визначення їхніх траєкторій в умовах складної радіолокаційної обстановки.

Результати проведених досліджень відображені на наступному малюнку.



Література

1. *Сторубльов О.І., Бабій О.С., Довжук О.В.* Порівняльна характеристика методів виявлення об'єктів, що рухаються. // Вісник КНУ імені Тараса Шевченка. Серія: військово-спеціальні науки. Ювілейне вид. – 2003. – С. 164-169.
2. *Сторубльов О.І., Бабій О.С.* Програмний комплекс обробки послідовностей зашумлених спостережень // Збірник наукових праць Військового інституту КНУ імені Тараса Шевченка. – 2006. – Вип. №2. – С. 104-110.
3. *Hough P.V.C.* Method and Means for Recognizing Complex Patterns. - U.S. Patent 3069354, 1962.
4. *Донченко В.С.* Про оптимальність дискретизації для акумулятора перетворення Гоку для сімейства прямих в класичній параметризації // Вісник Київського університету. Серія: фізико-математичні науки. – 2000. – Вип. № 1. – С. 242-246.

5. Донченко В.С., Кириченко Н.Ф. Быстрое преобразование Хока и псевдо обращение// Проблемы управления и информатики. –2002.– №2.– С.115-125.
6. Донченко В.С. Перетворення Гоку для спостережень з евклідових просторів// Вісник Київського університету. Серія: фізико-математичні науки. –2002. – Вип. № 1.–С.222-227.

АСИМПТОТИЧНІ РЕЗУЛЬТАТИ ДЛЯ МОМЕНТІВ ПОГЛИНАННЯ У ВИПАДКОВОМУ БЛУКАННІ З БАР'ЄРОМ

Негадайлов П.А.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
npasha@list.ru

Нехай ξ - випадкова величина, що має власний розподіл $p_k := P\{\xi = k\}, k \in \mathbb{N}$ Для кожного $n \in \mathbb{N}$ визначимо випадкове блукання з бар'єром $R_k^{(n)} := R_{k-1}^{(n)} + \xi_k 1_{\{R_{k-1}^{(n)} + \xi_k < n\}}, k \in \mathbb{N}$, та $R_0^{(n)} := 0$, де $\xi_k, k = 1, 2, \dots$ незалежні копії випадкової величини ξ . Для кожного $n \in \mathbb{N}$ визначимо момент поглинання

$$T_n := \inf\{k \in \mathbb{N} : R_k^{(n)} = n-1\} = \sum_{k=1}^{\infty} 1_{\{R_{k-1}^{(n)} + \xi_k < n-1\}} + 1.$$

Теорема 1. Нехай при $\alpha \in (0,1)$ виконується умова

$$\sum_{k=1}^n p_k \sim n^{-\alpha} L(n), n \rightarrow \infty, \quad (1)$$

де $L(n)$ - функція, що повільно змінюється на нескінченності. Тоді

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{L(n)}{n^\alpha} E T_n = \frac{\Gamma(1-\alpha)\Gamma(1+\alpha)}{\Gamma(1-\alpha)\Gamma(1+\alpha)-1}. \quad (3)$$

Теорема 2. Якщо $m := E\xi < \infty$, тоді наступні твердження рівносильні

- Існують послідовності $\{a(n), b(n), n \in \mathbb{N}\}$, $a(n) > 0$ та $b(n) \in \mathbb{R}$ такі, що при $n \rightarrow \infty$, $(T_n - b(n))/a(n)$ слабо збігається до стійкого та власного імовірнісного розподілу.

- Для деякого $\alpha \in [1,2]$ і функції L , що повільно змінюється на ∞ ,

$$\sum_{k=1}^n k^2 p_k \sim n^{2-\alpha} L(n).$$

Послідовності $a(n), b(n)$ та граничні функції розподілу для $(T_n - b(n)) / a(n)$, $n \in N$ можуть бути вказані в явному вигляді.

ІНТЕНСІОНАЛЬНО-ЕКСТЕНСІОНАЛЬНИЙ МЕТОД ПОБУДОВИ ЛОГІЧНИХ ТА ПРОГРАМНИХ ФОРМАЛІЗМІВ

. Нікітченко М.С., Шкільняк С.С

Київський національний університет ім. Тараса Шевченка
tp@unicyb.kiev.ua

При побудові логічних та програмних систем необхідно розглядати поняття в єдності їх інтенсiональних (змістовних) та екстенсiональних (об'ємних) аспектів із пріоритетом змістовного, інтенсiонального. Пропонований інтенсiонально-екстенсiональний метод базується на таких принципах: розвитку, інтегрованості, підпорядкованості, композиційності, номінативності.

Принцип *розвитку* говорить про послідовне уточнення понять від абстрактного до конкретного. Це веде до ієрархії визначень об'єкту різного рівня абстрактності та загальності. Тому визначення об'єкту на певному рівні абстракції (інтенсiональний аспект) має бути доповнене визначенням класу об'єктів, які належать цьому рівню (екстенсiональний аспект), причому обидва аспекти повинні вивчатись у їх єдності. Звідси отримуємо принцип *інтегрованості інтенсiональних та екстенсiональних аспектів*: поняття подаються у єдності їх інтенсiональних та екстенсiональних аспектів із пріоритетом інтенсiонального. Втіленням зазначеного пріоритету є принцип *підпорядкованості* синтаксичного аспекту семантичному. Згідно принципу *композиційності* складніші об'єкти будуються із простіших за допомогою композицій. Принцип *номінативності* стверджує, що відношення іменування є первісними конструктами структурування.

Для конкретного опису інтенсiональних аспектів основних логічних та програмних понять визначаються рівні абстракції та інтенсiонали понять даного, функції, композиції. Вводиться

поняття номінату (номінативного даного), розглядаються його зв'язки із поняттям множини.

На основі запропонованого інтенціонально-екстенціонального підходу розглянуто спектр композиційно-номінативних логік. Описані композиції квазіарних предикатів на різних рівнях абстрактності. Виділені класи логік квазіарних предикатів, розглянуті їх основні властивості.

Література

- [1] Нікітченко М.С., Шкільняк С.С. Інтенціонально-орієнтований підхід до побудови логічних систем – Пробл. программирования. – 2007, № 2.
[2] Нікітченко М.С., Шкільняк С.С. Основи математичної логіки. – К.: Київський ун-т. – 2006.

ОЦІНЮВАННЯ МОБІЛЬНОСТІ РЕГІОНАЛЬНИХ РИНКІВ ПРАЦІ

В.М. Новіков, В.В. Семенов

Інститут демографії та соціальних досліджень НАН України
demography@idss.org.ua

Нехай розподіл рівня зайнятості у рік t , x_t , змінюється в наступний рік на y_{t+1} : " $x_t \rightarrow y_{t+1}$ ". Індексом мобільності є будь-яка неперервна функція M із властивістю: "якщо $x_t \rightarrow y_{t+1}$ має більшу мобільність ніж $z_t \rightarrow w_{t+1}$, то $M(x, y) \geq M(z, w)$ ". В [1] розглянуті індекси для обчислення стійкості розподілу в часі. Ці індекси можуть бути використані як основа для побудови міри мобільності. Припустимо, що I - міра нерівності, яка є опуклою функцією відносних рівнів зайнятості. Отже, ми можемо записати:

$$I(Y, \bar{P}) = I\left(\sum_{t=1}^T Y_t / \mu, \bar{P}\right) = I\left(\sum_{t=1}^T \frac{\mu_t}{\mu} \frac{Y_t}{\mu_t}, \bar{P}\right) \leq \sum_{t=1}^T \frac{\mu_t}{\mu} I\left(\frac{Y_t}{\mu_t}, \bar{P}\right) = \sum_{t=1}^T g_t I\left(\frac{Y_t}{\mu_t}, \bar{P}\right) \quad (1)$$

де $g_t = \mu_t / \mu$, $\sum_{t=1}^T g_t = 1$. Із (1) отримуємо $I(Y, \bar{P}) \leq \sum_{t=1}^T g_t I(Y_t, \bar{P})$.

Тоді індекс стійкості розподілу Шоррокса визначається в вигляді:

$$R_T = I(Y, \bar{P}) / \left(\sum_{t=1}^T g_t I(Y_t, \bar{P})\right) \leq 1. \quad (2)$$

У виразі (2) застосовуються лише ті індекси нерівності, які є опуклими функціями відносних рівнів зайнятості [2]. Якщо $R = 1$,

це означає, що нерівність не змінюється при продовженні періоду спостережень: відносні рівні зайнятості в часі не змінюються, а регіони є повністю немобільними. Згідно із нашим визначенням, індекс регіональної мобільності тоді має вид:

$$M_R = 1 - R = 1 - \frac{I(Y, \bar{P})}{\sum_{t=1}^T g_t I(Y_t, \bar{P})}$$

Література

- [1]. Shorrocks A. F. The Measurement of Mobility//Econometrica, vol.46, 1978, pp. 1013-1024.
 [2]. Новіков В.М., Сітнікова Н.П., Мусіна Л.А., Семенов В.В. Соціальні трансформації: міжнародний та вітчизняний досвід. – Київ: ІЕ НАНУ, 2003.

ЗАДАЧІ ПРИЙНЯТТЯ РІШЕНЬ ПРИ НЕПОВНИХ ДАНИХ З ВИКОРИСТАННЯМ АПОСТЕРІОРНОЇ ІНФОРМАЦІЇ

Павлюченко О. Г.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

Особливості ігрових моделей і рекомендації, що виходять з них ґрунтуються на принциповому припущенні що до повторення ходів, тобто можливості і багатократного застосування стратегій X і Y в різних комбінаціях. Висновки теорії корисні на практиці лише тоді, коли знайдені хоча б наближені способи комбінування стратегій. Значна роль належить поняттю об'єднання (групування) і комбінації стратегій.

Із групи задач можна виділити тактичні задачі пошуку найкращих способів використання потенціалу в тих чи інших умовах. Оптимальні мішані стратегії реалізуються шляхом іноді неочікуваного переходу від одного способу дій до іншого відповідно знайденим розв'язкам X^* і Y^* .

Доцільність такої практики підтверджується досвідом, а статистичні методи дозволяють дати кількісні оцінки потрібних ймовірностей застосування чистих стратегій. Передбачається реалізація декількох конструкторських або технологічних рішень у тих пропорціях, які рекомендовані дослідниками відповідної моделі.

Такий підхід тільки приблизно відбиває суть запланованих результатів, але на практиці він може бути єдино можливим, особливо для унікальних систем, таких як будівництво, виробництво, екологія і т.д., де необхідні значні витрати і можливе коректування непередбачених або малоймовірних ситуацій з врахуванням отриманого результату на даний момент часу. При вказаному підході використовується теорія нечітких множин, нечітка векторна оптимізація, узагальнене відношення переваги.

ДИСТАНЦІЙНА ФОРМА НАВЧАННЯ З КОМП'ЮТЕРНОЇ ОБРОБКИ СТАТИСТИЧНОЇ ІНФОРМАЦІЇ

**Пилипенко І.І., Шевчук В.О., Товмаченко Н.М.,
Закусило О.К., Курбатов О.О., Лукович О.В.**

Державна академія статистики, обліку та аудиту Держкомстату
України,

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
distance@voliacable.com

Досвід використання засобів дистанційного навчання в умовах переходу ВНЗ на умови, що відповідають вимогам Болонського процесу доводить, що сучасний студент, у більшій своїй масі, не встигає засвоїти навчальний курс протягом відведених для цього лекційних і семінарських годин. Зміст і побудова навчальних дистанційних курсів дозволяє уніфікувати матеріал, що викладається і надавати його слухачеві без безпосереднього контакту, а навчання відбувається у вільний час, у комфортних для студента умовах - вдома чи на роботі та постійною підтримкою зв'язку з викладачем. Наразі актуальною є також проблема використання дистанційного навчання для підвищення кваліфікації кадрів підприємств без відриву від виробництва.

Для дистанційного навчання з використанням комп'ютерних технологій існує багато систем-оболонок. В основному принцип їхнього функціонування стандартний - розподіл навчальної програми на курси. Технічна реалізація системи дистанційного навчання є достатньо складним програмно-апаратним комплексом. З програмним забезпеченням працює

декілька категорій користувачів зокрема: викладачі, студенти, автори навчальних курсів, адміністратори, менеджери. Для кожної з категорій користувачів системи повинен бути реалізований свій інтерфейс користувача. Основними компонентами програмного продукту для дистанційного навчання є: засіб розробки навчального контенту (Authoring tools), система управління навчанням (LMS - Learning Management System), система обміну інформацією між учасниками навчального процесу, система доставки навчального контенту (як правило веб-сайт). Компоненти системи можуть взаємодіяти із зовнішніми інформаційними системами навчального закладу або корпорації. Як об'єкти взаємодії можуть виступати, наприклад, система обліку студентів, система кадрового обліку.

Серед найпопулярніших систем дистанційного навчання (СДН), які використовуються в багатьох вищих навчальних закладах (ВНЗ) як за кордоном (Московський економіко-статистичний інститут, Федеральна служба державної статистики Росії), так і на Україні (в Національній академії державної податкової служби України, Державній академії статистики, обліку та аудиту Держкомстату України та інших ВНЗ) є СДН “ПРОМЕТЕЙ” (<http://www.prometeus.ru>) .

СДН “ПРОМЕТЕЙ” дозволяє створювати мультимедійні дистанційні курси, що можуть розповсюджуватись і на компакт-дисках, забезпечує можливості дистанційного навчання та тестування слухачів, а також має необхідні засоби для керування віртуальною діяльністю навчального закладу (важливо підкреслити, що кожна версія СДН “Прометей” проходить локалізацію українською мовою).

Дистанційна форма навчання з комп'ютерної обробки статистичної інформації базується на використанні пакета статистичних програм (ПСП) Statistical Package for Social Science (SPSS).

Найбільш відомий, популярний і поширений закордонний ПСП SPSS класифікований за результатами експертного обстеження спеціального програмного забезпечення як інтегрована статистична програмна система. Функціональні можливості пакета зосереджені в основному в області багатомірного статистичного аналізу. ПСП SPSS має широко розвинуті функції з керування і представлення даних, розробляється спеціалізованою організацією SPPS. В табл. 1 приведені ціни (без ПДВ) для навчальних

дистанційних курсів SPSS. Слід зауважити, що дистанційні курси проводяться лише для ліцензійних користувачів.

Технологія, методи побудови системи дистанційного навчання і матеріалів для її наповнення з використанням SPSS спрямовані на розробку таких дистанційних курсів з прикладної статистики: теорія ймовірностей та математична статистика, статистична обробка інформації та аналіз даних, актуарна математика, вибіркові дослідження, соціальна статистика, економетрика. Користувачі повинні оволодіти навичками та вмінням роботи з ПСП SPSS, різними формами самоконтролю та контролю в процесі засвоєння навчального матеріалу.

Виконання тестових завдань, контрольних завдань до кожного із модулів, а також виконання лабораторних завдань базується на використанні ПСП SPSS з описом в довільній формі отриманих результатів статистичної обробки, аналізу та статистичної інтерпретації статистичних даних.

Державна академія статистики, обліку та аудиту (ДАСООА) Держкомстату України – базовий відомчий ВНЗ, який готує фахівців в галузі національної статистики, проводить науково-дослідну роботу та є одним із найбільших ВНЗ України за чисельністю відокремлених структурних підрозділів (ВСП), що розташовані по всій території України. У складі Академії діє [Національний центр обліку та аудиту](#) - єдина в Україні структура, яка готує аудиторів для сертифікації в Аудиторській палаті України, здійснює підготовку, перепідготовку і підвищення кваліфікації бухгалтерів, написання і видання навчальних посібників з обліку, аналізу, аудиторської діяльності. Академія готує фахівців для установ та організацій Державного комітету статистики, Міністерства фінансів, Державної податкової служби, Державного казначейства, Державної контрольно-ревізійної служби, аудиторських фірм, державних і комерційних банків та інших суб'єктів підприємницької діяльності.

Таблиця 1. Перелік навчальних дистанційних курсів SPSS
(ціни вказані в у.е. без ПДВ)

Назва навчального дистанційного курсу SPSS	ціна
Вступ в SPSS для Windows	700
Подання даних в SPSS для Tables	100
Статистичний аналіз даних в SPSS	300
Вступ в SPSS Complex Samples	100
Ефективні прийоми роботи в SPSS	200
Вступ в синтаксис SPSS	100
Сегментація ринку з допомогою SPSS	300
Advanced Market Research	300
Побудова карт сприйняття	200
Вступ в SPSS Conjoint	100
Організація вводу даних з допомогою SPSS Data Entry	200
Аналіз часових рядів з допомогою SPSS	300
Вступ в Answer Tree	200

Декан факультету дистанційного навчання ДАСОА Н.М.Товмаченко отримала сертифікати від представництва в Росії міжнародної компанії SPSS (сертифікат №2273 з навчального курсу “Анализ временных рядов с помощью SPSS” в форматі дистанційного навчання від 6 липня 2007 р., сертифікат №2289 з навчального курсу “Сегментация рынка с помощью SPSS” від 11 липня 2007 р.”).

В ДАСОА розробляються навчальні курси з використанням SPSS за спеціальністю “Прикладна статистика” в форматі дистанційного навчання з врахуванням досвіду провідних ВНЗ Росії та інших країн.

Розповсюдження академічної ліцензійної версії ПСП SPSS серед науково-педагогічних працівників, докторантів, аспірантів та студентів дозволяє також підняти на якісно новий рівень проведення наукових досліджень за спеціальністю “Прикладна статистика”.

МАТЕМАТИЧНА МОДЕЛЬ ДОЩОВИХ ЕРОЗІЙНИХ ПРОЦЕСІВ НА СХИЛОВИХ ПОВЕРХНЯХ ҐРУНТУ

¹Панчук В.І., ²Панчук О.В., ¹Дихне В.О.

¹Українсько-Угорський Інститут кібернетики та інформаційних
технологій Президентського університету Міжрегіональної
Академії управління персоналом

²Київський Національний університет ім. Тараса Шевченка

Проблеми природоохоронного та ресурсозберігаючого характеру викликають науково-практичний інтерес дослідників, особливо в останні десятиліття через значне погіршення екологічного стану довкілля.

Загальні проблеми теорії ерозієзнавства розглянуті в [1], огляд основних результатів з питань дощової та руслової ерозії ґрунтів з позицій гідродинаміки і механіки та перелік відповідних емпіричних залежностей - у роботах [2-6].

Для дослідження ерозійних процесів нами запропонована математична модель, до послідовності операцій якої включено такі:

- встановлення часу появи на поверхні ґрунту дощової плівки води при заданій інтенсивності дощових опадів та швидкості фільтрації ґрунту при врахуванні особливостей формування схилового дощового потоку під впливом дестабілізуючої дії краплин дощу та шорсткості донної поверхні;
- розрахунок профілю швидкості турбулентного потоку і інтенсивності відриву водостійких агрегатів від поверхні ґрунту;
- опис процесу змиву ґрунтоагрегатів із поверхні досліджуваної ділянки та оцінка розмивної дії потоку.

Література

1. Швебс Г.И. Теоретические основы эрозиоведения".- Киев - Одесса: Вища школа, 1981.- 222 с.).
2. Мирцхулава Ц.Е. Инженерные методы расчета и прогноза водной эрозии. - М.: Колос, 1970. -240 с.
3. Мирцхулава Ц.Е. Основы физики и механики эрозии русел.-М: Наука, 1983.- 214 с..
4. Кучмент Л.С. и др. Формирование речного стока.-М.: Наука, 1983,-214 с.
5. Кучмент Л.С. и др. Динамико-стохастические методы формирования речного стока.-М.: Наука-1993.-103 с.
6. Сухановский Ю.Г. Иметационная модель дождевой эрозии почв.// Докл. ВАСХНИЛ.-1991.-№1. с. 55-58.
7. Кузнецов М.С. Моделирование процесса смыва почвы //Труды советско-американского симпозиума. Поведение пестицидов и химикатов в окружающей среде.-Л. Гидрометеиздат.-1991. 432 с.

ПРОГНОСТИЧНА МОДЕЛЬ ТЕМПЕРАТУРНО-ВОЛОГІСНОГО РЕЖИМУ АКТИВНОГО ШАРУ ҐРУНТУ

Панчук В.І., Чуприна І.В.

Українсько-Угорський Інститут кібернетики та інформаційних технологій
Президентського університету Міжрегіональної
Академії управління персоналом

Робота присвячена чисельному прогнозуванню температурно-вологісних процесів, які відбуваються в дієвому шарі відкритого ґрунту як недеформованому пористому середовищі.

Описана структура числової локально-одновимірної моделі для розрахунку дифузії вологи у шарі ґрунту. Для прогнозування переміщення вологи у ненасиченій зоні використовується рівняння вертикального вологоперенесення з урахуванням зміни гравітаційного потенціалу зі зміною об'ємної вологості ґрунту в часі [1].

Для параметризації використовуються осереднені характеристики ґрунту, які визначаються за модифікованими аналогами формул Клаппа-Хорнбергера [2].

Розв'язання задачі при різних граничних умовах та характеристиках ґрунту здійснюється за методом Кранка-Ніколсона, модифікованим на випадок нелінійних коефіцієнтів розглянутих рівнянь. Застосування даного методу є виправданим, оскільки він абсолютно стійкий і забезпечує підвищену точність. Як показують чисельні експерименти, ці якості методу зберігаються і при наявних нелінійностях запропонованої математичної моделі перенесення вологи.

Відомо, що вологість відіграє суттєву роль у регулюванні інтенсивності теплового потоку між атмосферою і землею, тому з метою з'ясування впливу теплових процесів запропонована відповідна модель і розроблений аналогічний чисельний алгоритм, в якому використовуються граничні умови балансу тепла на межі «атмосфера-ґрунт».

Література

1. Волкович В.Л., Чечко Г.А., Панчук В.И. Математическое прогнозирование смыва почвы дождевыми осадками. // Проблемы управления и информатики. -1995. - N5. - С.125-134.
2. Clapp R.B., Hornberger M.G. Empirical equation for some soil hydraulic properties // Water Resources Research. 1978. V.14. P. 601-604.

ОЦЕНИВАНИЕ ПАРАМЕТРОВ НЕКОТОРЫХ АБСТРАКТНЫХ СМЕШАННЫХ ВАРИАЦИОННЫХ ЗАДАЧ В ГИЛЬБЕРТОВЫХ ПРОСТРАНСТВАХ В УСЛОВИЯХ НЕОПРЕДЕЛЕННОСТИ

Ю.К. Подлипенко

Киевский национальный университет

yourip@mail.ru

Пусть V_1 и V_2 – два гильбертовых пространства, V'_1 и V'_2 – их сопряженные пространства и пусть $a(\cdot, \cdot)$, $b_1(\cdot, \cdot)$, $b_2(\cdot, \cdot)$ и $c(\cdot, \cdot)$ – ограниченные билинейные формы на $V_1 \times V_1$, $V_1 \times V_2$, $V_1 \times V_2$ и $V_2 \times V_2$ соответственно.

При некоторых условиях на билинейные формы $a(\cdot, \cdot)$, $b_1(\cdot, \cdot)$, $b_2(\cdot, \cdot)$ и $c(\cdot, \cdot)$, гарантирующих существование решений $(\varphi_1, \varphi_2) \in V_1 \times V_2$ следующей вариационной задачи

$$a(\varphi_1, \psi_1) + b_1(\psi_1, \varphi_2) = \langle f_1, \psi_1 \rangle_{V'_1 \times V_1} \quad \forall \psi_1 \in V_1, \quad (1)$$

$$b_2(\varphi_1, \psi_2) - c(\varphi_2, \psi_2) = \langle f_2, \psi_2 \rangle_{V'_2 \times V_2} \quad \forall \psi_2 \in V_2, \quad (2)$$

где $f_1 \in V'_1$ и $f_2 \in V'_2$ – неизвестные элементы, принадлежащие множеству

$$G_0 := \left\{ (\tilde{f}_1, \tilde{f}_2) \in V_1 \times V_2 : \left(Q_1(\tilde{f}_1 - f_1^{(0)}), \tilde{f}_1 - f_1^{(0)} \right)_{V'_1} + \left(Q_2(\tilde{f}_2 - f_2^{(0)}), \tilde{f}_2 - f_2^{(0)} \right)_{V'_2} \leq 1 \right\},$$

а Q_1 и Q_2 – непрерывные, неотрицательно определенные, самосопряженные операторы, заданные в V'_1 и V'_2 соответственно, дано понятие минимаксных оценок линейных функционалов от ее решений и правых частей по зашумленным наблюдениям этих решений и получены однозначно разрешимые системы вариационных уравнений, через решения которых определяются минимаксные оценки.

Рассмотрены приложения полученных результатов к задачам оценивания параметров конкретных линейных дифференциальных уравнений в частных производных.

МИНИМАКСНОЕ ОЦЕНИВАНИЕ РЕШЕНИЙ ДВУХТОЧЕЧНЫХ КРАЕВЫХ ЗАДАЧ ДЛЯ ЛИНЕЙНЫХ ОБЫКНОВЕННЫХ ДИФФЕРЕНЦИАЛЬНЫХ УРАВНЕНИЙ n -ГО ПОРЯДКА, СОДЕРЖАЩИХ СПЕКТРАЛЬНЫЙ ПАРАМЕТР

Ю.К. Подлипенко, А.В. Рябикова

Киевский национальный университет

yourip@mail.ru

А. Ковалюк

ASA Institute of Computer Technology, NY

По зашумленным наблюдениям решения φ краевой задачи

$$\frac{d\varphi(t)}{dt} + (L(t) + \lambda r(t))\varphi(t) = f(t), \quad B_i(\varphi) = \alpha_i, \quad i = \overline{1, n}. \quad (1)$$

оценивается значения линейного функционала $l(\varphi)$ от этого решения. Вводится понятие минимаксной оценки значения функционала $l(\varphi)$ и получены теоремы об общем виде этих оценок. Здесь $L\varphi(t) = p_0(t)\varphi^{(n)}(t) + p_1(t)\varphi^{(n-1)}(t) + \dots + p_n(t)\varphi(t)$, $B_i(\varphi)$, $i = \overline{1, n}$ – заданная система n линейно-независимых форм от $2n$ переменных $\varphi(a), \dots, \varphi^{(n-1)}(a), \varphi(b), \dots, \varphi^{(n-1)}(b)$, λ – некоторый комплексный параметр, $p_i(t)$, $i = \overline{0, n}$ и $r(t)$ – достаточно гладкие на отрезке $[a, b]$ функции, а неизвестные правые части $f(t)$ и $\alpha = (\alpha_1, \dots, \alpha_n)^T$, входящие в уравнение и граничное условие в (1), являются соответственно интегрируемыми с квадратом по Лебегу на интервале (a, b) функцией и вектором из $\mathbb{C}^n$, подчиненными квадратичным ограничениям и соответствующему условию совместности, являющемуся необходимым и достаточным условием разрешимости краевой задачи (1) в случае, когда λ является собственным значением однородной краевой задачи (1) (в этом случае существует бесконечное множество решений, определенных с точностью до решений соответствующей однородной краевой задачи).

При этих предположениях получены также представления для погрешности минимаксного оценивания наблюдаемого решения.

ПРО ЗБІЖНІСТЬ РЯДУ, ПОВ'ЯЗАНОГО З ГІЛЛЯСТИМ ВИПАДКОВИМ БЛУКАННЯМ

Полоцький С.В.
pilot_ser@mail.ru

Нехай M точковий процес на R , тобто локально скінченна міра, що рахує. Процес M задається так:

$$M(A)(\omega) := \sum_{i=1}^J \delta_{X_i(\omega)}(A),$$

де $J := M(R)$, $\{X_i : i = \overline{1, J}\}$ - точки M , A - довільна борелівська множина на прямій, δ_x - міра Дірака, зосереджена в точці x .

Означення. Гіллястим випадковим блуканням (ГВБ) будемо називати послідовність точкових процесів $\{M_n : n = 0, 1, \dots\}$, де для борелівської множини $A \subset R$

$$M_0(A) = \delta_0(A), \quad M_{n+1}(A) := \sum_r M_{n,r}(A - X_{n,r}), \quad n = 0, 1, \dots$$

Тут $\{X_{n,r}\}$ - точки M_n , $\{M_{n,r}\}$ - незалежні копії M .

Припустимо, що для деякого $\gamma > 0$ $m(\gamma) := E \int_R e^{\gamma x} M(dx) \in (0, \infty)$.

Для $n = 1, 2, \dots$ через $F_n := \sigma(M_1, \dots, M_n)$ позначимо σ -алгебру, породжену точковими процесами $M_1, \dots, M_n$ і покладемо

$$W_n(\gamma) = W_n := m^{-n}(\gamma) \int_R e^{\gamma x} M_n(dx) = m^{-n}(\gamma) \sum_{|u|=n} e^{\gamma A_u} = \sum_{|u|=n} Y_u.$$

Відомо, що послідовність (W_n, F_n) - невід'ємний мартингал і $\lim_{n \rightarrow \infty} W_n = W$. Основним результатом роботи є наступна теорема.

Теорема. Якщо для фіксованого $a > 0$ та деякого $p > 1$ $EW_1^p < \infty$

та $e^{pa} E \sum_{i=1}^J Y_i^p < 1$, то

$$\sum_{n=0}^{\infty} e^{na} (W - W_n) < \infty \text{ м.н.}$$

Література

1. Kuhlbusch D. Moment conditions for weighted branching processes. 2004.

2. *Іксанов О.М.* Випадкові ряди спеціального вигляду, гвб та само розкладність. -- К.: Зірка, 2007. – 192 с.

СТОХАСТИЧНІ СИСТЕМИ З ОБМЕЖЕНОЮ КІЛЬКІСТЮ ПОВТОРНИХ ВИКЛИКІВ

Прищеп О.В.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

oksapr@gmail.com

Розглядається стохастична система $M|M|1$ з повторними викликами та нетерплячими вимогами. На вхід системи, що має один прилад, надходить пуассонівський потік вимог з інтенсивністю λ . Час обслуговування має показниковий розподіл з параметром μ . Якщо при надходженні первинної вимоги прилад є вільним, то вона обслуговується та залишає систему, у протилежному випадку – вимога утворює джерело повторного виклику. З інтенсивністю ν_1 вимоги зі стану повторного виклику можуть ще один раз опитати систему, якщо прилад є вільним, то вимога надходить на обслуговування, іншому випадку – вимога знову утворює джерело повторного виклику. З інтенсивністю ν_2 вимоги зі стану повторного виклику можуть вдруге опитати систему: якщо прилад вільний, то вимога надходить на обслуговування та залишає систему, в іншому випадку – вимога втрачається.

Стан системи в момент часу t описується тривимірним ланцюгом Маркова з неперервним часом $Q(t) = (Q_0(t), Q_1(t), Q_2(t))$ з фазовим простором $S = \{0,1\} \times \{0,1,\dots,\infty\} \times \{0,1,\dots,\infty\}$, де $Q_0(t)$ – кількість зайнятих приладів, $Q_1(t)$ – кількість джерел повторних викликів, які можуть зробити перший повторний виклик, $Q_2(t)$ – кількість джерел повторних викликів, які можуть зробити другий повторний виклик.

Стаціонарний режим для даної системи масового обслуговування існує при будь-яких $\lambda, \mu, \nu_1, \nu_2 > 0$. Стаціонарні ймовірності задовольняють наступній алгебраїчній системі рівнянь:

$$(\lambda + i\nu_1 + j\nu_2)\pi(0, i, j) = \mu\pi(1, i, j), \quad (1)$$

$$\begin{aligned} (\lambda + i\nu_1 + j\nu_2 + \mu)\pi(1, i, j) &= \lambda\pi(0, i, j) + \lambda\pi(1, i-1, j) + \\ &+ (i+1)\nu_1\pi(1, i+1, j-1) + (i+1)\nu_1\pi(0, i+1, j) + \\ &+ (j+1)\nu_2\pi(1, i, j+1) + (j+1)\nu_2\pi(0, i, j+1), \end{aligned} \quad (2)$$

$$\sum_{i=0}^{\infty} \sum_{j=0}^{\infty} (\pi(0, i, j) + \pi(1, i, j)) = 1. \quad (3)$$

Для даної системи знайдено наступні характеристики: блокуюча ймовірність, ймовірність того, що прилад вільний, середня кількість джерел повторних викликів, з яких можна зробити перший повторний виклик, середня кількість джерел повторних викликів, з яких можна зробити другий повторний виклик.

Література:

1. Falin G.I. and Templeton J.G.C. Retrial queues. – London: Chapman & Hall, 1997. – 328 p.
2. Саати Т. Л. Элементы теории массового обслуживания и ее приложения: Пер. с англ. / Под. ред. Коваленко И. Н., изд-ие 2. – М., 1971. – 520 с.

ЗАДАЧА ПРО ОПТИМАЛЬНИЙ СТАРТОВИЙ ІНВЕСТИЦІЙНИЙ ПОРТФЕЛЬ

Рутицька В.В., Кулян В. Р.

Київський національний університету ім. Т.Шевченка.

lrut@sotline.com.ua

При формуванні інвестиційного портфеля керуються наступними практичними міркуваннями: безпека інвестицій, невразливість інвестицій до потрясінь на ринку інвестиційного капіталу; стабільність отримування доходу; ліквідність інвестицій.

Головна мета при формуванні портфеля полягає в досягненні оптимального поєднання між ризиком і доходом. Ефективним при розв'язанні такого роду інвестиційних задач застосовування апарату теорії практичної стійкості.

Розглянемо динаміку формування вартості акції i -го типу на фондовому ринку [1]

$$\frac{dr_i(t)}{dt} = (\alpha_{i1} SM_{index}(t) + \alpha_{i2} IDI(t))r_i(t) + \sum_{j=1}^N \beta_{ij} r_j(t) + \xi_i(t),$$

$$t \in [t_0, T], \quad i = \overline{1, n}$$

і покладемо цю модель в основу процедур формулювання та розв'язання означених вище задач.

Задача про визначення всіх початкових точок таких, що відповідні траєкторії не покидають заданих фазових обмежень, є однією з основних в теорії стійкості. В інвестиційній теорії ця задача відповідає пошуку такої оптимальної початкової структури портфеля цінних паперів, що тренди акцій, які входять в нього, будуть знаходитись в межах, заданих інвестором.

Розрахункова вартість портфеля цінних паперів буде мати $\{k, l_r, G_0^\lambda, \Phi_t, t_0, T\}$ - оцінку, якщо $r(t, t_0, r_0, \lambda) \in \Phi_t, t \in [t_0, T]$ для будь яких $\lambda \in G_0^\lambda$ при умові $r_0 = k_1 l_r, 0 \leq k_1 \leq k$, де l_r - заданий N - вимірний вектор з одиничною нормою.

За допомогою обчислених величин $\bar{k}(l_r), \|l_r\| = 1$ можна визначити екстремальну множину початкових умов

$$G_0^{r, \max} = \left\{ r : r = k_1 l_r, 0 \leq k_1 \leq \bar{k}(l_r) \right\}, \forall l_r \in E^{(N)}, \|l_r\| = 1 \}.$$

Література

1. Рутіцька В.В., Кулян В.Р. Про нові прикладні задачі інвестиційного менеджменту. // Вісник Київ. ун-ту. Серія: фізико-математичні науки.- 2002, вип. 2. – с. 267-271

ЗВ'ЯЗОК МІЖ ЗРОСТАННЯМ, НЕРІВНІСТЮ ТА БІДНІСТЮ

Семенов В.В.

Інститут демографії та соціальних досліджень НАН України
semenovsr@meta.ua

Зростання середнього доходу популяції принаймі не збільшує рівень бідності. Для того, щоб це твердження стало корисним аналітичним засобом, необхідно йому надати зручної операційної форми. Це може бути виконано або шляхом параметризації кривої Лоренса, або шляхом параметризації розподілу доходів. Не зважаючи на те, що прогресивні дистрибутивні зміни ймовірно будуть скорочувати рівень бідності, без додаткових припущень це

твердження не може бути доведене. Наприклад, для того, щоб еластичність частки бідних, P_0 , по нерівності була додатною, необхідно, щоб середній дохід був вищим межі бідності. В іншому випадку є ризик того, що прогресивний перерозподіл приведе до зростання частки бідних. Інший приклад: має місце прогресивний перерозподіл серед найбагатшої частини популяції. Це зменшує нерівність, проте не впливає на рівень бідності. Для того, щоб уникнути таких труднощів, ми можемо припустити, що зміни в нерівності не приводять до перетину кривих Лоренса. За такої умови ми можемо виразити еластичність індексу бідності у виді:

$$\varphi_m = \eta_m + \varphi_G \eta_G. \quad (1)$$

Рівняння (1) нам показує, що вплив розподільчої політики на рівень бідності в суспільстві залежить від наступних факторів:

- 1) Способу, за яким економічне зростання трансформується в скорочення рівня бідності (η_m).
- 2) Яким чином економічне зростання та нерівність зв'язані між собою (яким чином зростання впливає на нерівність), тобто φ_G .
- 3) Як зміни в нерівності впливають на скорочення бідності (η_G).

Еластичності η_m та η_G залежать від конкретного розподілу доходів, початкових значень середнього доходу m та нерівності G . Припущення логнормальності розподілу доходів (витрат) дає нам можливість оцінити еластичності для стандартного нормального розподілу (більш того, побудувати таблиці еластичності), а потім, при необхідності, масштабувати їх на конкретні параметри розподілу.

БАГАТОКРИТЕРІАЛЬНІ ЗАДАЧІ ДИСКРЕТНОЇ ОПТИМІЗАЦІЇ НА ЕВКЛІДОВИХ КОМБІНАТОРНИХ МНОЖИНАХ

Семенова Н. В., Колєчкіна Л.М., Нагірна А.М.

Інститут кібернетики ім. В.М. Глушкова НАН України, м.Київ

nvsemenova@meta.ua ludapl@ukr.net

Розглядаються багатокритеріальні задачі комбінаторної оптимізації наступного вигляду: $Z(F, X): \max \{F(x) | x \in X\}$, де $X = P_A \cap D$, $F(x) = (f_1(x), \dots, f_l(x))$ – лінійний векторний критерій,

заданий на евклідовій комбінаторній множині P_A перестановок, породжуваних скінченною мультимножиною A , D – опукла многогранна множина в R^n . Ваховуючи комбінаторні властивості допустимої множини X [1], задачу $Z(F, X)$ будемо розглядати як задачу пошуку елементів наступних множин: $P(F, X)$ – Парето-оптимальних (ефективних), $Sl(F, X)$ – оптимальних за Слейтером, $Sm(F, X)$ – оптимальних за Смейлом розв’язків. В [2] показано, що опуклою оболонкою множини перестановок є переставний многогранник Π , множина вершин якого $\text{vert } \Pi = \text{vert}(\text{conv } P_A)$. Дана властивість дозволяє звести розв’язання задачі $Z(F, X)$ до задачі $Z(F, G)$ на неперервній множині $G = \Pi \cap D$. $\forall y \in \text{vert } \Pi$ справедливі достатні умови оптимальності зазначених видів ефективних розв’язків, отримані в роботі [3]. Нехай $R(F, X)$ позначає множину $P(F, X)$, $Sm(F, X)$ або $Sl(F, X)$.

Теорема 1. $R(F, G) \cap \text{vert } \Pi \subset R(F, X)$.

Теорема 2. Якщо $X = \text{vert } \Pi$ або $\Pi \subset D$, то

$$\forall x \in R^n : x \in R(F, X) \Leftrightarrow x \in R(F, \Pi) \cap \text{vert } \Pi.$$

Аналізуючи теореми приходимо до співвідношень між задачами $Z(F, X)$ і $Z(F, G)$: якщо $x \in R(F, G) \cap \text{vert } \Pi$, то $x \in R(F, X)$,

якщо $x \notin R(F, G) \cap \text{vert } \Pi$, то з цього не випливає, що $x \notin R(F, X)$.

При $\Pi \not\subset D$ пропонується наступний підхід до розв’язання $Z(F, X)$:

1. Знаходимо ефективні розв’язки задачі $Z(F, \Pi)$. 2. Перевіряємо їх приналежність множині D . Якщо $x \in Z(F, \Pi) \cap D \Rightarrow x \in Z(F, X)$.

3. Розглядаємо $x \in X \setminus P(F, \Pi) \cap D$, перевіряємо їх на ефективність за допомогою необхідних і достатніх умов, сформульованих в [5].

Література

- [1] Сергієнко І.В., Каспицкая М.Ф. Модели и методы решения на ЭВМ комбинаторных задач оптимизации. – Киев. – Наукова думка, 1981. – 287 с.
- [2] Стоян Ю.Г., Ємець О.О. Теорія і методи евклідової комбінаторної оптимізації. – Київ: ІСДО, 1993. – 188 с.
- [3] Лебедєва Т.Т., Семенова Н.В., Сергієнко Т.І. Умови оптимальності та розв’язуваності в задачах лінійної векторної оптимізації з опуклою допустимою множиною // Доповіді НАНУ. – 2003. – №10. – С. 80-85.
- [4] Подиновский В.В., Ногин В.Д. Парето-оптимальные решения многокритериальных задач. – М.: Наука, 1982. – 256 с.

НОВИЙ ОБ'ЄКТ ПРИКЛАДНОЇ КОСМОНАВТИКИ: ЗАСТОСУВАННЯ МЕТОДУ ЛАВУАЗ'Є ПРИ ОБЖИВАННІ ПЛАНЕТИ МЕРКУРІЙ

Стеглов О. Ф.

Українсько-Угорський Інститут кібернетики та інформаційних
технологій Президентського університету Міжрегіональної
Академії управління персоналом

Використавши метод Лавуаз'є по дослідженню затухання сезонних хвиль змін температур на глибинах 25-30 метрів у Парижській обсерваторії та експериментально доведене асимптотичне наближення цих температур до середньої річної температури Парижа (11 градусів Цельсія), розроблено і підтверджено обчисленнями технічні ідеї та методики створення великих (діаметром від 300 до 500 км) поселень людей під поверхнею Меркурія в обох його біляполюсних зонах в межах широт від 80 до 90 градусів. При цьому в межах широт 84-90 градусів отримано оцінки середніх температур «за Лавуаз'є» в корі Меркурія на глибинах 20-100 метрів достатньо комфортними для проживання людей – від 15 до 27 градусів Цельсія.

Таким чином, люди та Людство в цілому отримали ще один об'єкт (окрім Марсу) для експансії своєї Цивілізації в її космічних поселеннях.

Причому, космічні поселення на полюсах Меркурія можна будувати і на поверхні, але тільки в середині особливих колових кратерів, вали яких закривають горизонт не менше ніж на 5-15 градусів, що дає можливість створювати штучні канали («світловоди»), які будуть дозувати надходження сонячної енергії в захищене від Сонця поселення.

Робота стосується фундаментальних проблем симбіотехнічної планетології та прикладної космонавтики. Зроблено тільки перші оцінки та обчислення. В подальшому планується провести розрахунки сезонної динаміки об'ємного поля температур по всій поверхні Меркурія для глибин від 0 до 100 метрів, що дасть можливість точно локалізувати об'єми найбільш придатні для створення майбутніх космічних поселень.

Загальна площа можливих космічних поселень біля двох полюсів в 3-5 разів перевищує площу всієї України...

УЗАГАЛЬНЕНИЙ РОЗВ'ЯЗОК ОПУКЛИХ ЕКСТРЕМАЛЬНИХ ЗАДАЧ

Семенов В.В.¹

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
snakkar@univ.kiev.ua

У доповіді пропонуємо доведення теореми.

Теорема. Нехай X – опукла, обмежена і замкнена підмножина сепарабельного банахова простору $(E, \|\cdot\|_E)$, функціонали $f_k : E \rightarrow \mathbb{R} \cup \{+\infty\}$ ($k \in \mathbb{N}$) напівнеперервні знизу опуклі і такі, що $\text{int dom } f_k \supseteq X$. Тоді існує підпростір $F \subseteq E^*$ з властивостями:

- 1) $(F, \|\cdot\|_{E^*})$ – сепарабельний банахів простір;
- 2) F – 1-нормуючий підпростір E^* ;
- 3) довільна точка $x \in E \setminus X$ строго відділяється від множини X елементом підпростору F ;
- 4) якщо $\forall y \in F \quad \langle y, x_n \rangle_{E^*, E} \rightarrow \langle y, x \rangle_{E^*, E}$ при $n \rightarrow \infty$ ($x \in X$, $x_n \in X$), то $\forall k \in \mathbb{N} \quad f_k(x) \leq \liminf_{n \rightarrow \infty} f_k(x_n)$.

Розглянемо екстремальну задачу $f(x) \rightarrow \inf_{x \in X}, \quad (P),$

де X – непорожня опукла обмежена і замкнена підмножина сепарабельного банахова простору $(E, \|\cdot\|_E)$, функціонал f неперервний і опуклий на множині X . Без додаткових припущень задача (P) може не мати розв'язків

За допомогою представленої теореми для опуклих екстремальних задач (P) у нерексивних та не ізоморфних спряженим банахових просторах запропоновано природну узагальнену постановку, що має розв'язки. Зауважимо, що можлива побудова узагальненої постановки з використанням спільного простору для довільної зліченної сім'ї опуклих екстремальних задач.

Розроблений підхід застосовано для отримання певної «регуляризації» задачі максимізації опуклого функціоналу на опуклій обмеженій і замкненій множині з сепарабельного банахова простору.

¹ Роботу виконано при фінансовій підтримці ДФФД України.

ДЕКОМПОЗИЦІЙНІ МЕТОДИ ПОШУКУ РОЗВ'ЯЗКІВ ЗАДАЧ ДИСКРЕТНОЇ ОПТИМІЗАЦІЇ В УМОВАХ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ ТА КЕРОВАНOSTІ ДАНИМИ¹

Сергієнко І.В., Семенова Н.В.

Інститут кібернетики ім. В.М. Глушкова НАН України

nvsemenova@meta.ua

Представлені результати побудови та обґрунтування методів декомпозиції точного та наближеного розв'язання задач, що виникають при дослідженні складних дискретних оптимізаційних моделей з керованими і неточно заданими вхідними даними, і оснований на апроксимації їх задачами більш простої структури. Ці методи є розвитком декомпозиційних методів [1-3], базуються на ідеях методів релаксації, лінеаризації [4], відтинаючих площин Келлі [5]. Задачі, що досліджуються, мають наступний вигляд:

$P: \max \{ \text{extr} \{ f_0(x) \mid f \in F_0 \} \mid x \in X_1 \}$, де $X_1 = \{ x \in Z^n \mid f_i(x) \leq 0 \ \forall f_i \in F_i, i \in N_m = \{1, \dots, m\} \}$, $X_2 = \{ x \in Z^n \mid f_i(x) \leq 0 \ \exists f_i \in F_i, i \in N_m \}$ – обмежена множина, Z^n – простір n – вимірних цілочислових векторів із R^n , $f_i: R^n \rightarrow R$, F_i – множина опуклих неперервно диференційовних функцій,

$F_i \subset C^1$, $i \in N_m \cup \{0\}$. Запропоновані методи полягають в послідовному розв'язанні двох підзадач: для деякого $x^j \in Z^n$, $j=1, 2, \dots$, задачі MP :

$$\max \{ x_0 \mid x_0 \leq \text{extr}_{j \in N_k} f_0^j(x), f_0^j \in F_0, k=1, 2, \dots, \}$$

$$\text{extr}_{f_i' \in F_i} \max_{j \in N_l} (f_i^j(x^j) + \langle \nabla f_i^j(x^j), x - x^j \rangle) \leq 0, i \in I \subset N_m, l=1, 2, \dots, x \in Z^n \}$$
 і

задачі $\text{extr} \{ f_0(x^j) \mid f \in F_0 \}$. На основі доведених теорем побудовані декомпозиційні методи розв'язання розглянутих задач, що поєднують пошук оптимального (наближеного) розв'язку задачі P із знаходженням невизначених та керованих даних моделі. Розглянуті деякі множини невизначеності, що описують вхідні дані задач, за яких останні можуть бути зведені до задач з точно заданими даними.

Література

[1] Семенова Н.В. Методы поиска гарантирующих и оптимистических решений задач целочисленной оптимизации в условиях неопределенности данных // Кибернетика и сист. анализ – 2007, №1. – С. 103-114.

¹Робота виконана за фінансової підтримки Державного фонду фундаментальних досліджень України (Проект Ф25.1/094)

- [2] Рошин В.А., Семенова Н.В., Сергиенко И.В. Декомпозиционный подход к решению некоторых задач целочисленного программирования с неточными данными // Журн. вычисл. математики и мат. физики. – 1990. – 29, №5. – 786-791.
- [3] Сергиенко И.В., Рошин В.А., Семенова Н.В. Некоторые задачи целочисленного программирования с неоднозначно заданными данными и их решение // Проблемы управления и информатики. – 1998, №6. – С.116-123.
- [4] Пшеничный Б.Н. Метод линеаризации. – М.: Наука, 1983. – 136 с.
- [5] Kelley J. The cutting plane method for solving convex program // SIAM J. – 1960. – 8. – N4. – P.703-712.

БАГАТОВИМІРНА ЗАДАЧА ПРО ПРИЗНАЧЕННЯ

Сіренко С. І.

Київський університет ім. Т.Шевченка

s_sirenko@univ.kiev.ua

Ряд проблем відслідковування об'єктів, планування ресурсів, динамічного розміщення об'єктів тощо приводять до оптимізаційних задач, узагальнююча постановка яких отримала назву багатовимірної задачі про призначення (БЗП) [1]. Формально БЗП можна сформулювати так [2]. Нехай n і m – натуральні ($n \geq 3$, $m \geq 3$), $c_{i_1, \dots, i_m}$, $i_j \in \{1, \dots, n\}$, $j \in \{1, \dots, m\}$, – цінові коефіцієнти, що визначають вартість кортежу $i_1, \dots, i_m$, а P_n – простір всіх перестановок чисел $\{1, \dots, n\}$. Необхідно знайти

$$\arg \min_{p^{(1)}, \dots, p^{(m-1)} \in P_n} \sum_{i=1}^n c_{i, p_i^{(1)}, \dots, p_i^{(m-1)}}.$$

Для цієї задачі у роботі [2] отримано оцінки кількості локальних мінімумів при використанні околів, що базуються на метриці Хемінга. З точки зору розв'язування БЗП, доцільно використовувати транспозиційну метрику для побудови околів. Для околів $N_p^{mp*}(\cdot)$, що базуються на p послідовних транспозиціях, $p \in \{2, \dots, n-1\}$, доведено наступний результат.

Теорема. У БЗП, якщо $n \geq 3$, $m \geq 3$, а цінові коефіцієнти є незалежними нормально розподіленими випадковими величинами, очікувана кількість локальних мінімумів $E[M_p^{mp*}]$ по відношенню до околів $N_p^{mp*}(\cdot)$, $p \in \{2, \dots, n-1\}$, знаходиться у межах:

$$(n!)^{m-1} \left/ \prod_{i=p+1}^{\min\{2p, n\}} (mD(i) + 1) \binom{n}{i} \right. \leq E[M_p^{mp*}] \leq (n!)^{d-1} \int_{-\infty}^{\infty} [\Phi(\sqrt{p} z)]^{|N_{p+1}^*|} d\Phi(z).$$

З результатів дослідження кількості локальних мінімумів БЗП випливає важливість використання на практиці методів, що враховують наявність значної кількості локальних мінімумів.

Література

- [1] Гуляницький Л. Ф. Про багатовимірну задачу про призначення // Abstract of Int. Conf "Problems of Decision Making under Uncertainties (PDMU-2007)" (May 21-25, 2007, Chernivtsi, Ukraine). – 2006. – P. 101–103.
 [2] Grundel Don A., Krokhmal P.A., Oliveira C.A.S., Pardalos P.M. On the number of local minima for the multidimensional assignment problem // J. Combinatorial Optimization. – 2007. – 13, №2. – P. 1–18.

ЕКОНОМЕТРИЧНІ МОДЕЛІ ЗАОЩАДЖЕНЬ ДОМАШНІХ ГОСПОДАРСТВ УКРАЇНИ

Соколик М.П.

ДУ "Інститут економіки та прогнозування НАН України"

sokolyk@rambler.ru

Досліджено динаміку формування заощаджень населення України у взаємозв'язку з його доходами і витратами та макроекономічними показниками: темпами ВВП, реальними наявними доходами на особу, середньомісячною заробітною платою, показниками розвитку фінансового ринку (процентними ставками на кредити та депозити, грошовою масою, її розміщенням, валовою і чистою доданою вартістю сектора фінансових корпорацій), державними заощадженнями, системою податків, соціальної допомоги і страхування, демографічною структурою, використовуючи інформацію системи національних рахунків і банківської статистики за 1990-2006 рр. [1-2].

Розроблено економетричні моделі між залежною змінною – часткою валових і чистих заощаджень у ВВП і значущими змінними у її формуванні. Позитивно на зростання обсягу заощаджень впливають реальний ВВП і валовий наявний дохід на особу, соціальна допомога, отримані поточні трансферти, частка валової та чистої доданої вартості фінансових корпорацій до таких по економіці в цілому; негативно на зменшення їх обсягу – податок з доходів фізичних осіб, прямі податки, податкові надходження до

бюджету (у відсотках до ВВП), державні заощадження. Усі коефіцієнти при таких незалежних змінних є значущими, для лінійних і логарифмічних функцій R^2 дорівнює 0,87-0,96, статистика Дарбіна-Уотсона - 1,9-2,7, похибка регресії - 1,0-1,9. Вплив решти факторів є нейтральним або незначним.

Модель доповнена тотожністю для чистих заощаджень, як суми нагромадження нефінансових і приросту фінансових активів (за існуючою структурою) у поточному році, що використовується для корегування розбіжностей в оцінках і прогнозуванні середньої та граничної схильності населення до споживання і заощаджень при залученні інформації із різних джерел.

Література:

- [1]. Національні заощадження та економічне зростання / За ред. Б.Є. Кваснюка. – К.: МП Леся, 2000. – 304 с.
- [2]. Ватаманюк О.З. Визначники особистих заощаджень в економіці України // Фінанси України. – 2007. - №1. – С. 75-83.

ЗГУЩЕННЯ ДИСКРЕТНО ПРЕДСТАВЛЕНОЇ КРИВОЇ НА БАЗІ ДОДАТКОВИХ РІВНЯНЬ В СИСТЕМІ ОСНОВНИХ ТОТОЖНОСТЕЙ ЗГУЩЕННЯ

Сосновських Д.О.

Таврійський державний агротехнологічний університет

У багатьох задачах геометричного моделювання вихідні дані носять дискретний характер, тобто мають вигляд дискретно представленої кривої (ДПК). Розв'язання задачі інтерполяції шляхом побудови інтерполяційного поліному не гарантує відсутності осциляції (непередбачуваної зміни кривизни), що істотно погіршує якісні характеристики наближаючої кривої. Таким чином, існує необхідність розробки таких інтерполяційних методів, які дозволяють уникнути ефекту осциляції моделюючої функції.

Найбільш ефективними методами вирішення проблеми усунення осциляції є методи варіативного дискретного геометричного моделювання (ВДГМ), запропоновані в роботах Найдіша В.М. і його учнів [1]. Суттю даних методів є побудова точок згущення розташованих між точками вихідного точкового ряду за умови відсутності осциляції згущеної ДПК. Одним з

напрямків методів ВДГМ є методи дискретної неосцилюючої інтерполяції, що базуються на тотожностях згущення, які зв'язують значення кінцевих різниць вихідної і згущеної ДПК. Суть пропонуваного методу полягає у побудові спеціальної системи рівнянь – *системи основних тотожностей згущення (СОТЗ)*. Однак, СОТЗ для вихідної ДПК є розрідженою системою. Для одержання її однозначного розв'язку (тобто визначення координат точок згущення ДПК) необхідні додаткові умови стосовно рівнянь або невідомих системи.

Запропоновано новий алгоритм згущення ДПК, який полягає у введенні додаткових рівнянь у СОТЗ, що приводить систему до різницевої схеми другого порядку. Розв'язання побудованої системи дозволяє визначити координати точок згущення ДПК.

Література:

1. Найдиш В.М., Верещага В.М., Найдиш А.М., Малкіна В.М. Основи дискретної прикладної геометрії. Навчальний посібник для студентів вищих навчальних закладів III-IV рівнів акредитації. – Мелітополь 2007. – 194 с.

СТІЙКІСТЬ В МОДЕЛЯХ ВЗАЄМОДІЇ СУБ'ЄКТІВ ІННОВАЦІЙНОГО РИНКУ

Сугоняк І.І.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

isygon@mail.ru

Однією з головних проблем дослідження складних виробничо-економічних систем в процесі впровадження нового продукту (інновації) в умовах невизначеності є дослідження стійкості та стабільності її функціонування. Для системи взаємодії суб'єктів ринку

$$\begin{cases} \dot{G}_1 = r_1 + (b_{10} - d_{10} + b_{12}G_2 + b_{13}G_3 - d_{11}G_1)G_1 \\ \dot{G}_2 = r_2 - (b_{20} - d_{20} + b_{21}G_1 + b_{23}G_3 - d_{22}G_2)G_2 \\ \dot{G}_3 = r_3 - (b_{30} - d_{30} + b_{31}G_1 + b_{32}G_2 - d_{33}G_3)G_3 - (b_{10} + b_{12}G_2 + b_{13}G_3)G_1 \\ G_1|_{t=0} = G_1^0, G_2|_{t=0} = G_2^0, G_3|_{t=0} = G_3^0. \end{cases} \quad (1)$$

досліджено стійкість розв'язку в околі стаціонарних точок:

$$\begin{cases}
 G_1 = \frac{-d_{10} \pm \sqrt{d_{10}^2 - 4d_{11}(r_1 + r_2 + r_3)}}{2d_{11}} \\
 G_2 = \frac{-k \pm \sqrt{k^2 + 4r_2^2 \left(\frac{d_{21} - b_{12}b_{13}}{b_{13}} \right)}}{-2(d_{21} - b_{12}b_{13})/b_{13}} \\
 G_3 = \frac{1}{b_{13}} \left(\frac{\frac{-2r_1d_{11}}{-d_{10} \pm \sqrt{d_{10}^2 - 4d_{11}(r_1 + r_2 + r_3)}} + \frac{-d_{10} \pm \sqrt{d_{10}^2 - 4d_{11}(r_1 + r_2 + r_3)}}{2}}{k \pm \sqrt{k^2 + 4r_2^2 \left(\frac{d_{21} - b_{12}b_{13}}{b_{13}} \right)}} - \frac{-b_{12}}{-2(d_{21} - b_{12}b_{13})/b_{13}} - b_{10} + d_{10} \right) \\
 k = \frac{1}{b_{13}} \left(\frac{(b_{13}b_{12} + b_{23}d_{11}) \frac{-d_{10} \pm \sqrt{d_{10}^2 - 4d_{11}(r_1 + r_2 + r_3)}}{2d_{11}} - \frac{2r_1b_{23}d_{11}}{-d_{10} \pm \sqrt{d_{10}^2 - 4d_{11}(r_1 + r_2 + r_3)}} + b_{13}b_{20} + b_{23}(d_{10} - b_{10}) - b_{13}d_{21}}{b_{13}} \right)
 \end{cases}$$

За умови $r_i > 0$ та $0 < b_i, d_i \leq 1$ можна зробити висновок, що $G_1 \leq 0$, що свідчить про те що особливі точки знаходяться за межами дослідження так як в межах життєвого циклу інновації $G_1 > 0$. Таким чином розв'язки системи (1) в діапазоні дослідження є стійкими.

МОДЕЛЮВАННЯ ТВОРЕННЯ ПРИРОДНИХ МОВНИХ СИГНАЛІВ З ВИКОРИСТАННЯМ КОМБІНАТОРНИХ ПРОСТОРІВ

Тимофієва Н.К.

Міжнародний науково-навчальний центр інформаційних технологій та систем НАН та МОН України
tymnad@gmail.com

Характерною особливістю комбінаторних просторів є не просто існування множини точок комбінаторної природи, а утворення їх комбінацією елементів a_j базової множини $A = \{a_1, \dots, a_n\}$ з використанням заданої системи правил.

Означення 1. Згорнутим комбінаторним простором назвемо базову множину $A = \{a_1, \dots, a_n\}$, його тип і систему правил, за

допомогою яких із елементів $a_j \in A$ утворюється розгорнутий комбінаторний простір.

Позначимо $\mathfrak{R} = \langle A, T, \mathfrak{T} \rangle$ згорнутий комбінаторний простір, де A – його базова множина, $\mathfrak{T}$ – система правил, за якими він розгортається, T – його тип. Система правил включає спосіб обчислення рекурентного виразу $P(A)$, що задає кількість комбінаторних конфігурацій, які містить розгорнутий простір певного типу, рекурентні комбінаторні оператори, за допомогою яких вони утворюються, і правила їх упорядкування.

Означення 2. Рекурентним комбінаторним оператором назовемо сукупність правил, за допомогою яких з елементів базової множини $A = \{a_1, \dots, a_n\}$ утворюються комбінаторні конфігурації.

Теорема 1. Комбінаторні простори певного типу існують в двох станах: спокої (згорнуте) і в динаміці (розгорнуте). Згорнутий простір задається інформацією (кодом), яка містить властивості розгорнутого простору.

Із згорнутого утворюються такі простори: частково розгорнуті, повні розгорнуті, однорідні, неоднорідні.

Теорема 2. Утворення із згорнутого простору просторів інших типів проводиться за рекурентними правилами.

Отже, для задання комбінаторного простору достатньо увести базову множину, із елементів якої проводиться формування його точок, тип комбінаторної конфігурації і систему правил, за допомогою яких він розгортається.

Розгортанню комбінаторного простору характерна властивість періодичності, яка впливає з рекурентного способу утворення і упорядкування комбінаторних конфігурацій.

Аналогічне спостерігаємо у живій природі. Насінину чи клітину, які містять ознаки живого організму певного типу, розглянемо як згорнутий простір. Під дією відповідних чинників (для рослин – це тепло, волога і земля) утворюється живий об'єкт – розгорнутий простір.

Розглянемо утворення мовних сигналів. Активні і пасивні органи творення мови розділяють на мовний тракт і голосові зв'язки. Назвемо усі ці органи мовним трактом і побудуємо математичну модель творення природного мовного сигналу з використанням комбінаторних просторів.

Згорнутим мовним простором назвемо базову множину A , елементам $a_j \in A$ якої відповідають органи мовного тракту, і систему правил, за допомогою яких комбінацією $a_j \in A$ утворюється природний мовний сигнал. Для утворення мовного сигналу із мовного центру кори головного мозку поступає сигнал до легень і мускулів активних органів мовлення. Під дією таких чинників як робота мускулів активних органів мови, потік повітря, утворений роботою легень, комбінацією елементів $a_j \in A$ утворюються різноманітні звуки. Сукупність цих звуків назвемо **частково розгорнутим мовним простором**. З використанням певних правил комбінацією точок частково розгорнутого мовного простору утворюється повний розгорнутий мовний простір, що відповідає мовному сигналу. Тобто, аналогічно з комбінаторним простором, простір мовних сигналів складається із згорнутого, який містить базову множину (активні і пасивні органи творення мови), правила, за якими творяться звуки (частково розгорнутого мовного простору), і правила, за якими із звуків (комбінацією точок частково розгорнутого мовного простору) твориться мова, мовні сигнали (розгорнутий мовний простір). Відповідно, згорнутий мовний простір містить усі ознаки розгорнутого мовного простору, а ритмічні (пульсуючі) процеси у живій природі зв'язані з рекурентним способом утворення розгорнутого простору (мовних сигналів, рослин, тощо).

ПОБУДОВА УЗАГАЛЬНЕНОГО РОЗВ'ЯЗКУ ЗАДАЧІ КОШІ ДЛЯ ІНТЕГРО-ДИФЕРЕНЦІЙНОГО РІВНЯННЯ З ВИРОДЖЕННЯМ

Трофимчук О.Ю.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

ok_trofimchuk@meta.ua

Для задачі Коші для інтегро - диференційного рівняння параболічного типу з виродженням отримані достатні умови існування та єдності узагальненого розв'язку та отримано стійкий різницевий розв'язок задачі. Для $y(x, t)$ в області $Q_T = \Omega \times (0, T)$ розглянемо задачу Коші

$$y_t - L(y) = y_t - \sum_{i=1}^n \left(\sum_{j=1}^n a_{ij}(x,t) y_{x_j} + a_i(x,t) y_{x_i} - b_i(x,t) y_{x_i} \right) + \quad (1)$$

$$+ q(x,t) y + r(x,t) \int_{\Omega} g(x,t) y dx = f(x,t), \quad y(x,0) = \psi(x).$$

При умові $a_{ij} = a_{ji}$ коефіцієнти (1) задовольняють умовам:

$$0 < \nu \xi^2 \leq a_{ij}(x,t) \xi_i \xi_j \leq \mu \xi^2, \quad x \in \tilde{\Omega} \subset \Omega, \quad t \in (0, T),$$

$$a_{ij}(x,t) = 0, \quad x \in \Omega^\circ = \Omega \setminus \tilde{\Omega}, \quad t \in (0, T),$$

$$\left\| \sum_{i=1}^n a_i^2, \sum_{i=1}^n b_i^2, q, r, g \right\|_{2, Q_T} \leq \mu \left\| \sum_{i=1}^n a_{x_i}^2, \sum_{i=1}^n b_{x_i}^2 \right\|_{2, Q_T} \leq \mu.$$

де Ω° - обмежена замкнена множина, $\tilde{Q}_T = \tilde{\Omega} \times (0, T)$, $Q_T^\circ = \Omega^\circ \times (0, T)$.

Для узагальненого розв'язку задачі (1) отримано апіорну оцінку:

$$\|y(x,t)\|_{2, Q_t^\circ} + \max_{0 \leq \tau \leq t} \|y\|_{2, \tilde{\Omega}} + \|y_x\|_{2, \tilde{Q}_t} = \|y(x,t)\|_{2, Q_t^\circ} + |y|_{\tilde{Q}_t} \leq \quad (2)$$

$$\leq c(t) \left(2\|f\|_{2,1, Q_t} + \|\psi\|_{2, \Omega} \right)$$

Із (2) слід, що розв'язок задачі Коші (1) існує та єдиний в класі

функцій $L_2(Q_T^\circ) \cup V_2^1(\tilde{Q}_T)$ при будь-яких $f \in L_{2,1}(Q_T)$,

$\psi \in L_2(\Omega)$ та при виконанні визначених обмежень на коефіцієнти задачі.

Для задачі (1) побудовано стійкий чисельний розв'язок та отримано тестові чисельні розрахунки.

ГРАДИЕНТНЫЕ МЕТОДЫ РЕШЕНИЯ ЗАДАЧ ОПТИМАЛЬНОГО УПРАВЛЕНИЯ

Умеров О.С.

Мелитопольский государственный педагогический университет

Рассмотрено решение задач оптимального управления с использованием градиентного метода наискорейшего спуска.

Пусть G – ограниченная область в действительном n – мерном евклидовом пространстве R^n с кусочно-гладкой границей γ . Рассмотрим в G уравнение:

$$\frac{\partial x}{\partial t} = f_i(t, x(t), u(t)) \quad t_0 \leq t \leq t_1, \quad i = \overline{1, n} \quad (1)$$

где $u \in R^m$ – вектор принадлежащий множеству управлений U , $x \in R^n$ – фазовый вектор системы, $f \in R^n$ – заданные функции.

Управление системой (1) осуществляется посредством функционала:

$$J = \int_{t_0}^{t_1} F(t, x(t), u(t)) dt + \varphi(t_1, x(t_1)) \quad (2)$$

Среди всех управлений выбрано такое, для которого значение функционала минимально. Вектор градиента находился следующим образом:

1) Строилась функция Гамильтона – Понтрягина

$$H(t, x(t), u(t), \psi(t)) = -F(t, x(t), u(t)) + (f(t, x(t), u(t)), \psi(t)) \quad (3)$$

2) Сопряженная задача формулировалась в виде:

$$\frac{\partial \psi_i}{\partial t} = -\frac{\partial H}{\partial x_i} \quad (i = \overline{1, n}) \quad \psi_i(t_1) = \frac{\partial \varphi}{\partial x_i} \Big|_{x=x(t_1)} \quad (4)$$

3) Градиент функции (3) находили с использованием (4)

$$\bar{\nabla} = \left(\frac{\partial H}{\partial x_1}, \frac{\partial H}{\partial x_2}, \dots, \frac{\partial H}{\partial x_n}, \frac{\partial H}{\partial u_1}, \frac{\partial H}{\partial u_2}, \dots, \frac{\partial H}{\partial u_m} \right) \quad (5)$$

Определяли минимальное значение функционала (2) используя метод наискорейшего спуска [1].

Литература:

1. Васильев Ф. П. Численные методы решения экстремальных задач. М.: Наука, 1988. – 604 с.

СИСТЕМИ З ПОВТОРНИМИ ВИКЛИКАМИ І ВХІДНИМ ПОТОКОМ ЗМІННОЇ ІНТЕНСИВНОСТІ¹

Усар І. Я.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

usar@unicyb.kiev.ua

Системи з повторними викликами застосовують в проектуванні комп'ютерних мереж, системах мобільного зв'язку та ін. (див., наприклад [1],[2]). В даній роботі розглянуто систему типу $\vec{M}/M/m/\infty$, яка моделює роботу системи з повторними викликами з m обслуговуючими каналами і вхідним потоком, інтенсивність якого залежить від стану фазового простору.

Отримані наступні основні результати:

- знайдені умови існування стаціонарного режиму;
- для системи $\vec{M}/M/m/\infty$ при $m=1,2$ отримані явні формули для розрахунку стаціонарних ймовірностей;
- для системи $\vec{M}/M/m/\infty$ при $m > 2$ запропоновано алгоритм рекурентного типу для розрахунку стаціонарних ймовірностей;
- розглянуті застосування отриманих результатів до розв'язку оптимізаційних задач.

Зокрема розглянута наступна задача:

$$C_1 M_1(N) - C_2 M_2(N) - C_3 M_3(N) \rightarrow \max,$$

де $M_1(N)$ - число вимог, обслуговування яких завершено в системі; $M_2(N)$ - число вимог, які отримали відмову в обслуговуванні і стали повторними викликами; $M_3(N)$ - число перемикачів інтенсивності вхідного потоку; C_1 - прибуток за одиницю часу в стаціонарному режимі, зв'язаний з обслуговуванням вимог; C_2 - штраф за відмову в обслуговуванні; C_3 - штраф за перемикач інтенсивності вхідного потоку.

Розв'язок задачі шукається в класі порогових стратегій.

Література:

- [1] Falin G.I., Templeton J.G.C. Retrial queues. – London Chapman & Hall, 1997. – 331 p.
 [2] Anisimov V.V., Artalejo J.R. Analysis of Markov multiserver retrial queues with negative arrivals // Queuing Systems. – 2001. – Vol.39. – P. 157-182.

¹ робота виконана за фінансової підтримки дфдд україни (проект №ф25.1/094)

АВТОМАТИЗОВАНА СИСТЕМА АДАПТИВНОГО ТРИАНГУЛЮВАННЯ МНОГОЗВ'ЯЗНИХ ТА СКЛАДЕНИХ ОБЛАСТЕЙ

Філатов М.С.

Національний університет водного господарства та
природокористування, м. Рівне

Розглянемо задачу про триангуляцію довільних многозв'язних областей. Дана задача широко використовується для апроксимації поверхонь, скінченно-елементного покриття областей при розв'язуванні крайових задач методом скінченних елементів та багатьох інших задачах [1].

Поставимо області Ω , що складається з окремих підобластей, функцію такого вигляду:

$$f(x, y) = \begin{cases} 0, & \text{якщо } M(x, y) \notin \Omega \\ N, & \text{якщо } M(x, y) \in \Omega_N \end{cases},$$

де $\Omega_N, (N = \overline{1, m})$ - підобласті області Ω , $\Omega = \bigcup_{N=1}^m \Omega_N, \bigcap_{N=1}^m \Omega_N = \emptyset$.

Перевагою такого задання функції в даній постановці є те, що ми можемо триангулювати зображення довільних об'єктів, отриманих, наприклад, за допомогою аеро- чи фотозйомки.

При триангуляції області Ω не важливі обмеження щодо опуклості, наявності вирізів та підобластей.

Задана область Ω покривається регулярною трикутною сіткою із деякими, наперед визначеними розмірами трикутників. Таке початкове покриття є досить грубим і потребує додаткового аналізу, в результаті якого видаляються всі елементи, які несуть в собі дефекти сітки. Кінцева обробка сітки передбачає згладжування і одночасно вирівнювання елементів по межі області.

Регулярна трикутна сітка побудована з правильних трикутників. Після накладання такої сітки на певну область відкидаємо зайві елементи. Критерій відбору – залишаємо лише ті трикутники, у яких хоча б одна з вершин належить розглядуваній області. У випадку, коли область містить у собі виріз чи підобласть проведемо згущення сітки у місцях дефектів. Згущення сітки досягається шляхом поділу вже існуючих трикутників на менші за розміром, при цьому кожна із сторін трикутника має містити лише дві вершини.

Згладжування сітки є завершальним етапом в алгоритмі триангуляції, воно полягає в ітераційному усередненню координат вершин із сусідніми. При цьому слід перевіряти для кожної вершини, чи не перейшла вона до іншої підобласті. На сам кінець результуюча сітка має відповідати критерію Делоне.

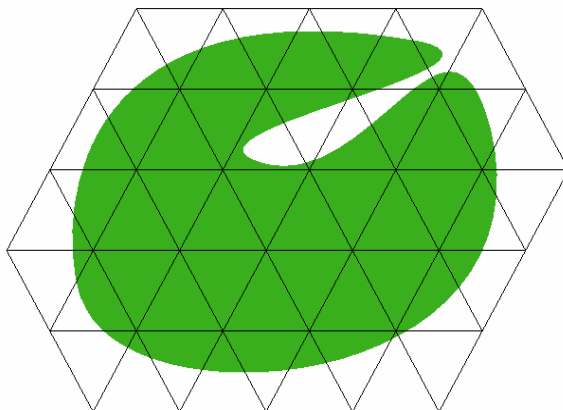


Рис.1. Покриття області регулярною сіткою.

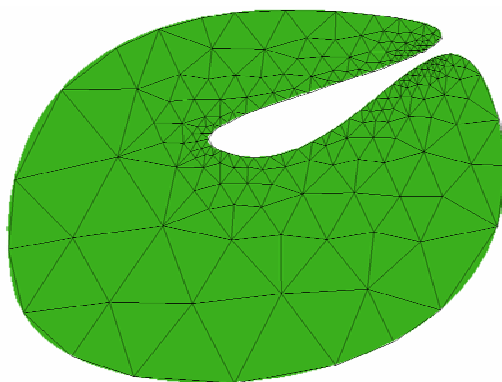


Рис.2. Результуюча трикутна сітка

Література

1. Сергиенко И.В., Скопечкий В.В., Дейнека В.С. Математическое моделирование и исследование процессов в неоднородных средах. - Киев: Наук. думка, 1991. – 432 с.
2. Зенкевич О., Морган К., Конечные элементы и аппроксимация. – М.: Мир, 1986. – 318 с.

**МАТЕМАТИЧНЕ МОДЕЛЮВАННЯ ВПЛИВУ
МАСОПЕРЕНОСУ НА НАПРУЖЕНО-ДЕФОРМОВАНИЙ
СТАН ҐРУНТОВОГО МАСИВУ З ВИКОРИСТАННЯМ
ЧИСЛОВИХ КОНФОРМНИХ ВІДОБРАЖЕНЬ**

Філатова І.А.

Національний університет водного господарства та
природокористування, м. Рівне

Розглядається процес інтенсивної відкачки ґрунтових вод при плоско-вертикальній безнапірній фільтрації (рис.1). В результаті зміни положення кривої депресії утворюється депресійна лунка, внаслідок чого в оточуючому масиві змінюється напружено-деформівний стан (НДС), що призводить врешті до осідання земної поверхні, утворення в ній тріщин та порожнин [1].

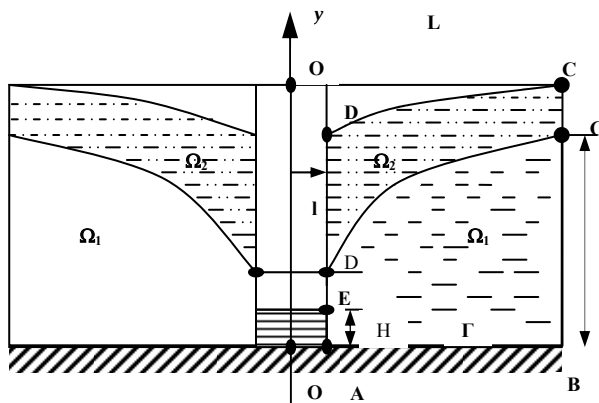


Рис.1. Депресійна лунка в ґрунтовому масиві.

Математична модель даної задачі у двовимірному випадку описується наступною крайовою задачею:

$$\mu \cdot \Delta U + (\lambda + \mu) \frac{\partial}{\partial x} \left(\frac{\partial U}{\partial x} + \frac{\partial V}{\partial y} \right) + \left[\frac{\partial \lambda}{\partial x} \theta + 2\varepsilon_x \frac{\partial \mu}{\partial x} + \frac{\partial \mu}{\partial y} \gamma_{xy} \right] + X = 0, \quad (1)$$

$$\mu \cdot \Delta V + (\lambda + \mu) \frac{\partial}{\partial y} \left(\frac{\partial U}{\partial x} + \frac{\partial V}{\partial y} \right) + \left[\frac{\partial \lambda}{\partial y} \theta + 2\varepsilon_y \frac{\partial \mu}{\partial y} + \frac{\partial \mu}{\partial x} \gamma_{xy} \right] + Y = 0$$

$$\vec{v} = -k(c) \text{grad } h, \quad (2)$$

$$\frac{\partial}{\partial x} \left(D_1(c) \frac{\partial c}{\partial x} \right) + \frac{\partial}{\partial y} \left(D_2(c) \frac{\partial c}{\partial y} \right) - V_x \frac{\partial c}{\partial x} - V_y \frac{\partial c}{\partial y} - \gamma(c - C_m) = \sigma \frac{\partial c}{\partial t}, \quad (3)$$

$$h|_{AE} = H_1; h|_{BC} = H_2; \left. \frac{\partial h}{\partial y} \right|_{AB} = \left. \frac{\partial h}{\partial x} \right|_{DE} = 0; h|_{DC} = y \quad (4)$$

$$c(x, y, 0) = \tilde{C}_0(x, y); c|_{AB} = c(x, 0, t) = \tilde{C}_1(x, t); \quad (5)$$

$$c|_{DC} = c(x, y, t) = \tilde{C}_2(x, y, t);$$

$$\left. \frac{\partial c}{\partial n} \right|_{BC} = \frac{\partial c(a, y, t)}{\partial n} = 0; \left. \frac{\partial c}{\partial n} \right|_{AD} = \frac{\partial c(0, y, t)}{\partial n} = 0; \quad (6)$$

Граничні умови для задачі НДС:

$$U|_{AB} = 0, U|_{C_1D_1} = 0, V|_{AB} = 0,$$

$$V|_{C_1D_1} = 0, U|_{AE} = 0, U|_{BC} = 0, \quad (7)$$

$$\sigma_n = 0, \tau_s = 0, (x, y) \in DE,$$

$$\begin{bmatrix} \sigma_n \\ \tau_s \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \tau_s \\ \sigma_n \end{bmatrix} = 0, (x, y) \in CD,$$

$$\begin{bmatrix} u_n \\ u_s \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} u_s \\ u_n \end{bmatrix} = 0, (x, y) \in CD,$$

$$\sigma_n = 0, \tau_s = 0, (x, y) \in DD_1 \cup D_1C_1 \cup C_1C$$

Розв'язок задачі (1)-(7) знайдено методом скінченних різниць з використанням числових конформних відображень [2]. В зв'язку з цим в математичній моделі даної задачі здійснено перехід до змінних області комплексного потенціалу. Після чого в перетвореній області, яка має вигляд прямокутника, знайдено розв'язок перетвореної задачі методом скінченних різниць.

Розв'язок задачі фільтрації в області комплексного потенціалу (φ, ψ) матиме наступний вигляд.

$$v_x \approx k(c) \cdot \frac{\Delta \varphi}{\Delta x} = k(c) \cdot \frac{h_1}{\frac{1}{2} \cdot (x_{i+1,j} - x_{i-1,j})} = k(c) \cdot \frac{2h_1}{x_{i+1,j} - x_{i-1,j}}, \quad (8)$$

$$v_y \approx k(c) \cdot \frac{\Delta \varphi}{\Delta y} = k(c) \cdot \frac{h_2}{\frac{1}{2} \cdot (y_{i,j+1} - y_{i,j-1})} = k(c) \cdot \frac{2h_2}{y_{i,j+1} - y_{i,j-1}}. \quad (9)$$

Література:

1. Сергиенко И.В., Скопецкий В.В., Дейнека В.С. Математическое моделирование и исследование процессов в неоднородных средах. - Киев: Наук. думка, 1991. - 432 с. 2.

Власюк А.П., Михальчук В.Г. Чисельне розв'язування одного класу задач з вільними межами в криволінійних чотирикутниках для еліптичних систем рівнянь. - Київ, 1994. - 23 с. Препр. /НАН України, ін-т математики; 94.36).

ЗАСТОСУВАННЯ МЕТОДІВ МЕРЕЖЕВОГО ПЛАНУВАННЯ В УМОВАХ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ

Харченко І.І.

Київський національний університет
ihar@unicyb.kiev.ua

Мережеве планування і керування (МПК) базується на системному підході, який застосовується як у централізованій, так і у ринковій економіці. Хоча на сьогодні МПК має досить розвинуте програмне забезпечення, однак існує проблема його використання в умовах невизначеного зовнішнього середовища. Недостатня розробленість вказаної проблематики зумовила необхідність проведення даного дослідження.

В роботі здійснена спроба врахування невизначеності зовнішнього середовища при МПК, систематизації параметрів зовнішнього і внутрішнього середовища, а також введені поняття керованих і некерованих параметрів. Керованими чинниками можуть виступати: методи управління виробництвом, способи організації і планування виробництва тощо. В якості некерованих параметрів можуть бути: ринкові, природні, зовнішньоекономічні чинники та інші. Вказані чинники дозволяють врахувати основні види невизначеностей при МПК.

Практична цінність роботи полягає в розробці методів в умовах невизначеного зовнішнього середовища, що може бути використане для пошуку найбільш ефективного варіанту реалізації мережових моделей при проектуванні і виконанні стратегічних програм, з можливістю знаходження компромісу між керованими і некерованими чинниками зовнішнього середовища.

Внутрішнє середовище є джерелом тих параметрів, які мають безпосереднє відношення до підприємства. Ці параметри можуть мати виробничий, технологічний та інший зміст. Вони можуть представляти методи керування певними циклами виробництва, способами організації і планування тощо. Імовірнісна постановка завдань МПК більш адекватно відображає реальні процеси планування і керування. Застосування імовірнісних моделей дозволяє зменшити ризик при виборі ефективних розв'язків. При використанні таких моделей визначається критичний шлях $t_{KR} = \max_{t_i \in [0, T]} \{t_i\}$, який визначає максимально можливий термін

робіт. Розраховуються параметри моделей: час тривалості робіт, резерви часу тривалості шляхів, ймовірності оцінки.

ЗАСТОСУВАННЯ МЕТОДУ МАЛОГО ПАРАМЕТРУ ДО ІНТЕГРАЛЬНИХ РІВНЯНЬ АКТУАРНОЇ МАТЕМАТИКИ.

Цимбал В.
victor_tsymbal@yahoo.com

Серед найпотужніших методів сучасної прикладної математики можна назвати метод малого параметру [1], який відіграє, зокрема, значну роль в математичній та економічній статистиці, задачах дослідження та прогнозування соціального добробуту населення, тощо. Так, незначні зміни в характеристиках кількості тих, що народилися, і тих, що померли, суттєво впливають на економічну безпеку країни; непомітні зрушення в рекламній продукції можуть привести до бурхливого росту або краху цілих галузей промисловості. Таких прикладів можна навести безліч.

Як відомо, одним з напрямків актуарної математики є вивчення ймовірності банкрутства страхової компанії як функції її початкового капіталу та інших параметрів. При цьому приходять до деяких специфічних інтегральних рівнянь. Деякі нові результати у цьому напрямку отримані у [2].

Для класичного процесу ризику у випадку малих страхових навантажень у роботі [3] метод малого параметру застосовано до розв'язування інтегрального рівняння відновлення.

У повідомленні дається обґрунтування застосування методу малого параметру до інтегральних рівнянь актуарної математики з [3].

Література.

- [1] Найфэ А. Методы возмущений – Москва: Мир, 1976. – 456 с.
- [2] Норкин Б.В. Метод последовательных приближений для решения интегральных уравнений актуарной математики / Дис. ... канд. фіз.мат. наук. –Київ, 2006. – 137 с.
- [3] Норкин Б.В. О методе последовательных приближений для вычисления вероятности банкротства классического процесса риска. / Теорія оптимальних рішень. Вип.2 – Київ: Ін-т кібернетики ім. В.М. Глушкова НАН України, 2003. С. 10-18.

ЗБІЖНІСТЬ ПРОЦЕДУРИ З НАПІВМАРКОВСЬКИМИ ПЕРЕКЛЮЧЕННЯМИ В СХЕМІ ДИФУЗІЙНОЇ АПРОКСИМАЦІЇ

Чабанюк Я.М.

Національний університет "Львівська політехніка"

yaroslav_chab@yahoo.com

Для неперервної процедури стохастичної апроксимації (ПСА) з напівмарковськими переключеннями в схемі дифузійної апроксимації

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

де $C^\varepsilon(u, x) = C(u, x) + \varepsilon^{-1} C_0(u, x)$, і функція регресії

$C(u, x) = (C_k(u, x), k = \overline{1, d})$, $u \in R^d$, $x \in X$, та її збурення

$C_0(u, x) = (C_{0k}(u, x), k = \overline{1, d})$, $u \in R^d$, $x \in X$, задовольняють умовам існування глобального розв'язку супроводжуючих систем

$du^x(t) = C^\varepsilon(u^x(t), x) dt$, $x \in X$, розглянуто випадок, коли процес

переключень $x(t), t \geq 0$, є напівмарковський у стандартному

фазовому просторі (X, X) і задається напівмарковським ядром

$Q(x, B, t) = P(x, B) G_x(t)$, $x \in X$, $B \in X$, $t \geq 0$. Напівмарковський

процес $x(t), t \geq 0$, - регулярний та рівномірно ергодичний зі

стаціонарним розподілом $\pi(B), B \in X$. Функція сингулярного

збурення $C_0(u, x)$, $u \in R^d$, $x \in X$, задовольняє умові балансу

$\int_X \pi(dx) C_0(u, x) \equiv 0$. Збіжність ПСА (1) розглядається в умовах

експоненціальної стійкості усередненої динамічної

системи, $du(t)/dt = C(u(t))$, $C(u) := \int_X \pi(dx) C(u, x)$, що має єдину

точку рівноваги $u_0 = 0$. Встановлено, що при достатній гладкості

функції регресії і функції Ляпунова для усередненої системи і

кожному позитивному $\varepsilon \leq \varepsilon_0$, ε_0 - достатньо мале, ПСА (1)

збігається з ймовірністю 1 до єдиної точки рівноваги усередненої

еволюційної системи : $P\{\lim_{t \rightarrow \infty} u^\varepsilon(t) = 0\} = 1$.

**ОСОБЛИВОСТІ ВИМІРЮВАННЯ РІВНЯ ЖИТТЯ
СІЛЬСЬКОГО НАСЕЛЕННЯ НА БАЗІ ДАНИХ ВИБІРКОВИХ
ОБСТЕЖЕНЬ УМОВ ЖИТТЯ ДОМОГОСПОДАРСТВ
УКРАЇНИ.**

Черніченко В.В.

Інститут демографії та соціальних досліджень
cheman@ukr.net

Домогосподарства України за своєю суттю не є моноїстичними і характеризуються значною неоднорідністю за багатьма характеристиками. Така ситуація дає підстави для припущення, що окремі показники життєвого рівня можуть відрізнятися залежно від специфічних характеристик, що притаманні тим чи іншим домогосподарствам. До таких характеристик відносять, серед іншого, тип населеного пункту, у якому розташоване домогосподарство. Специфіка економічного, соціального життєвого середовища сільських мешканців потребує окремого наукового інструментарію. Соціально-економічна ситуація на селі спонукає розглядати рівень життя населення сільської місцевості як окрему наукову проблему, оскільки особливості розвитку сучасних процесів не можуть бути досліджені на основі узагальненого аналізу і вимагають нових підходів до їх оцінки.

У пропонованій роботі здійснено комплексний аналіз системи показників рівня життя населення України. Розроблено систему показників рівня життя сільського населення з врахуванням специфічних характеристик сільськогосподарської економічної діяльності та способу життя селян, що складається з трьох блоків: показники матеріального становища; умови проживання та соціальна інфраструктура села; показники соціального середовища.

Отримані результати дають можливість адекватно вимірювати рівень життя сільського населення та можуть використовуватись для інтегральної оцінки рівня людського розвитку на селі.

Шарапов М.М.

Київський національний університет

Розглянемо три фірми А, В та С, що застосовують PR-методи, направлені на зменшення ділової активності один одного аж до припинення їхньої діяльності. Протягом часового етапу кожна фірма проводить black-PR акцію по відношенню до однієї із двох інших фірм. Ефективність акції кожної фірми (p_1 , p_2 та p_3) – це ймовірність того, що фірма-об'єкт припинить свою діяльність. Якщо на ринку після чергової black-PR акції залишається більше однієї фірми, то акції тривають, поки не залишиться лише одна фірма, або жодної. Стратегія для А: $(\alpha, 1-\alpha)$ ($\alpha \in [0;1]$), де перша компонента є ймовірністю, з якою А направляє акцію проти фірми В, а друга – проти фірми С. Аналогічно для В: $(\beta, 1-\beta)$ і для С: $(\gamma, 1-\gamma)$.

$$\alpha = \alpha(p_2, p_3) = \begin{cases} 1, & \text{якщо } p_2 > p_3 \\ 0, & \text{якщо } p_2 < p_3 \\ 0.5, & \text{якщо } p_2 = p_3 \end{cases} \text{ . Для В і С аналогічно.}$$

Максимально можлива ймовірність залишитись на ринку монополістом для А $P(A) = \frac{k\alpha + b}{d_{13}d_{12}(d_{23}(1-p_1) + p_1)}$, де

$$\begin{aligned} d_{ij} &= p_i + p_j - p_i p_j, \quad k = -p_1 k_1, \\ k_1 &= p_2^2(1-p_3)d_{13}\beta - p_3^2(1-p_2)d_{12}\gamma + (p_3 - p_2)[p_2 p_3(1-p_1) + p_1], \\ b &= (d_{12} - \beta p_2)(1-p_3)p_1(1-p_2)d_{13} + (1-p_2)p_3(1-p_1)(1-\gamma)p_1(1-p_3)d_{12} + \\ &+ d_{12}d_{13}[(1-\beta)p_2(1-\gamma)p_3 + p_1(1-\gamma)p_3(1-p_2)]. \end{aligned}$$

Література

1. Шарапов М.М. Критерій існування граничного значення степенів стохастичних матриць. *Вісник Київського університету, серія фіз.-мат. науки*, №1, 2006, ст. 223-228.

МЕТОД СТЕФФЕНСЕНА ПРИ УЗАГАЛЬНЕНИХ УМОВАХ ЛІПШИЦЯ ДЛЯ ПОДІЛЕНИХ РІЗНИЦЬ

Шахно С.М.

Львівський національний університет імені Івана Франка
shakhno@is.lviv.ua

Нехай задане рівняння

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

де $F(x)$ - нелінійний оператор в просторі Банаха X .

Популярним різницеvim методом розв'язування нелінійних рівнянь (1) є метод Стеффенсена [1]

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

де через $F(x, y)$ позначено поділену різницю першого порядку оператора $F(x)$, а I – одиничний оператор.

Теоретичні дослідження методу Стеффенсена для скалярного випадку проведені А.М. Островським. На банахові простори цей метод узагальнив С.Ю. Ульм [1]. Ним встановлено, що при виконанні природних умов узагальнений метод Стеффенсена, не використовуючи похідних оператора $F(x)$, має квадратичний порядок збіжності, як і метод Ньютона. Метод Стеффенсена для розв'язування нелінійних операторних рівнянь досліджувався в [1] за умови, що поділені різниці нелінійного оператора $F(x)$ задовольняють умову Ліпшиця з невід'ємною постійною L .

Нами в [2] введено слабкі узагальнені умови Ліпшиця для оператора поділеної різниці першого порядку, в яких замість константи L використано деяку додатну інтегровну функцію, і при цих умовах досліджено збіжність методу хорд. В цій праці ми вивчаємо збіжність методу Стеффенсена для операторних рівнянь за узагальнених умов Ліпшиця для перших поділених різниць нелінійного оператора $F(x)$.

Позначимо через $B(x_0, r) = \{x : \|x - x_0\| < r\}$ відкриту кулю радіуса r з центром в точці x_0 . Радіус області збіжності і порядок збіжності методу Стеффенсена встановлює наступна теорема.

Теорема. Нехай F – нелінійний оператор, визначений у відкритій опуклій області D банахового простору X зі значеннями у банаховому просторі X . Припустимо, що:

1) рівняння (1) має розв'язок у кулі $B(x^*, r) \subset D$, у якому існує похідна Фреше $F'(x^*)$ і вона є оборотна;

2) для всіх $x, y \in B(x^*, \alpha r) \subset D$ оператор $F(x)$ має поділені різниці $F(x, y) = I - \varphi(x, y)$, які задовольняють умову Ліпшиця з L в середньому

$$\|F'(x^*)^{-1}(F(x^*, x^*) - F(x, y))\| \leq \int_0^{\rho(x)+\rho(y)} L(u) du,$$

і $\|\varphi(x, x^*)\| \leq M$, де $\alpha = \max\{1, M\}$, $\rho(x) = \|x - x^*\|$ і L – неспадна функція;

3) r задовольняє нерівність $\int_0^{Mr} L(u) du / \left(1 - \int_0^{(1+M)r} L(u) du\right) \leq 1$;

4) $\frac{Mq}{\rho(\varphi(x_0))} \|x_0 - x^*\| < 1$,

$$\text{де } q = \int_0^{\rho(\varphi(x_0))} L(u) du / \left(1 - \int_0^{\rho(x_0)+\rho(\varphi(x_0))} L(u) du\right).$$

Тоді метод (2) збігається для всіх $x_0 \in B(x^*, r)$ і справедлива оцінка

$$\|x_n - x^*\| \leq \frac{\rho(\varphi(x_0))}{Mq} \left(\frac{Mq}{\rho(\varphi(x_0))} \|x_0 - x^*\| \right)^{2^n}, \quad n = 1, 2, \dots$$

Також доведено теорему, в якій умови формулюються в околі початкової точки x_0 .

Література

1. Ульм С.Ю. Обобщение метода Стеффенсена для решения нелинейных операторных уравнений, Ж. вычисл. матем. и матем. физ. (1964), т. 4, № 6, с. 1093-1097.
2. Шахно С.М. Метод хорд при узагальнених умовах Ліпшиця для поділених різниць першого порядку, Матем. вісник НТШ (2007), т. 4 (в друці).

РОЗРАХУНОК ПРЕМІЙ ПРИ “STOP LOSS” ПЕРЕСТРАХУВАННІ

Шевців Ю.

Львівський національний університет імені Івана Франка
yshevtsiv@gmail.com

Розглядаються непропорційні форми поділу ризику, коли річна сума S окремих ризиків чи їх частин ділиться зазначеною в контракті границею $c > 0$ на долю $\min(S, c)$ первинного ризику та долю $\max(S - c, 0)$ вторинного ризику. Для розрахунку премії при такому поділу ризику достатньо оцінити математичне сподівання та дисперсію величини $\min(S, c)$ чи $\max(S - c, 0)$. Розподіл величини S невідомий і будується з розподілу числа і розмірів окремих збитків.

Література:

1. Бондарев Б.В. Математические модели в страховании. - Д.: АПЕКС, 2002.
2. Ширяев А.Н. Основы стохастической финансовой математики. - М.: ФАЗИС, 1998.
3. Томас Мак. Математика рискованного страхования. - М.: Олимп-Бизнес, 2005.
4. Голубин А.Ю. Математические модели в теории страхования: построение и оптимизация. - М.: АНКИЛ, 2003.

ЗНАХОДЖЕННЯ СТАЦІОНАРНОЇ ЙМОВІРНОСТІ ВТРАТИ ВИМОГИ У БАГАТОКАНАЛЬНІЙ СИСТЕМІ ОБСЛУГОВУВАННЯ

Шумська А., Кузнєцов І.

Національний технічний університет України
“Київський політехнічний інститут”
sea_hawk@inbox.ru

Системи обслуговування з втратами та декількома вхідними потоками вимог часто використовуються для моделювання процесів, що відбуваються у телекомунікаційних мережах [1, 2]. У більшості випадків вхідні потоки вважаються пуасонівськими, що суттєво спрощує аналіз.

У даному повідомленні розглядається багатоканальна система масового обслуговування, що складається з L обслуговуючих

вузлів. Вузол j складається з l_j ліній. В систему надходять m незалежних рекурентних потоків вимог з функціями розподілу $F_i(x)$, $i = 1, \dots, m$, часу між послідовними моментами надходження вимог. Для свого обслуговування вимога i -го потоку вимагає n_{ij} ліній j -го вузла, $1 \leq j \leq L$. Час обслуговування вимог i -го потоку має функцію розподілу $G_i(x)$. Якщо в момент надходження вимоги i -го потоку в деякому вузлі j менше, ніж n_{ij} вільних ліній, то вимога отримує відмову і втрачається (блокуючий стан системи). Досліджується стаціонарна ймовірність втрати вимоги N -го потоку, тобто стаціонарна ймовірність знаходження системи в множині блокуючих станів у момент надходження даної вимоги.

У цьому повідомленні запропоновано метод прискореного моделювання, що ґрунтується на сумісному використанні методу істотної вибірки, центральної граничної теореми та ідей прискореного моделювання у випадку малого завантаження. Оцінки є асимптотично незміщеними. Виграш у дисперсії порівняно з методом Монте-Карло становить декілька порядків.

Література

1. Ross K.W. Multiservice loss models for broad-band telecommunication networks. – London: Springer-Verlag. – 1995.
2. Lassila P.E., Virtamo J.T. Efficient importance sampling for Monte Carlo simulation of loss systems. – Proc. of the ITC-16, Teletraffic Engineering in a Competitive World. – Edinburgh: Elsevier. – 1999. – P. 787-796.

РОБАСТНА ФІЛЬТРАЦІЯ ВИПАДКОВОГО ПОЛЯ ЗА УМОВИ НАЯВНОСТІ КОРЕЛЬОВАНОГО ШУМУ.

Щестюк Н.Ю.

Східноукраїнський національний університет ім. В.Даля
Natalyshch@gmail.com

Нехай ми спостерігаємо деяке однорідне випадкове поле $\xi(u, v) + \eta(u, v)$. Задача полягає в тому, щоб за даними спостережень поля $\xi(u, v) + \eta(u, v)$ при $(u, v) \in E$, знайти таку оцінку $\hat{\xi}$ лінійного функціонала $A\xi = \sum_k \sum_j a(k, j)\xi(-k, -j)$, щоб мінімізувати

величину середньоквадратичної похибки $\Delta = M|A\xi - \hat{A}\xi|^2$. Особливого сенсу задача набуває коли ми знаходимось в умовах невизначеності щодо матриці спектральних щільностей W (або будь-яких її елементів) з деякого класу D_W матриць спектральних щільностей. Якщо $\eta(u, v)$ – корельоване з $\xi(u, v)$ однорідне випадкове поле, то спектральна характеристика та величина середньоквадратичної похибки оптимальної оцінки функціоналів мають вигляд

$$h(\lambda, \mu) = \frac{A(\lambda, \mu) f_{\xi\xi}(\lambda, \mu)}{f_{\xi\xi}(\lambda, \mu)}$$

$$\Delta(W) = \frac{1}{4\pi^2} \int_{-\pi}^{\pi} \int_{-\pi}^{\pi} \frac{|A(\lambda, \mu)|^2 (f_{\xi\xi}(\lambda, \mu) f_{\xi\xi}(\lambda, \mu) - |f_{\xi\xi}(\lambda, \mu)|^2)}{f_{\xi\xi}(\lambda, \mu) + f_{\eta\eta}(\lambda, \mu) + 2 \operatorname{Re} f_{\xi\eta}(\lambda, \mu)} d\lambda d\mu$$

У випадку, коли матриця спектральних щільностей W точно не відома застосовується мінімаксний (робастний) підхід. Мінімаксний метод для фіксованих $f_{\xi\xi}$, $f_{\eta\eta}$ застосовано до класу спектральних щільностей

$$D_v^u(W) = \{f_{\xi\eta}(\lambda, \mu) | v(\lambda, \mu) \leq |f_{\xi\eta}(\lambda, \mu)| \leq u(\lambda, \mu)\},$$

$$D_{2\varepsilon} = \left\{ f_{\xi\eta}(\lambda, \mu) \left| \frac{1}{4\pi^2} \int_{-\pi}^{\pi} \int_{-\pi}^{\pi} (f_{\xi\eta}(\lambda, \mu) - u_1(\lambda, \mu))^2 d\lambda d\mu \leq \varepsilon \right. \right\},$$

Література:

[1] Моклячук М.П., Щестюк Н.Ю. Про фільтрацію випадкових полів дискретного аргументу // Вісник. Математика. Механіка., – 2003, вип. № 9-10, с. 117–123.

МЕТОДИ ОПТИМІЗАЦІЇ ІЄРАРХІЧНО КЕРОВАНИХ СИСТЕМ

Лашевський Д.В.

Українсько-Угорський інститут кібернетики та інформаційних технологій Президентського університету Міжрегіональної Академії управління персоналом.

Запропоновано методи розв'язування задачі оптимального керування складною системою (підприємством) в умовах неповних даних і на цій основі побудовано програмні засоби відшукування практично ефективних керувань. У побудованих алгоритмах викорис-

товуються методи градієнтного спуску. Побудовано систему для автоматизації обчислювальних процесів з використанням модулів обчислення похідних, розрахунків градієнта тощо. Досліджено можливості використання інших методів оптимізації для підвищення точності прогнозування. Метод апробований на конкретному прикладі. Досліджуються можливості використання методу спряжених градієнтів для прискорення збіжності.