

Taras Shevchenko National University of Kyiv
(Faculty of Cybernetics)
Khmelnitskiy National University
Ivan Ogienko National University of Kamyanets-Podilsky
International Institute for Applied Systems Analysis
(Austria)
Glushkov Institute of Cybernetics of NAS of Ukraine,
National university of water management and
nature resources use (Rivne)
System Analysis Committee of Presidium National Academy
of Sciences of Ukraine
Academy of Sciences "Vysha Skola" of Ukraine

International Workshop
PROBLEMS OF DECISION MAKING
UNDER UNCERTAINTIES
(PDMU-2009)

ABSTRACTS

October 5-9, 2009

INTERNATIONAL PROGRAM COMMITTEE

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

NATIONAL ORGANIZING COMMITTEE

A.Anisimov – Chairman, V.Zhyrba– Vice-chairman,
S.Kovaltchuk – Vice-chairman
V.Akimenko, M.Bartish, I.Beyko, M.Bratiychuk,
Ya.Chabanuk, O.Chernyak, V.Donchenko, O.Iksanov,
P.Knopov, I.Koneta, E.Lebedev, I.Lyashenko, V.Marcenyuk,
F.Sopronyuk,
Yu. Teplinskiy, A.Vlasyuk, Ya.Yeleiko, V.Zaslavsky,

LOCAL ORGANIZING COMMITTEE

P.Zinko - Chairman
I.Kharchenko, V.Shevchenko, O.Lukovych, O.Kucherenko,
O.Kapustyan, S.Voloschyk, M.Loseva, T.Korobko, I.Usar

CONTENT*

ЗМІСТ

Chechelnitski A., Kucherenko O.

Diffusion approximation of multichannel and single queues at the network's models with parallel structure.....11

Demchuk M. B., Vlasyuk A.P.

Realization of uncertainty uniformity principle in numerical modeling of cement grout injection in saturated porous media12

Dolenko G.

Multicriteria decision making method for financial capital market.....14

Hulianytskyi L. F., Hulianytskyi A.L.

Formalization and classification of combinatorial optimization problem15

Martynyuk O.

Some aspects of model construction for environment management system for decisionmaking under uncertainty17

Muzychuk A.A.

Randomization of probabilities distribution in decision making under risk19

Nakonechniy O.G., Stashchuk B.V.

Direction of spin transport in magnetic-ordered crystal20

Rozora I.V., Lukovych O.B.

Statistical methods for estimation of missing data20

Shatyrko A.

Absolute robust stability of nonlinear regulator systems with time delay and uncertainties in linear part.....22

Slabospitsky A. S.

Recurrent algorithm for least squares estimate with the minimum deviation from 'attraction' points23

Usar I., Protopop I.

Hysteresis strategies for retrieval queueing with two servers24

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

Zhuk S., Demidenko S.

Solvability, optimality and minimax observability conditions for noncausal linear differential-algebraic equations25

Аджубей Л.Т.

Задача вибору оптимальної стратегії інвестування малого підприємства27

Алиев С.А., Халилов В.С.

О многотипных ветвящихся процессах с дискретным временем и миграцией.....28

Анісімова Н.О., Сеньо П.С.

Специфіка дослідження та реалізації інтервального ітераційного методу типу Рунге високого порядку збіжності30

Баев А., Бондарев Б., Жмыхова Т.

О построении неравенств для вероятности разорения страховой компании в модели со стохастическими исками и премиями и возможностью инвестиций в финансовый рынок.31

Бартіш М.Я., Ковальчук О.В., Коркуна Н.М.

Модифікація методу лінійної інтерполяції для розв'язування систем нелінійних рівнянь.....32

Бартіш М.Я., Огородник Н.П.

Про один трикроковий метод розв'язування задач мінімізації.....33

Бибич Ю.Ю.

Ймовірність дожиття в одній моделі з використанням аналітичного закону Гомперца34

Бейко І.В., Зінько П.М.

Розробка чисельно-аналітичних методів розв'язуючих операторів для обчислення із підвищеною точністю траєкторій динамічних систем35

Белецкий Б. А.

Моделирование автоколебательных процессов в многокомпонентных системах37

Бірюков Д.С.

Оптимізація структури систем, що складаються з елементів з трьома несумісними станами38

Бондарев Б., Козырь С.

Об оценке скорости сходимости в принципе инвариантности применения.....39

Бондарчук Ю.В.

Щодо проблеми виявлення інерційності СППР та ОПР у прийнятті рішень40

Быць А.В.

Контактные карты как упрощенное представление пространственной структуры белка.....41

Васильків М.І., Єлейко Я.І.

Майбутня ставка, керована Марківським процесом42

Власенко Л.А., Руткас А.Г., Фалка А.Е.

Одна динамическая модель сбалансированного развития корпорации предприятий при случайных возмущениях44

Власенко Л.А., Шатенфельд А.И.

Об оптимальном управлении мобильными роботами46

Власюк А.П., Федорчук Н.А.

Чисельне моделювання напружено-деформованого стану основи ґрунтової греблі при наявності тепло-масопереносу48

Гаращенко Ф.Г., Матвієнко В.Т., Харченко І.І.

Застосування методів візуалізації та комп'ютерної графіки у задачах оптимізації параметрів динамічних систем50

Гнатишин О.П.

Про розв'язування нелінійної задачі про найменші квадрати з розподіленими змінними51

Головач В.Н.

О задаче оценивания для уравнений Стокса.....52

Горбатенко М.Ю.

Мінімаксні оцінки функціоналів від розв'язків лінійних еліптичних рівнянь, при повністю невідомих правих частинах53

Горбачук В.М., Гаркуша Н.І.

Підхід до збільшення валового внутрішнього продукту держави за фіксованого бюджету54

Гребеннік І.В.

Генерація перестановок різних елементів, які містять цикли55

Грод І., Кулик В

Побудова функцій Ляпунова для деяких лінійних розширень динамічних систем56

Губеладзе А.К.

Про властивості мір, що відповідають стаціонарним складним двійковим ланцюгам Маркова.....58

Данилов В. Я., Зінченко А.Ю., Яремчук О. Я.

Виявлення хаосу в задачах дослідження динаміки організації.....59

Долгополов И.Н.

Семиотические основы принятия оптимальных решений в клинической медицине.....61

Донченко В.С., Зінько Т.П.

Кластеризація в обробці мовних сигналів.....63

Доценко С.И.

Сложное рациональное поведение игроков в одной задаче поочередного преследования64

Єлейко Я., Базилевич І., Калин А.

Про збіжність послідовності гіллястого процесів Гальтона-Ватсона з неперервним часом та зліченною кількістю типів частинок до процесу з неперервним фазовим простором.....65

Єлейко Я.І., Косаревич К.

Про вплив випадкових випусків на сподівані прибутки фірм66

Загородній Ю.В., Коробко Т.В.

Оцінка ефективності ієрархічної системи, що розвивається.....67

Зінько П.М., Чабан А.В.

Математична модель асинхронного електроприводу з урахуванням податливості валопроводу68

Івохін Є. В.

Про дослідження динаміки багатомірних нечітких систем.....70

Іксанов О.М.

Про експоненціальну функцію відновлення71

Кириченко М.Ф., Донченко В.С.

Лінійні структури в математичному моделюванні та псевдообернення72

Клочко В. П.

Інваріантні міри збуреного модуля вінерового процесу.....73

Кудін Г.І.

До синтезу систем з використанням похідних від псевдообернених матриць74

Кухаренко О.В., Хусаїнов Д.Я.

Отримання оцінок розв'язків динамічних систем з неточно визначеними параметрами.....75

Лебедєв Є.О., Семенов В.В.

Одна гранична теорема для гіллястого процесу з імміграцією.....76

Лукашів Т.О., Ясинський В.К.

Стійкість в середньому квадратичному систем випадкової структури з імпульсними Марковськими перемиканнями.....77

Маринич О.В.

Про число зіткнень у $\beta(2, b)$ -коалесцентах.....78

Марценюк В.П., Андрущак І.Є.

Моделі та методи оптимізації в програмному середовищі підтримки фармакокінетичних системних досліджень79

Марценюк В.П., Семенець А.В.

Метод аналізу ієрархій в проблемі оцінювання знань в медичній освіті80

Машенко С.О.

Стабільні за перевагами рівноваги в некооперативних одноцільових іграх81

Меньшиков Ю.Л.

Об'єктивні критерії оцінки адекватності математичного описання процесів82

Наконечний О.Г., Парашук Х.Ф.

Керування лінійними системами в умовах невизначеності83

Наконечний О.Г., Демиденко С.В.

Оцінки лінійних функціоналів від періодичних розв'язків диференціальних рівнянь з невизначеними параметрами84

Негадайлов П.

Поведінка нерегулярного мартингалу пов'язаного з гіллястим випадковим блуканням85

Нікітін А.В.

Стійкість лінійних стохастичних динамічних систем Іто-Скорохода не розв'язаних відносно диференціалів у Гільбертовому просторі.....86

Нікітченко М.С., Шкільняк С.С.

Семантичні аспекти композиційно-номінативних логік87

Нікольський Ю.В., Пасічник В.В.

Моделі процесів аналізу даних в умовах невизначеності та надлишковості.....88

Ночвай В.І.

Пошук оптимальних рішень в задачах регулювання якості повітря у містах89

Подлипенко Ю.К., Ковалюк А.

Минимаксное оценивание решений двухточечных краевых задач для ОДУ по точечным наблюдениям.....92

Павлюченко О. Г.

Деякі особливості розв'язку задач теорії ігор з використанням змішаних стратегій93

Пастушенко В.Й., Стеценко А.М.

Методика керування вологістю ґрунту при вирощуванні сільськогосподарських культур на системах з підґрунтовим зволоженням на базі нейромережових технологій93

Покутний О.О., Семенов В.В.

Керованість еволюційних рівнянь типу Соболева-Гальперіна з чистим запізненням95

Полоцький С.В.

Швидкість збіжності в L_p мартингалу пов'язаного з гіллястим випадковим блуканням96

Пономарьов В.Д.

Гістерезисне керування системою з повторними викликами.....97

Прищеп О.В.

Оптимізація багатоканальних систем з однією спробою повтору.....99

Розора І.В., Слабоспицький О.О.

Математичне моделювання прибутковості фінансової установи в умовах невизначеності101

Романчук К.Г., Стефанишин Д.В.

Про вибір розрахункової екстремальної події при проектуванні складної технічної системи.....102

Романчук К.Г., Стефанишин Д.В.

Про надійність структурно надмірної системи з автоматичним перемиканням на резерв.....	103
Рутицька В. В., Степанов О. В.	
Використання методу аналізу ієрархій в інвестиційних задачах	105
Семенов В.В.	
Метод параллельной проксимальной декомпозиции для решения задач выпуклой оптимизации	106
Семенов В.В.	
Вплив інфраструктури на ефективність виробництва	107
Семенова Н.В.	
Розв'язання задач дискретної оптимізації з дробово-лінійною цільовою функцією за умов керованості та невизначеності даних .	108
Семенюк С.А., Чабанюк Я. М.	
Генератор флуктуацій стохастичної еволюційної системи з імпульсними збуреннями.....	109
Стефанишин Д.В.	
Про порівняння варіантів розвитку каскаду гідроелектростанцій на Дніпрі з врахуванням ризику	110
Стефанишина Ю.Д., Стефанишин Д.В.	
Методика обґрунтування протипаводкових заходів на прирічкових територіях з врахуванням ризику.....	111
Сушко О.М., Загородній Ю.В.	
Задача оптимального керування в моделі вирощування плодів тил печериць з врахуванням вірусної інфекції	113
Терещенко В., Терещенко О.	
Методологія побудови ефективних алгоритмів на основі принципу редукції	114
Тимофієва Н.К.	
Ситуація невизначеності в задачі кластеризації.....	115
Хімка У.Т., Чабанюк Я.М.	
Асимптотична нормальність процедури стохастичної оптимізації в Марковському середовищі	116
Чухрай Л.	
Про одну обернену задачу для вироджених параболічних рівнянь...	117
Шарапов М.М., Воловода О.В.	
Public relations. Марковські методи	119

Шатирко Д.А.

Світовий банк в Україні: подолання кризи здоров'я в Україні.....120

Шахно С.М.

Неточні різницеві методи при узагальнених умовах Ліпшиця121

Шкільняк О.С.

Композиційно-номінативні модальні логіки кванторно-екваційного рівня122

Юнькова О.О.

Моделювання динаміки інвестиційного портфеля.....123

DIFFUSION APPROXIMATION OF MULTICHANNEL AND SINGLE QUEUES AT THE NETWORK'S MODELS WITH PARALLEL STRUCTURE

Chechelnitski A., Kucherenko O.

Taras Shevchenko National University of Kyiv

che@unicyb.kiev.ua

We will consider a multichannel system $[M / M / \infty]$ and a single server queues $[M / M / 1]$ with a common input flow of customers. We suppose also that customers arrive simultaneously from outside and give a service individually at the each station. After completing server in only one station they depart the model.

We assume that sequences of interarrival times and service times form mutually independent sequences of identically distributed random variables. The interarrival times I_j have the exponential distribution with parameter λ and service times at the i th station ($i=1,2$) have the exponential distribution with parameter μ_i . As usual, we denote the traffic intensities by $\rho = \lambda / \mu_2$ for the single server queues $[M / M / 1]$.

Theorem. If conditions $\rho > 1$ hold, then the sequence of stochastic processes $\xi_n^i(t) = n^{-1/2} (Q_i(nt) - n\alpha_i t)$, where $Q_i(t)$ is a number of customers at the i -th station ($t \geq 0$), $\alpha_1 = \lambda / \mu_1$, $\alpha_2 = \lambda - \mu_2$ converges for any segment $[0, T]$ in uniform metric to diffusion process $\xi(t)$ satisfying the following equation $d\xi(t) = a(\xi(t))dt + Bdw(t)$, where $a(\xi(t)) = (-\mu_1 \xi(t), 0)$ and diffusion matrix

$$B^2 \text{ equals } B^2 = \begin{pmatrix} 2\lambda & \lambda \\ \lambda & \lambda + \mu_2 \end{pmatrix}$$

References

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

REALIZATION OF UNCERTAINTY UNIFORMITY PRINCIPLE IN NUMERICAL MODELING OF CEMENT GROUT INJECTION IN SATURATED POROUS MEDIA

M. B. Demchuk, A.P. Vlasyuk

National university of water management and natural resources use
nbdemch@mail.ru

The problem of soil tract reinforcing (by means of injecting grout under pressure in it) is discussed. Its aim is to predict the evolution, in time and space, of the grout concentration and the fluid pressure during grouting. A special feature of this model is a realization in it the uncertainty uniformity principle.

The mathematical model of this problem in the commonly used notations can be described by the following nonlinear coupled system of two partial differential equations valid for $t > 0$ and $0 < x < L$ [1]:

$$\begin{cases} n\beta_p \frac{dp}{dt} + n\beta_c \frac{dc}{dt} - \nabla \cdot \left(\frac{K}{\mu} [\nabla p - \rho g] \right) = 0, \\ n \frac{\partial c}{\partial t} - \frac{K}{\mu} (\nabla p - \rho g) \nabla c - \nabla \cdot (n D_h \nabla c) = 0, \end{cases} \quad (1)$$

with initial and boundary conditions

$$p(x, 0) = (\mu_w q_{imp} / K / S - \rho g)(L - x), \quad c(x, 0) = 0, \quad (2)$$

$$\frac{q_{imp}}{S} = - \frac{K}{\mu} (\nabla p - \rho g) \Big|_{x=0, t}, \quad p(L, t) = 0, \quad \frac{\partial c}{\partial x} \Big|_{x=L, t} = 0, \quad c(0, t) = c_{imp}. \quad (3)$$

Two methods have been used to find the numerical solution of (1)-(4). In the first one the problem (1)-(4) is discretized at once, while in the second one the solution is being looked for in the form

$$p(x, t) = p^{(0)}(x, t) + p^{(1)}(x, t), \quad c(x, t) = c^{(0)}(x, t) + c^{(1)}(x, t), \quad \text{where}$$

$$p^{(0)} = p_1^{(0)} + p_2^{(0)} + p_3^{(0)}, \quad (4)$$

$$p_1^{(0)} = (\rho g - \mu_g q_{imp} / K / S)(x - tq_{imp} / S / n), \quad (5)$$

$$p_2^{(0)} = (L - tq_{imp} / S / n)(\mu_w q_{imp} / K / S - \rho g), \quad (6)$$

$$p_3^{(0)} = \left[\frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \arctg \left(\alpha_p \left(x - \frac{tq_{imp}}{Sn} \right) \right) \right] \frac{\mu_g - \mu_w}{K} \frac{q_{imp}}{S} \left(x - \frac{tq_{imp}}{Sn} \right), \quad (7)$$

$$c^{(0)} = [0.5 - \arctg(\alpha_c (x - tq_{imp} / S / n)) / \pi] \cdot c_{imp}. \quad (8)$$

The calculation of the grout concentration evolution with the distance from the injection point is represented in figure 1. The parameter values are the same as in [1] except for $q_{imp} = 1.2 \times 10^{-5} \text{ m}^3/\text{s}$, $L = 5.6 \text{ m}$, space coordinate increment is $9.(3) \times 10^{-3} \text{ m}$ and time increment is 0.05 s . Thin lines correspond to calculations performed by the first method, while thick lines are the results of the second method calculations. Lines 1 and 2 correspond to injection time $t = 200 \text{ s}$, lines 3 and 4 correspond to $t = 300 \text{ s}$ and finally lines 5 and 6 correspond to $t = 400 \text{ s}$. Since each thin line significantly deviates from respective thick line one can conclude that to estimate the value of numerical error it is not enough to perform calculations on different grids but attention should be paid to realization of uncertainty uniformity principle too.

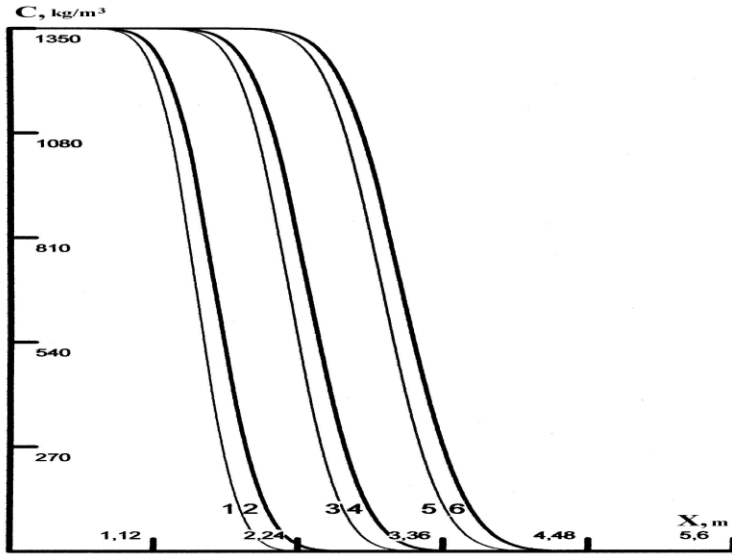


Figure 1.

References

1. Chupin O., Saiyouri N., and Hicher P.Y., Numerical modelling of cement grout injection in saturated porous media // Proceedings 16th ASCE Engineering Mechanics Conference. University of Washington, Seattle.

MULTICRITERIA DECISION MAKING METHOD FOR FINANCIAL CAPITAL MARKET

Dolenko G.

Department of System Analysis and Decision Making Theory

Taras Shevchenko National University of Kiev

Faculty of Cybernetics

galinadolenko2006@yandex.ru

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

The multicriteria decision making problem of increasing effectiveness of Ukrainian Financial Capital Market activity is analyzed. There are 5 criteria on the second level of the hierarchy decomposition of criterion that mainly influence on selection of decision:

f_1 - improvement of functioning of financial capital of enterprises,

f_2 - improvement of functioning of bank capital,

f_3 - increasing of earnings and savings of population,

f_4 - increasing of the state budget,

f_5 - enhance cooperation with international financial organizations.

On the next levels of the hierarchy decomposition of criterion there are sub criteria, which are connected with this criteria and precise them.

Let's,

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

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

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

m – quantity of investors,

q_{ij} – cash flow from j investor to i investment object of economic activity,

$i = 1, \dots, n, j = 1, \dots, m$.

For the goal-oriented problem of increasing effectiveness activity of FCM in the form of multicriteria matrix balance model [2]:

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

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

we form multicriteria decision making approach. The offered mathematical method gives the possibility to make optimal administrative decisions for macro and micro level.

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

References

1. Alekseenko L. Financial capital market.- K: “Maximum”, 2004. -424 pp.
2. Dolenko G. Multicriteria Decision Making problem of Financial Capital Market, PDMU-2009.

FORMALIZATION AND CLASSIFICATION OF COMBINATORIAL OPTIMIZATION PROBLEM

¹Hulianytskyi L. F., ²Hulianytskyi A.L.

¹Glushkov Institute of Cybernetics of NAS of Ukraine
hulianytsky@voliacable.com

²Taras Shevchenko National University of Kyiv
Faculty of Cybernetics
andriyhul@gmail.com

The paper considers problem of providing a formal definition for the notion of a “combinatorial optimization problem” (COP). Any optimization problem defined on a solution (or search) space X and a feasible subspace D can be represented as:

find $x_* \in D \subseteq X$ such that

$$x_* = \arg \min_{x \in D \subseteq X} f(x). \quad (*)$$

The most common now is the definition of a COP proposed in [1] where X is a finite (or more rarely countable) set. Such an interpretation does not allow formalizing of some COP classes, for example, discrete, integer, and Boolean programming.

Let m and n be natural, $U = \{1, \dots, m\}$, and V is a finite chain of n elements (with a certain strict order). More precisely the formalization of the combinatorial objects can be made basing at the notion of a combinatorial configuration proposed in [2], where it is meant as a mapping $\varphi : U \rightarrow V$ that satisfies some set of constraints Λ . From this definition it follows that the number of combinatorial configurations is finite for fixed m and n .

The choice of constraints in Λ allows describing various combinatorial configurations (permutations, combinations, occupancies, partitions etc.). But such combinatorial objects as graphs, Boolean spaces, permutational matrixes, and others remained outside the scheme.

We propose the generalization of Berge's scheme that allows generating and classification of combinatorial objects of different classes.

Let there be given $Y = \{1, \dots, m\}$, a discrete, in particular, finite space Z (let us call it generating), and a homomorphism φ satisfying a system of constraints Ω . By a discrete space is meant a set consisting of isolated points. We'll consider X as a metric or topological space.

Definition 1. By a *combinatorial object* κ is meant a triad $\kappa = (\varphi, \tilde{X}, \Omega)$, where $\varphi: Y \rightarrow \tilde{X}$, and $\tilde{X}$ is the base space.

Concretizing the base space type, one can generate combinatorial objects of different types. We'll classify them in the following way.

Definition 2. Combinatorial objects for which the base space coincides with the generating one, $\kappa = (\varphi, X_{(1)}, \Omega)$, where $X_{(1)} \equiv Z$, $\varphi: Y \rightarrow Z$, are called combinatorial objects of the 1st order.

It is easy to verify that if Z is a finite chain, such combinatorial objects coincide with the combinatorial configurations in the sense of Berge [2].

Definition 3. Combinatorial objects $\kappa = (\varphi, X_{(k)}, \Omega)$, where $X_{(k)} = X_{(k-1)} \cup Z^k$, $\varphi: Y \rightarrow X_{(k)}$, are called combinatorial objects of the k th order ($k > 1$).

Similarly to [3] we give the following

Definition 4. A metric or topological space X is said to be locally finite, if each point $x \in X$ has a finite neighborhood U such that $U \neq \{x\}$.

Summing up, we formulate the following

Definition 5. Problem (*) is called a COP if the space of its solutions X is a locally finite space whose elements are combinatorial objects.

In case where $k=1$ combinatorial objects in addition to Berge's combinatorial configurations describe set of integer or Boolean vectors of dimension τ (if one put $Z = C$, where C is a set of integer numbers, or $Z = \{0,1\}$, respectively).

In case where $k = 2$ problems on directed and undirected, connected and disconnected graphs can be described.

At the other values of k , it's possible to describe more complicated combinatorial structures [4].

Thus, in the presented definition generating space is not required to be completely ordered, as opposed to Berge's approach, and it can be infinite (generally speaking, it is not required to be discrete).

References

1. Papadimitriou C.H., Steiglitz K. Combinatorial optimization: algorithms and complexity (second edition). – N.Y.: Dover Publications, 1998.
2. Berge C. Principes de combinatoire. – Paris: Dunod, 1968.
3. Arhangel'skii A.V. and Gordienko I.Ju. Locally Finite Topological Spaces // Questions and Answers in General Topology. – 1994. – 12. – P. 1–14.
4. Гуляницький Л.Ф. До формалізації та класифікації задач комбінаторної оптимізації // Теорія оптимальних рішень. – 2008. –7. – С. 45–49

SOME ASPECTS OF MODEL CONSTRUCTION FOR ENVIRONMENT MANAGEMENT SYSTEM FOR DECISIONMAKING UNDER UNCERTAINTY

Martynyuk O.

National University of Water Management and Nature Resources Use
oksana.pas8@rambler.ru

Decision-oriented environmental solutions in the present conditions differ extraordinary complexity and contradictions of factors; it is full of difficult choices, dangers and risks.

The purpose of our research is to develop models of assessment environment management system of the territorial dimension in view of the stochastic factors.

Since the description of present uncertainty, which complicates the use of precise quantitative methods and approaches to its modeling, it is proposed to develop a forecasting system of the integral index level of management of the environment in the territorial dimension, which allows obtaining new information in the form of prediction using the base of experimental data.

To conduct this research we use neural network (NN), which constitute a computational framework for modeling simple processes that are associated with the processes of the human brain.

NM represents a system capable of adaptation and learning by analyzing positive and negative impacts. Elementary converter in data networks is the artificial neuron - similar to biological neurons.

Thus, neural networks we used as a tool for analysis of the integrated assessment of the existing management of the environment in the territorial

dimension. This analysis was carried out social, economic and environmental situation in the region (for example, Rivne region).

To evaluate the integral index of the level of management of the environment in the territorial dimension, use the following indicators-indicators:

- household income per capita, grn.;
- employment rate as a percentage of total number of population aged 15-70;
- Investments in fixed assets per capita, grn.;
- TB incidence, per 100 thousand populations;
- unemployed as a percentage of the economically active population aged 15-70 years;
- coefficients of fertility, mortality and natural population growth;
- emissions of harmful substances into the atmosphere from stationary sources and motor vehicles, tons per km²;
- dumping of contaminated water in reverse surface water bodies without treatment and not treated, m³;
- Treatment of industrial toxic waste, thousand tons.

The total integral index level of management of the environment in the territorial dimension determined by the formula

$$I = (I_{\text{ekon.}} + I_{\text{social.}} + I_{\text{ekol.}}) / Q, \quad (1)$$

where I - integral index of the level of development of the region; Q - the number of indicators that were used in the study.

Neural network serves as a unique indicator of the correctness of our choice of input parameters. When you turn to the input parameter vector, which is closely associated with the modeled process, prediction error decrease.

Conversely, about the input parameter, which does not affect the original value, neural networks will predict the mean value of the desired outcomes of training pattern.

Dan property of neural networks can be used to determine which input parameters are important and which are not. Less important parameters can be excluded from the input vector of the network, thereby simplifying its structure and, consequently, the duration of the study.

So, we have determined that the most important for the resulting figure is the following indicators: emissions of harmful substances into the atmosphere from stationary sources and motor vehicles, natural population growth, the dumping of contaminated water in reverse surface water bodies.

Thus, effective management by these indicators will be displayed at the most integral index level of SUNS.

Designed neural network can be used in automated tracking system of the environment and serve as a useful tool for planning and management SUNS.

RANDOMIZATION OF PROBABILITIES DISTRIBUTION IN DECISION MAKING UNDER RISK

Muzychuk A.A.

Ivan Franko Lviv national university

andriy@pancha.lviv.ua

An important class of decision making problems can be discussed as follows. The $A = \{a_1, \dots, a_m\}$ - is finite set of alternatives one of which must be selected by the decision maker (DM), the set $S = \{s_1, \dots, s_n\}$ - contains the possible state of nature, C_{ij} - is the payoff to the decision maker if he selected alternative $a_i \in A$ and state of nature is $s_j \in S$. We assume that decision maker has probabilistic information about nature's behavior from several experts, that is he is dealing with finite set of probabilistic distributions $P = \{P^{J_1}, \dots, P^{J_k}\}$ where $P^{J_i} = (p^i(s_1), \dots, p^i(s_n))$ - prob. distribution of expert i ($i = \overline{1, k}$), $p^i(s)$ - the probability the nature will be in state $s \in S$.

The method of alternative's evaluating definitely depends on the DM's attitude towards risk, which we denote as α , $\alpha \in [0, 1]$. The DM is optimistic when $\alpha = 1$, pessimistic in case $\alpha = 0$ and neutral towards risk when $\alpha = 0.5$.

In case of decision is made under risk and there are several information flows about nature's state distributions the procedure of probabilistic distributions randomization is proposed. It is based on value of parameter α and easily can be extended to multy-period decision making problems.

References

1. Yager R.R. Including decision attitude in probabilistic decision making / International Journal of Approximate Reasoning. – 1999. – N 21. – P. 1–21.

DIRECTION OF SPIN TRANSPORT IN MAGNETIC-ORDERED CRYSTAL

O.G. Nakonechniy, B.V. Stashchuk

Taras Shevchenko Kyiv National University, cybernetic department,
Volodymyrska Str., 64, Kyiv 01033, Ukraine

nakonechniy@unicyb.kiev.ua , bogdan.stashchuk@gmail.com

In this paper the influence of magnetic field on spin transport in magnetic-ordered crystal was investigated for controlling properties in such crystals. The intensity of external magnetic field was chosen as parameter. The dependence of electrical conductivity from the magnetic intensity H was studied. This method is based on the theory of multiple scattering. The cluster expansion is derived for two-particle Green's function of a disorder system with the account electron-electron interaction. As a zero one-site approximation of that expansion it is chosen the coherent potential approximation. The received expressions allow investigating the phenomenon of spin transport in strong correlated systems. Calculation of spin transport for Fe-Co equiatomic alloy is carried out. It was shown, that the difference of electron streams for various spin orientation depends on position of Fermi level in respect of quasi-gap or energy band edge in electron energy spectrum.

It was determined that necessary condition for the spin transport effect is the existence of the Coulomb gap in energetic spectrum of electrons when Fermi's level E_F falls into the gap. Proposed approach allows the investigation of the micro-mechanism of spin transport considering electron-electronic correlation.

STATISTICAL METHODS FOR ESTIMATION OF MISSING DATA

Rozora I.V., Lukovych O.V.

Kyiv National Taras Shevchenko University

irozora@bigmir.net

Missing data is a frequent issue of statistical research studies, which imply extensional data collection and analysis. Though commonly it is carried out operational procedures to have a complete data, the real-fact situation is that some data may be not collected for different reasons like some of responders decline to provide the data or conceal it to protect confidentiality. Especially such facts is frequent for economic, political and social studies, when responders resist to provide information due to privacy

connected with developing competition, etc. Another area, which defines the recognition of the missing data as a crucial factor for the analysis, is medical studies, for example studies connected with cancer diseases. Besides the operational reasons missingness could be provoked by the specific of sample design for the research study.

Technology development makes possible implementation in practice complicated theoretical approaches and evolving more sophisticated computations. Recently the development of statistical methods was concentrated to address the incomplete data problem, which causes bias or inefficient analysis, including such methods like the imputation, likelihood and weighting approaches. Overviews of different methods are given in Little and Rubin (1990), GSS (1996), Schafer and Graham (2002), Ibrahim et al (2005), Little and Rubin (2002), Schaffer (1997), etc.

Besides the known design of the sample done by researcher, it is important to understand how sample was selected and implemented and why more data are missing if such in order to make correct assumptions for the model of estimation. Informally missing data can be thought of being caused by one of three ways – random process, measured process, and process that not measured. Modern missing data methods work well with first two, but not the last. More formally, the major problem with missing data is that the distribution $f(R | H)$, referred to as the nonresponse mechanism

It is distinguished (Rubin, 1987) 3 types of assumptions about missing data distribution: missing completely at random (MCAR), missing at random (MAR), not missing at random (NMAR).

Data are **missing completely at random (MCAR)**, defined as $f(R | H_{obs}, H_{mis}) = f(R)$, if the missingness depends neither on H_{obs} nor on H_{mis} . When data are MCAR missing cases are not different from not missing ones in terms of the analysis being performed. MCAR assumption is a strong assumption, which is likely to be violated in many social science applications thus it is considered some weaker assumptions.

If the distribution of the missing-data mechanism does not depend on the missing values H_{mis} it is said that the data are **missing at random (MAR)**, i.e. $f(R | H_{obs}, H_{mis}) = f(R | H_{obs})$, which implies that missingness does depend on the observed but not on the missing values. Under MAR it is possible that the missingness depends on y_i , however, when conditioning on other values x_i this dependency is wiped out and there is no residual relationship between y and r .

If the probability that an item is missing depends on the variable itself even when conditioning on the observed values, and therefore neither

MAR nor MCAR hold, the missing-data mechanism *is not missing at random (NMAR)* or nonignorable (Schafer, 1997; Little and Rubin, 2002). Since the missing data depends on events, which researcher cannot measure, this is the most difficult situation for the analysis.

Often researchers regard the MAR assumption as a workable approximation although MAR may not hold in reality. To analyze the effects of MAR-based methods under a departure from MAR is therefore desirable.

References

1. Little, R.J.A. and Rubin, D.B. (2002): *Statistical Analysis with Missing Data*, New York.
2. Schafer, J. L. (1997): *Analysis of Incomplete Multivariate Data*, London.
3. Little, R.J.A. and Rubin, D.B. (1990): The Analysis of Social Science Data with Missing Values, *Sociological Methods and Research*, 18, 3, 292-326.
4. Schafer, J.L. and Graham, J.W. (2002): Missing Data: Our View of the State of the Art, *Psychological Methods*, 7, 2, 147-177.
5. Ibrahim, J.G., Chen, M.H. Lipsitz, S.R. and Herring, A.H. (2005): Missing-Data Methods for Generalised Linear Models: A Comparative Review, *Journal of the American Statistical Association*, 100, 469, 332-346.
6. Rubin, D.B. (1987): *Multiple Imputation for Nonresponse in Surveys*, New York, Chichester.

ABSOLUTE ROBUST STABILITY OF NONLINEAR REGULATOR SYSTEMS WITH TIME DELAY AND UNCERTAINTIES IN LINEAR PART

Andriy Shatyrko

Taras Shevchenko national university of Kiyv

a_shatyrko@mail.ru

Investigations on absolute stability of nonlinear regulator systems (stability as a whole of the trivial solution for the set class of nonlinear characteristics) take the sources from the middle of the last century. The basic results are received in two directions, from positions of frequency characteristics and from positions of the second method of Lyapunov.

In papers [1,2] utilized of Lyapunov's method with use as Lyapunov's functions, and the functional of Lyapunov-Krasovskiy, algebraic criteria of absolute stability of the nonlinear regulator systems described in terms of the differential-functional equations with time-delay argument and neutral type are received. Analogous results are developed on a case of systems with inexact defined parameters (robust stability).

However, a number of problems of economy, the theory of populations, etc. are more adequately modeled in terms of differences equations. Therefore interest represents construction of simple algebraic criterions of stability nonlinear differences systems with time-delay. The some results in this direction with application of the second method of Lyapunov are presented in paper [3]. The further direction of investigations is a construction of similar results for a case of presence of uncertainty in a linear part of considered systems.

References

1. Хусаинов Д.Я., Шатырко А.В. Метод функций Ляпунова в исследовании устойчивости дифференциально-функциональных систем.-Киев. Изд-во Киевского ун-та, 1997. – 236с.
2. Інтервальна стійкість розв'язків динамічних систем // Хусаїнов Д.Я., Шатирко А.В., Кожаметов А.Т. Розвиток методів і технологій моделювання та оптимізації складних систем: Монографія – К.:Вид-во «Сталь», 2009.С.145-217.
3. Хусаинов Д.Я., Шатырко А.В. Абсолютная устойчивость разностных систем с запаздыванием. Вычисл. и прикл. математика. Вып. 2(98), Киев, 2009.С.109-122.

RECURRENT ALGORITHM FOR LEAST SQUARES ESTIMATE WITH THE MINIMUM DEVIATION FROM 'ATTRACTION' POINTS

Alexander S. Slabospitsky

Taras Shevchenko National University of Kiev

sl@univ.kiev.ua

The problem of recurrent parameter estimation is studied for systems under uncertainties. Additional information about 'attraction' point for unknown parameter vector at any moment is taken into account at construction of corresponding recurrent algorithm. The least squares method is used in problem consideration. The non-classical case is investigated when least squares estimate may be not unique.

Results are demonstrated on example of regression model. Consider the estimation problem of time-independent parameter vector α in system which has the following vector-matrix representation of its mathematical model

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

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

Suppose in addition, that α_N is given ‘attraction’ point for parameter vector α at any moment N , $N = 0, 1, 2, \dots$. Least squares estimate may be not unique at our non-classical assumptions. The set of all least squares estimates has the following form $\text{Arg min}_{\alpha} Q(\alpha, N)$

in this case, where $Q(\alpha, N) = \|\xi_N\|^2$.

Consider the least squares estimate $\hat{\alpha}(N)$ with the minimum deviation from ‘attraction’ point α_N at any moment N as unique estimate on estimate set $\text{Arg min}_{\alpha} Q(\alpha, N)$. This estimate has the following representation

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

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

Recurrent algorithms for this least squares estimate with the minimum deviation from ‘attraction’ point and residual sum of squares $q(N) = Q(\hat{\alpha}(N), N)$ are proposed.

HYSTERESIS STRATEGIES FOR RETRIAL QUEUEING WITH TWO SERVERS

Iryna Usar, Iuliia Protopop

Taras Shevchenko National University of Kyiv

usar@unicyb.kiev.ua

Retrial queueing systems are widely used in computer networks design, in mobile networks and so on (see [1]). This paper deals with markovian retrial queues with unlimited number of repeated calls and a controlled intensity of input flow.

Model under consideration can be described as follows. The system consists of two identical servers which work independently and service time has exponential distribution function with parameter μ . A customer who cannot get service immediately after arrival doesn't leave the system and tries to get service again after a random times with exponential distribution function with parameter ν . Such a customer becomes a source

of repeated calls. The input flow is represented by a Poisson process which intensity λ depends on the number of repeated sources in the following way. Let $h_1 \leq h_2$ be two natural numbers which are called thresholds. If the number of repeated sources $j \leq h_1 - 1$, then $\lambda = \lambda_1(j)$ and if $j \geq h_2$, then $\lambda = \lambda_2(j)$. If $h_1 \leq j < h_2$, then the intensity of the Poisson process remains the same as in the previous moment of time. If $h_1 < h_2$, such a system is called the system with hysteresis strategy, where as if $h_1 = h_2$ we say about system with thresholds strategy. The last systems were considered in [2].

For the model described the existence condition and explicit formulae for ergodic distribution of service process are obtained. These results essentially generalize the appropriate ones from [1] and they were used for solution of the optimization problem for the system with hysteresis strategy. The steady state profit was taken as a criterion function and the thresholds were treated as control parameters. Solution algorithm is realized in the package MATHEMATICA 5.1.

References

1. Falin G.I., Templeton J.G.C. Retrial queues. – London Chapman & Hall, 1997. – 331 p.
2. Лебєдєв Є.О., Усар І.Я. Про оптимальне керування вхідним потоком в системах з повторними викликами. // Доповіді національної академії наук України. – 2009. - №5. – ст. 52-59.

SOLVABILITY, OPTIMALITY AND MINIMAX OBSERVABILITY CONDITIONS FOR NONCAUSAL LINEAR DIFFERENTIAL-ALGEBRAIC EQUATIONS

Serhiy Zhuk, Serhiy Demidenko

Problems of System Analysis Laboratory,
National Taras Shevchenko University of Kyiv, Ukraine
s.demidenko@gmail.com

In this talk we discuss solvability and optimality conditions for noncausal linear differential-algebraic equations (DAEs)

$$\frac{d}{dt}Fx(t) = C(t)x(t) + f(t), Fx(t_0) = f_0 \quad (1)$$

from the control theory point of view. We present an example of the linear DAE so that corresponding LQ-control problem

$$I(u, z) = \int_{t_0}^T (Q(t)z(t), z(t)) + (R^{-1}u(t), u(t))dt \rightarrow \min_{u, z}$$

with DAE constrains

$$\frac{d}{dt}F'z(t) = -C'(t)z(t) + H'(t)u(t), F'z(t) = F'l \quad (2)$$

has nontrivial solutions but celebrated Pontryagin maximum principle (PM)

$$\begin{aligned} \frac{d}{dt}F'z(t) &= -C'(t)z(t) + H'(t)R(t)H(t)p(t), F'z(T) = F'l, \\ \frac{d}{dt}Fx(t) &= C(t)x(t) + Q^{-1}(t)z(t), Fx(t_0) = 0 \end{aligned}$$

describes only the trivial one. In this context we highlight the roots of the described problem and introduce new sufficient conditions generalizing PM for linear noncausal DAEs with variable matrices.

We introduce a new notion of minimax directional observability [1]-[4]: DAE (1) is called observable in the minimax sense if

$$\sigma(u) = \sup_{x(\cdot), f(\cdot) \in G} E[(l, Fx(T)) - \int_{t_0}^T (H'u, x)dt]^2 < \infty$$

provided that G is convex bounded closed set, x denotes the solution of (1) that corresponds to f , u is some measurable vector-function and H is continuous matrix-valued function. We prove that DAE (1) is observable in the minimax sense iff (2) has a solution $z(\cdot)$. In particular, regular DAE is observable in the minimax sense for any direction in contrast to the classical observability. We apply the introduced notion to derive the new equations describing the dynamics of the minimax recursive estimator for non-causal DAE. We illustrate our approach with numerical examples.

References

1. Serhiy Zhuk, State estimation for dynamic system described by linear equation with unknown parameters, Ukrainian mathematical journal, 61(2):178-194, 2009.
2. Serhiy Zhuk, Closedness and normal solvability of an operator generated by a degenerate linear differential equation with variable coefficients, Nonlinear Oscillations, 10(4):118, 2007.

3. Serhiy Zhuk, Recursive state estimation for non-causal discrete-time linear descriptor systems, Proc. of IFAC Workshop Cont. Appl. Opt., 2009.
4. Zhuk S., and Demidenko, S. and Nakonechniy, A., Minimax state observation in linear one-dimensional 2-point boundary value problems, Tavrian Bulletin of Mathematics and Informatics, 2007.

ЗАДАЧА ВИБОРУ ОПТИМАЛЬНОЇ СТРАТЕГІЇ ІНВЕСТИВАННЯ МАЛОГО ПІДПРИЄМСТВА

Лариса Т. Аджубей, к.ф.-м.н.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка,
факультет кібернетики
adzhubey@stab.univ.kiev.ua

Темпи розвитку малого бізнесу суттєво залежать від внутрішніх ресурсів – капітала, що формується в результаті виробничо-господарської діяльності, та від кредитно-інвестиційних факторів, дії яких проявляються завдяки впливу фінансових потоків з різних зовнішніх джерел.

В роботі розглянуто модель виробничої діяльності малого підприємства, яка описується однофакторною функцією типу Леонтьєва, а темпи розвитку характеризуються динамікою основних виробничих фондів, які, в свою чергу, визначаються величиною інвестиційних ресурсів.

Система рівнянь, що описує динаміку приросту основних виробничих фондів за рахунок інвестиційних факторів, має вигляд

$$dA(t)/dt = aA(t) + I(t), \quad (1)$$

де $A(t)$ - вартість основних виробничих фондів, $P(t) = fA(t)$, $P(t)$ - вартість продукції, f - показник фондоотдачі, $I(t)$ - зовнішні інвестиції, $a = \tilde{f}\tilde{a}$, $\tilde{a}$ - коефіцієнт, який характеризує долю прибутку, що відраховується на рефінансування.

Визначимо функцію динаміки інвестицій $I(t)$ у вигляді

$$I(t) = \sum_{i=1}^N c_i \delta(t - t_i) \text{ і поставимо задачу знаходження величин інве-}$$

стицій $c_i, i = \overline{1, N}$, що дозволяють отримати заплановані показники основних виробничих фондів $z(t_i), i = \overline{1, N}$.

Сформульована задача розглядається як задача знаходження оптимального керування $I(t)$ на траєкторіях системи (1) з функціоналом якості $Q(c) = \int_0^T [x(t) - z(t)]^2 dt \rightarrow \min$, зміст якої полягає у виборі оптимальних значень $c_i, i = \overline{1, N}$, що визначають послідовність інвестицій $I(t)$.

О МНОГОТИПНЫХ ВЕТВЯЩИХСЯ ПРОЦЕССАХ С ДИСКРЕТНЫМ ВРЕМЕНЕМ И МИГРАЦИЕЙ

Алиев С.А., Халилов В.С.

Институт Математики и Механики НАН Азербайджана, Баку
soltanaliyev@yahoo.com

Пусть имеется d типов частиц $T_1, \dots, T_d, \zeta^i = (\zeta_1^i, \dots, \zeta_d^i)$ - целочисленные неотрицательные случайные векторы с производящими функциями $f^i(s), i = \overline{1, d}$ и $\eta = (\eta_1, \dots, \eta_d)$ - случайный вектор с целочисленными компонентами и производящей функцией $g(s)$.

Процесс $Z^{(r)}(t) = (Z_1^{(r)}(t), \dots, Z_d^{(r)}(t), t = 0, 1, 2, \dots$ будем называть ветвящимся процессом с миграцией, начинающимся с $r = (r_1, \dots, r_d)$ частиц, если он представим в виде

$$Z^{(r)}(t+1) = \sum_{i=1}^d \sum_{j=1}^{\max(0, Z_i^{(r)}(t) + \eta_i(t))} \xi^i(j, t), Z^{(r)}(0) = r, t = 0, 1, 2, \dots,$$

где $\eta(t), \xi^i(j, t)$ одинаково распределенные с η и ξ^i соответственно, $i = \overline{1, d}$, независимые при любом j и t случайные векторы. Величины $Z_i^{(r)}(t), \eta(t), \xi^i(j, t)$ означают число частиц типа T_i в момент времени t в процессе, число мигрантов в момент времени t и число потомков j -й частицы типа T_i в t -ом поколении соответственно.

Предложенная таким образом модель обобщает на случай d -типов частиц схему, предложенную в [1].

Обозначим

$$a_j^i = \frac{\partial f^i(s)}{\partial s_j} \Big|_{s=1}, b_{jk}^i = \frac{\partial^2 f^i(s)}{\partial s_j \partial s_k} \Big|_{s=1}, \lambda_i = \frac{\partial g(s)}{\partial s_i} \Big|_{s=1}, A = \|a_j^i\|_{i,j=1,\overline{d}}$$

Будем предполагать, что матрица A непериодична, неразложима, а ρ - её перронов корень. Пусть $u = (u^1, \dots, u^d), v = (v_1, \dots, v_d)$ соответственно правый и левый собственные векторы матрицы A , соответствующие ее перронову корню, $f^i(t, s)$ - t -я итерация $f^i(s)$, ${}_0P_{00}(t)$ - вероятность перехода процессом $Z^0(t)$ из 0 в 0 за время t ни разу до этого не попадая в 0,

$$f(s) = (f^1(s), \dots, f^d(s)), \quad b = \frac{1}{2} \sum_{l,j,k} v_k b_{lj}^k u^j u^l,$$

$$F(t) = \sum_{k=t+1}^{\infty} {}_0P_{00}(k), \quad \lambda = \sum_{i=1}^d \lambda_i u_i.$$

Предположим, что выполняются следующие условия:

$$\rho = 1, \quad f(0) > 0, b < \infty, \quad 1 - f^i(t, s) = \frac{u^i(v, 1-s)}{1 + bt(v, 1-s)} (1 + \alpha^1(t, s)) \quad (1)$$

где $\limsup_{t \rightarrow \infty} \alpha^i(t, s) = 0, \quad \lim_{s \rightarrow 1} \alpha^i(t, s) = 0, \quad i = \overline{1, d}$ и

$$g(s) = 1 + (v, 1-s)^{1+\delta} L(v, 1-s), \quad (2)$$

где $0 < \delta \leq 1, L(x)$ - медленно меняющаяся функция при $x \rightarrow 0$.

Справедливы следующие теоремы.

Теорема 1. Если выполнены условия (1), (2) и $r = 0, \lambda = 0$, то $F(t) \sim (A_0 t)^{-1}$ при $t \rightarrow \infty$, где A_0 - некоторая положительная постоянная.

Теорема 2. В условиях теоремы 1 имеем:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} P(Z^0(t) = \alpha) \ln t = A_\alpha, \quad \alpha = (\alpha_1, \dots, \alpha_d),$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} P(Z_j^{(0)}(t) = k) \ln t = B_k, \quad k = 0, 1, 2, \dots,$$

где A_α, B_k - некоторые положительные константы.

Теорема 3. В условиях теоремы 1 имеем:

$$E(u, Z^0(t)) \sim \frac{bt}{\ln t} \text{ при } t \rightarrow \infty.$$

Литература

1. Нагаев С.В., Хан Л.В. Предельные теоремы для критического ветвящегося процесса Гальтона-Ватсона с миграцией. Теория вероятностей и её применение. 1980, т. XXV, №3, с.523-534.

СПЕЦИФІКА ДОСЛІДЖЕННЯ ТА РЕАЛІЗАЦІЇ ІНТЕРВАЛЬНОГО ІТЕРАЦІЙНОГО МЕТОДУ ТИПУ РУНГЕ ВИСОКОГО ПОРЯДКУ ЗБІЖНОСТІ

Н.О. Анісімова, П.С. Сеньо

Львівський національний університет імені Івана Франка

nataly.anisimova@gmail.com

Для розв'язування рівняння

$$f(x) = 0, \tag{1}$$

де $f : D \subset R^n \rightarrow G \subset R^n$, в [1] запропоновано ефективний метод, який використовує лише значення першої похідної $f'(x)$ у відповідних точках.

При дослідженні та реалізації цього методу враховується ідея Зейделя враховування всієї інформації, яку отримуємо в процесі реалізації методу.

Крім того, розклад в ряд Тейлора інтервального розширення функції оцінюється використанням розкладу обласного розширення.

При дослідженні та програмній реалізації методу використовуються:

- Розширення інтервального оцінювання $F'(X)$ здійснюємо згідно леми з [1];
- Поділи на підінтервали здійснюємо по координаті найбільшої ширини, коли після виконання кроку методу ширина опрацьовуваного інтервалу не зменшується;
- В стек підінтервалів заносимо лише або праві, або ліві половинки інтервалів поділу;
- Обчислення припиняємо у випадку, коли ширина отриманого інтервалу стає меншою за наперед задану точність, і при цьому інтервальне розширення функції методу на цьому інтервалі містить 0.

Числові експерименти показують, що даний метод завжди знаходить всі корені системи (1) в заданому інтервалі, а методи,

реалізовані в пакеті Mathematica 5.0, часто не збігаються з початкових наближень з цього інтервалу, або і просто не знаходять коренів.

Література.

1. Анісімова Н.О., Сеньо П.С Модифікація інтервального ітераційного методу типу Рунге високого порядку збіжності для розв'язування систем трансцендентних рівнянь // Тези доповідей Всеукраїнської наукової конференції "PDMU - 2009", - 2009, - Київ, с. 54-55

О ПОСТРОЕНИИ НЕРАВЕНСТВ ДЛЯ ВЕРОЯТНОСТИ РАЗОРЕНИЯ СТРАХОВОЙ КОМПАНИИ В МОДЕЛИ СО СТОХАСТИЧЕСКИМИ ИСКАМИ И ПРЕМИЯМИ И ВОЗМОЖНОСТЬЮ ИНВЕСТИЦИЙ В ФИНАНСОВЫЙ РЫНОК.

Баев А., Бондарев Б., Жмыхова Т.*

Донецкий национальный университет

*Донбасская национальная академия строительства и архитектуры
zhmykhovatanya@mail.ru

Изучается процесс риска, который описывается балансовым уравнением:

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

где $X_x(t)$ ($X(0) = x$) - капитал компании в момент времени t , r - процентная ставка банка, причем $r(t) \equiv r > 0$, $\mu > 0$, $\sigma > 0$, $W(t)$ - стандартный винеровский процесс, суммарные премии и выплаты по искам за время t составляют соответственно [1]:

$$\sum_{j=0}^{N(t)} \eta_j = \int_0^t \int_0^{+\infty} uv_2(du, ds), \quad \sum_{i=0}^{N_1(t)} \rho_i = \int_0^t \int_0^{+\infty} uv_1(du, ds),$$

$N_1(t)$ - число премий за время $(0, t]$, $EN_1(t) = \lambda_1 t$, $N_1(0) = 0$, $G(v) = P\{\rho_i < v\}$ (ρ_i - н.о.р.с.в., $E\rho_i = a$), $N(t)$ - число исков за время $(0, t]$, $EN(t) = \lambda t$, $N(0) = 0$, $F(u) = P\{\eta_j < u\}$ (η_j - н.о.р.с.в., $E\eta_j = b$).

Для страховой компании, капитал которой описывается (1), были построены оценки для вероятности разорения, причем при различном размещении капитала на финансовом (B, S) - рынке.

Литература.

1. Бондарев Б.В., Математические модели в страховании, Донецк, АПЕКС, 2002, 116с.

МОДИФІКАЦІЯ МЕТОДУ ЛІНІЙНОЇ ІНТЕРПОЛЯЦІЇ ДЛЯ РОЗВ'ЯЗУВАННЯ СИСТЕМ НЕЛІНІЙНИХ РІВНЯНЬ

Бартіш М.Я., Ковальчук О.В., Коркуна Н.М.

Львівський національний університет імені Івана Франка

OlyaK2005@yahoo.com, ktop@franko.lviv.ua

Розглянемо задачу

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

Для розв'язування (1) Курчатова [1] запропонував наступний метод

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

де $P(x, y)$ – поділена різниця.

Поряд із задачею (1) можна розглядати задачу про найменші квадрати

$$f(x) = (P(x), P(x)) \rightarrow \min_{R^n}. \quad (3)$$

Для (3) використаємо метод спуску

$$x_{k+1} = x_k - \beta_k P^T(2x_k - x_{k-1}, x_{k-1})P(x_k), \quad k = 0, 1, \dots, \quad (4)$$

де $\beta_k > 0$ вибирається з умови спадання $f(x)$.

На основі алгоритмів (2) та (4) пропонується новий трикроковий алгоритм

$$\begin{aligned} u_k &= x_k - \alpha_k P^{-1}(2x_k - x_{k-1}, x_{k-1})P(x_k) \\ v_k &= x_k - \beta_k P^T(2x_k - x_{k-1}, x_{k-1})P(x_k) \\ x_{k+1} &= u_k + \gamma_k (v_k - u_k) \end{aligned} \quad (5)$$

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

Параметри $\alpha_k \in (0, 1]$, β_k вибираємо з умови спадання функції f . При виконанні відповідних умов, показано локальну квадратичну збіжність послідовності $\{x_k\}$.

Числовими дослідженнями на тестових прикладах показано ефективність в сенсі кількості обчислень методу (5) в порівнянні з базовим методом (2), особливо це проявляється у випадку виродженої матриці Якобі в точці розв'язку, функції типу яру, та при збільшенні розмірності задачі.

Література.

1. Курчатова В.А. Об одном методе линейной интерполяции решения функциональных уравнений // ДАН СССР 1971, Том 198, № 3 с.524-526.

ПРО ОДИН ТРИКРОКОВИЙ МЕТОД РОЗВ'ЯЗУВАННЯ ЗАДАЧ МІНІМІЗАЦІЇ

Бартіш М.Я., Огородник Н.П.

Львівський національний університет імені Івана Франка

ogorodnyk.nataly@gmail.com

Розглянемо задачу безумовної мінімізації

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

де $f: R^n \rightarrow R$.

Для розв'язування задачі (1) в [1] запропоновано алгоритм, який є комбінацією вже відомих методів і дає можливість ефективніше використовувати отриману на кожній ітерації інформацію про функцію та її похідні. Виберемо в ролі базового методу алгоритму метод запропонований Курчатовим [2], тоді

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

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

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

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

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

У випадку поганого початкового наближення у формулі (2) вводиться демпфований множник α_k . Параметри α_k , β_k та γ_k забезпечують монотонне спадання $f(x)$.

Основні обчислювальні затрати алгоритму (2)-(5) здійснюються при обчисленні u_k , тому обчислення v_k та x_k не вимагає суттєвих додаткових затрат, особливо при збільшенні розмірності функції.

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

Література.

1. М.Бартіш, О.Ковальчук, Н.Огородник. Трикрокові методи розв'язування задач безумовної мінімізації // Вісн. Львів. Ун-ту. Серія прикладна математика та інформатика. – 2007.- Вип. 13. – С. 3-10
2. В.А. Курчатова Об условиях применения одного метода линейной интерполяции для решения функциональных уравнений // Известия высших учебных заведений Математика №8 (159) 1975 - с. 55-63

ЙМОВІРНІСТЬ ДОЖИТТЯ В ОДНІЙ МОДЕЛІ З ВИКОРИСТАННЯМ АНАЛІТИЧНОГО ЗАКОНУ ГОМПЕРЦА Бєбич Ю.Ю.

Львівський національний університет імені Івана Франка
yura_bebych@yahoo.com

Смертність в моделі, що розглядається позначимо через $\mu_{[x]+t}$. Цей показник змінюється з часом через те, що час від часу виникають певні фактори, що його змінюють. Позначимо пуассонівський процес, що виражає кількість впливаючих на смертність подій через N_t , а його інтенсивність через λ .

Нехай j -та подія змінює смертність в e^{B_j} разів. Загальний вплив чинників, що виникли протягом часу t з моменту початку дослідження, матиме вигляд $\prod_{j=1}^{N_t} e^{B_j} = \exp\{\sum_{j=1}^{N_t} B_j\}$. Тоді

$$\mu_{[x]+t} = \mu_{x+t}^0 \cdot \prod_{j=1}^{N_t} e^{B_j}. \text{ Для функції розподілу величини } I_x(t) = \int_0^t \mu_{[x]+s} ds$$

при довільному фіксованому t маємо $F_{I_x(t)} = P\{I_x(t) < y\} = G_x(t, y)$.

Через функцію G можна виразити довільні величини, пов'язані з ймовірністю ${}_t p_{[x]}$. Можна показати, що справедлива така рівність

$$\frac{G_x(t + \Delta t, y) - G_x(t, y)}{\Delta t} = \frac{G_x(t, e^{-C\Delta t}[y - I_x^0(\Delta t)]) - G_x(t, y)}{\Delta t} +$$

$$\lambda \left\{ \int_{-\infty}^{+\infty} \tilde{P}\{\tilde{I}_x^n(t) < e^{-C\Delta t - z}[y - (I_x^1(\Delta t)|B_1 = z)]\} \cdot f_{B_1}(z) dz - \right.$$

$$\left. - G_x(t, e^{-C\Delta t}[y - I_x^0(\Delta t)]) \right\} + \frac{o(\Delta t)}{\Delta t}.$$

Очевидно, для тих значень t та y , для яких функція $G_x(t, y)$ є диференційованою за обома змінними, ми можемо перейти до границі при $\Delta t \rightarrow +0$. Завдяки обґрунтуванню граничного переходу під знаком інтегралу за певних умов отримаємо інтегро-диференціальне рівняння

$$\frac{\partial G_x(t, y)}{\partial t} = \frac{\partial G_x(t, y)}{\partial y} \cdot (-Cy - e^{B+Cx}) +$$

$$+ \lambda \left\{ \int_{-\infty}^{+\infty} G_x(t, ye^{-z}) \cdot f_{B_1}(z) dz - G_x(t, y) \right\}$$

з граничними умови $G_x(t, 0) = 0, t \geq 0$ та $G_x(0, y) = 1, y > 0$.

РОЗРОБКА ЧИСЕЛЬНО-АНАЛІТИЧНИХ МЕТОДІВ РОЗВ'ЯЗУЮЧИХ ОПЕРАТОРІВ ДЛЯ ОБЧИСЛЕННЯ ІЗ ПІДВИЩЕНОЮ ТОЧНІСТЮ ТРАЄКТОРІЙ ДИНАМІЧНИХ СИСТЕМ

Бейко І.В.

Національний технічний університет України «КПІ»

Зінько П.М.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

zinko@unicyb.kiev.ua

Розробка математично-комп'ютерного інструментарію для прогнозування і аналізу складних систем вимагає побудови відповідних чисельних алгоритмів та комп'ютерних (робочих) комплексних моделей із підсистемами, які описуються системами звичайних диференціальних рівнянь та рівнянь із частинними похідними. При побудові робочої моделі необхідно забезпечити її адекватність, тобто, необхідно забезпечити потрібну точність δ наближеного розв'язку (δ -адекватність моделі) обчисленого за час τ (τ -реалізованість моделі), який виділений на розв'язання відповідних задач прогнозування, планування та побудови можливих сценаріїв розвитку досліджуваних явищ [1]. У цьому напрямку методи

конструктивної теорії розв'язуючих та асимптотично-розв'язуючих операторів відкривають нові можливості розробки оптимізованих за критеріями δ і τ чисельних алгоритмів моделювання і прогнозування з підвищеною точністю та принципово нові математично-комп'ютерні методи аналізу динамічних процесів із зосередженими та розподіленими параметрами. Для розроблених чисельних та чисельно-аналітичних методів і алгоритмів побудовано асимптотичні оцінки їх похибок. У загальному випадку методи розв'язуючих і асимптотично-розв'язуючих операторів використовуються для побудови робочих моделей складних граф-операторних систем із різними підсистемами (алгебраїчними, диференціальними, інтегро-диференціальними, диференціально-алгебраїчними) та підсистемами багатокритеріальної оптимізації. При наявності наближеної траєкторії граф-операторної системи асимптотично-розв'язуючий оператор дозволяє будувати чисельно-аналітичні методи підвищення до потрібного порядку точності наближеного розв'язку. Зокрема, в чисельних алгоритмах розв'язування нелінійних задач Коші в якості наближених прогнозних траєкторій використано інтерполяційні поліноми Лагранжа та формули Тейлора, які забезпечують потрібні високі порядки точності уточнених за формулою Ньютона-Котеса розв'язків. З використанням явних та неявних різницевих схем побудовано чисельні алгоритми підвищеної точності для неоднорідних рівнянь дифузії зі змінними коефіцієнтами у двовимірному і трьохвимірному випадках. Побудовані чисельно-аналітичні методи знайшли практичне використання для розв'язування задач фільтрації в продуктивному шарі газоконденсатних свердловин [3] та для задач моделювання радіотехнічних сигналів [4]. Ці методи розвиваються для прогнозування траєкторій змішаних систем описаних різнотипними математичними моделями з розподіленими та зосередженими параметрами, що виникають у новітніх інформаційних технологіях, в екології, хімії, фізиці, металургії, в задачах прогнозування еволюції динамічних та часових характеристик соціальних, військових та суспільних загально державних процесів.

Література

1. Бейко І.В. Розвиток методів розв'язуючих та асимптотично-розв'язуючих операторів для побудови оптимальних та асимптотично-оптимальних математичних моделей // Вісник Київ. ун-ту. Серія: Кібернетика. – 2002. - Вип.3.- С. 10-15.
2. Бейко І.В., Зінько П.М. Методи високих порядків для розв'язування задач Коші та багатовимірних крайових задач за допомогою

асимптотично-розв'язуючих операторів // 36. наук. праць «Математичне та комп'ютерне моделювання». Кам'янець-Подільський нац. ун-т, 2008. – Вип. 1. – С. 18-25.

3. Бейко І.В., Бодачівська Л.Ю., Зінько П.М. Системний аналіз процесів підвищення техніко-експлуатаційних характеристик свердловин // Вісник Київ. ун-ту. Серія: фіз.-мат. науки. – 2007. – вип. 2. – С. 101–104.

4. Зінько П.М. Про використання алгоритмів теорії розв'язуючих операторів при моделюванні деяких радіотехнічних процесів // International conference “Problems of decision making under uncertainties”, September 12–17, 2005, Berdyansk, Ukraine, 157–158 p.

МОДЕЛИРОВАНИЕ АВТОКОЛЕБАТЕЛЬНЫХ ПРОЦЕССОВ В МНОГОКОМПОНЕНТНЫХ СИСТЕМАХ

Белецкий Б. А.

Институт кибернетики им. В. М. Глушкова НАН Украины

borys.biletskyi@gmail.com

Процессы, протекающие в колебательном режиме, при котором периодически изменяются некоторые параметры системы, играют важную роль в живой природе, в частности, в реакциях клеточного метаболизма. Классическим примером таких процессов являются реакции типа Белоусова-Жаботинского [1].

Для моделирования и анализа многокомпонентных систем была разработана программная среда, позволяющая гибко переопределять пространство состояний Ω и правила переходов между ними.

При моделировании автоколебательных процессов фазовое пространство Ω системы разбивается на компоненты таким образом, что в каждой из компонент динамика системы описывается эргодическим Марковским процессом. По достижении стационарного состояния происходит переход к следующей компоненте, за счет чего удается добиться колебательного поведения.

При описании распределения вероятности на пространстве состояний Ω использовался аппарат случайных полей с Гиббсовской мерой [2]. Вероятность состояния $P(\omega)$, $\omega \in \Omega$ определяется в виде

$$P(\omega) = \frac{1}{Z} e^{-\beta E(\omega)},$$

где $E(\omega)$ — неотрицательная функция, β — неотрицательный параметр, Z — нормирующий множитель.

Эволюция системы моделируется при помощи алгоритм Метрополиса [3].

Литература

1. Белоусов Б.П. Периодически действующая реакция и ее механизм // Сборник рефератов по радиационной медицине. М. Медгиз, 1959г.
2. Kinderman R., Snell J.L. Markov Random Fields and Their Applications // Contemporary Mathematics. – 1980. – v. 1.
3. N. Metropolis, A.W. Rosenbluth, M.N. Rosenbluth, A.H. Teller, and E. Teller. Equations of State Calculations by Fast Computing Machines // Journal of Chemical Physics. – 1953. – v. 21(6).

ОПТИМІЗАЦІЯ СТРУКТУРИ СИСТЕМ, ЩО СКЛАДАЮТЬСЯ З ЕЛЕМЕНТІВ З ТРЬОМА НЕСУМІСНИМИ СТАНАМИ

Бірюков Д.С.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

birjukov@unicyb.kiev.ua

В роботі досліджується надійність структурно-складних систем, що складаються з елементів з трьома несумісними станами (СЗС), до яких належать радіоелектронні системи (елементи допускають два типи відмов: "коротке замикання" та "обрив"), систем протиповітряної оборони (допускають помилки "першого" та "другого" роду), різноманітні сенсори та датчики [1,2]. Відомі постановки задач оптимізації надійності СЗС розглядають паралельно-послідовні структури СЗС і полягають в виборі оптимальної кількості елементів в підсистемах [1,2]. В даній роботі запропоновано модель оптимізації надійності структурно-складної СЗС, в якій підвищення показника надійності досягається за рахунок вибору оптимальної структури з'єднання елементів в системі з залученням надлишкових – навантажених резервних елементів та вибору типів елементів. Припускається використання елементів різних типів, що мають однакове функціональне призначення, але різні техніко-економічні показники. Для кожного варіанту реалізації СЗС використовуючи підхід запропонований в [3] можна обчислити нестационарні ймовірності, перебування СЗС в кожному з трьох несумісних станів.

Задача полягає в виборі варіанту реалізації системи, який забезпечить максимальний очікуваний час перебування СЗС в стані функціонування з врахуванням обмежень на техніко-економічні показники та обмежень на нестационарні ймовірності перебування в

станах відмови.

Література

1. *Проектирование надежных спутников связи*/ Афанасьев В.Г., Верхотуров В.И., Заславский В.А. и др./ Под ред. акад. М.Ф.Решетнева.-Томск: МГП "РАСКО", 1993.- 221 с.
2. *Lisnianski A., Levitin G. Multi-state system reliability: Assessment, optimization and applications.* World Scientific, 2003.- 376 p.
3. *Бірюков Д.С.* Про обчислення показників надійності складних системи з багатьма станами // Вісн. Київськ. ун-ту. Сер.: фіз.-мат. наук.-2005.-Вип.3.-С. 193-199.

ОБ ОЦЕНКЕ СКОРОСТИ СХОДИМОСТИ В ПРИНЦИПЕ ИНВАРИАНТНОСТИ ПРИМЕНЕНИЯ.

Бондарев Б., Козырь С.

Донецкий национальный университет

Bondarev.mart@gmail.com

Пусть $\xi(t), t \geq 0$ решение стохастического дифференциального уравнения с периодическими коэффициентами

$$d\xi(t) = \alpha(\xi(t))dt + \beta(\xi(t))dW(t), \xi(0) = \xi_0 \quad (1)$$

где $\alpha(x), \beta(x)$ -1-периодические коэффициенты.

Получена оценка

$$P \left\{ \sup_{0 \leq t \leq T} \left| \int_0^t \frac{1}{\sqrt{\varepsilon}} [f(\xi(s/\varepsilon)) - \bar{f}] ds - \beta W^\varepsilon(t) \right| > \delta(\varepsilon) \right\} \leq \rho(\varepsilon)$$

где $\delta(\varepsilon) \rightarrow 0, \rho(\varepsilon) \rightarrow 0$ при $\varepsilon \rightarrow 0$ выписаны в явном виде; здесь

$W^\varepsilon(t)$ - семейство стандартных винеровских процессов, построенных по процессу $\xi(t)$, постоянные $\bar{f}, \beta$ подсчитываются через коэффициенты $\alpha(x), \beta(x)$.

Наряду с (1) рассматривается дифференциальное уравнение, возмущенное «физическим» белым шумом, именно

$$\frac{dX_\varepsilon}{dt} = A(t, X_\varepsilon(t)) + B(t, X_\varepsilon(t)) \frac{1}{\sqrt{\varepsilon}} [f(\xi(t/\varepsilon)) - \bar{f}] \quad (2)$$

Установлена оценка сближения по вероятности решения (2) и решения соответствующего уравнения Ито.

$$dY_{\varepsilon}(t) = A(t, Y_{\varepsilon}(t)) + B(t, Y_{\varepsilon}(t))\beta dW^{\varepsilon}(t), Y_{\varepsilon}(0) = X_{\varepsilon}(0).$$

ЩОДО ПРОБЛЕМИ ВИЯВЛЕННЯ ІНЕРЦІЙНОСТІ СППР ТА ОПР У ПРИЙНЯТТІ РІШЕНЬ

Юрій В.Бондарчук., к.ф.-м.н,

Київський національний університет імені Тараса Шевченка,
факультет кібернетики.

byv@univ.kiev.ua

Одна із проблем у життєвому циклі систем підтримки прийняття рішень (СППР) [1] для розробників та користувачів СППР – сценарії СППР, і ОПР зокрема, мають схильність функціонувати за інерцією. Це є наслідком механічного повторного широкого відтворення вдалих у свій час рішень із бази СППР. Причому маленька база готових рішень майже зразу дає ефект інерційності, а відносно великі - важко використовувати повністю, бо на практиці продивляються (аналізують) лише певний початковий "відрізок" бази.

Припустимо, СППР має певну домінанту у сценарії своєї роботи, що, власне, і є дія за інерцією (стереотипом). Про це не завжди здогадуються розробники і ще менше довірливі ОПР. Але розробники СППР, хай опосередковано, все ж закладають домінанту. Отже, ОПР, після певного часу експлуатації СППР, схильні діяти механічно, а СППР, в свою чергу, має домінантний сценарій.

Якщо СППР не має можливості аналізувати якість прийнятих рішень (наприклад, через експертну оцінку), то не найкращі рішення почнуть входити в домінанту ОПР, сприяючи деградації (цінності використання) системи.

Пропонується проект мета-СППР, яка для систем за таксономією Альтера орієнтованих на моделі СППР (репрезентативних та рекомендаційних), допомагає виявити домінанту конкретної СППР за таким принципом. Після певного етапу використання СППР, в її базу рішень експертами включаються нові варіанти рішень для "відомих" системі задач. Далі генерується певна множина завдань з прийняття рішень (рекомендацій), які вже ставились в СППР. Отримані рекомендації аналізуються на предмет їх оновлення за використання

оновленої бази рішень. Ті рішення, які є інваріантами бази рішень, відносимо до домінанти СППР.

Література

1. Бондарчук Ю.В. Щодо зв'язку життєвого циклу об'єкту управління, принципів управління та ефективності прийняття рішень //International conference "Problems of decision making under uncertainties" (PDMU-2009). 27-30.4.2009, Східниця, с. 70.

КОНТАКТНЫЕ КАРТЫ КАК УПРОЩЕННОЕ ПРЕДСТАВЛЕНИЕ ПРОСТРАНСТВЕННОЙ СТРУКТУРЫ БЕЛКА

Быць А.В.

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

Молекула любого белка представляет собой линейную последовательность аминокислот, которая некоторым образом располагается в трехмерном пространстве.

Изучены преимущества использования контактных карт для предсказания пространственной структуры белков. Контактная карта белка – это упрощенное представление пространственной структуры белка в виде булевой симметричной матрицы $C=[c_{ij}]$ размерности $n \times n$, в которой элемент $c_{ij} = 1$, если расстояние между i -м и j -м аминокислотами белка меньше некоторого порогового значения, и $c_{ij} = 0$ в противном случае, где n – количество аминокислот в белке, $i, j = 1, 2, \dots, n$ – порядковые номера аминокислот в аминокислотной последовательности белка.

Наилучшая точность алгоритмов предсказания контактной карты по известной аминокислотной последовательности белка составляет 32%.

Общая задача вычисления координат в трехмерном пространстве, совместимых с данной контактной картой, является NP-трудной. Для ее решения было разработано несколько эмпирических алгоритмов. С их помощью для построенных по эмпирическим данным контактным картам координаты атомов могут быть восстановлены со средним квадратичным отклонением 1-2 Å. Однако по предсказанным контактным картам координаты атомов предсказываются со средним квадратичным отклонением более 3 Å.

Благодаря относительной простоте выше указанных алгоритмов использование контактных карт перспективно в качестве промежуточного звена в процессе предсказания координат атомов белка в трехмерном пространстве по известной аминокислотной последовательности белка. Однако эти алгоритмы требуют усовершенствования в связи с недостаточно высокой точностью предсказания.

МАЙБУТНЯ СТАВКА, КЕРОВАНА МАРКІВСЬКИМ ПРОЦЕСОМ

Васильків М.І., Єлейко Я.І.

Michigan State University

max.vasylkiv@gmail.com

Нехай маємо деякий марківський процес $X(t, w)$, який в будь-який момент часу перебуває в одному з m станів – $\{1, 2, \dots, m\}$. Початковий момент часу нехай буде $t = 0$. Також нехай $\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_n, \dots$ – випадкові моменти часу, в які процес $X(t, w)$ змінює свій стан. Припустимо, що кожен стан i процесу $X(t, w)$ пов'язаний з певною майбутньою ставкою $f_i (i = 1, \dots, m)$. Величина $z(t)$ визначає еволюцію поведінки відсоткового нараховую чого множника.

Для кожного з початкових станів процесу визначаємо перетворення Лапласа $E_i e^{-sz(t)}$. Припустимо, що для ф-ії

$$F_{ij}(s, u, du) = e^{-s \int_0^u f_i(h) dh} \times P_i(\tau \in du, X(\tau) = j) \quad \text{існує така}$$

$G_{ij}(s, du)$, що $F_{ij}(s, u, du) = G_{ij}(s, du)$ і ф-ія $G_{ij}(s, u)$ володіє потрібними властивостями. Асимптотика перетворення Лапласа суттєво визначається пероновим коренем λ матриці $G_{ij}(s, \infty)$.

При $\lambda = 1$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} Z_i(s, t) = \frac{u_i \sum_j v_j \int_0^\infty z_j(s, t) dt}{m \sum_j u_j v_j} = \frac{u_i \sum_j v_j \int_0^\infty e^{-s \int_0^t f_j(h) dh} \times P_j(\tau > t) dt}{m \sum_j u_j v_j}, ;$$

$$\partial_e m = \sum_{i,j} v_i \int_0^\infty t dG_{ij}(s, t) u_j$$

$v = (v_1, \dots, v_m)$ і $u = (u_1, \dots, u_m)$ є відповідно правим та лівим інваріантними векторами $G_{ij}(s, \infty)$.

При $\lambda > 1$ існує єдине додатне число μ таке, що перонів корінь

матриці $\left\{ \int_0^\infty e^{-\mu t} dG_{ij}(s, t) \right\}_{i,j=1}^m$ дорівнює 1. При $\lambda < 1$ для існування

такого числа μ необхідно і достатньо, щоб $\int_0^\infty e^{\varepsilon t} dG_{ij}(s, t) < \infty$ при

всіх $i, j = 1, \dots, m$ і деякому $\varepsilon > 0$. В цих випадках отримано таку асимптотику

$$\begin{aligned} \lim_{t \rightarrow \infty} Z_i(s, t) e^{-\mu t} &= \frac{u_i \sum_j v_j \int_0^\infty z_j(s, t) e^{-\mu t}}{m \sum_j u_j v_j} = \\ &= \frac{u_i \sum_j v_j \int_0^\infty e^{-s \int_0^t f_j(h) dh} \times P_j(\tau > t) e^{-\mu t}}{m \sum_j u_j v_j}, \end{aligned}$$

де $v = (v_1, \dots, v_m)$ та $u = (u_1, \dots, u_m)$ є лівим та правим інваріантними

векторами відповідно матриці $\left\{ \int_0^\infty e^{-\mu t} dG_{ij}(s, t) \right\}_{i,j=1}^m$,

$$0 < m = \sum_{i,j} v_i \int_0^\infty t d \left(\int_0^t e^{-\mu r} dG_{ij}(s, r) \right) u_j < \infty.$$

Література

1. Королук В. С., Турбин А.Ф. Полумарковские процессы и их приложения. Киев: Наук. Думка, 1976.
2. Коваленко И. Н., Кузнецов Н.Ю., Шуренков В.М. Случайные процессы – Киев, Наук. Думка, 1983.

ОДНА ДИНАМИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ СБАЛАНСИРОВАННОГО РАЗВИТИЯ КОРПОРАЦИИ ПРЕДПРИЯТИЙ ПРИ СЛУЧАЙНЫХ ВОЗМУЩЕНИЯХ

Власенко Л.А., Руткас А.Г., Фалка А.Е.

Харьковский национальный университет имени В.Н. Каразина

Харьковский национальный университет радиоэлектроники

lara@rutrus.com anatoly@rutrus.com falkaae@gmail.com

В [1] предложена детерминированная модель динамики основных фондов $s(t) = (s_1(t), \dots, s_n(t))^T$ корпорации n предприятий, получающих индивидуальные инвестиции $I_k(t)$ за период dt :

$$\frac{ds_k}{dt} + \sum_{j=1}^n b_{kj} s_j(t) = (1 - \beta_k) I_k(t), k = 1, \dots, n \quad (1)$$

Здесь β_k - коэффициент использования инвестиции в k -е предприятие на погашение его долгов, коэффициенты b_{kj} учитывают корпоративные отчисления от чистых прибылей j -го предприятия на реинвестирование k -го предприятия. Мы развиваем эту модель в направлениях учёта случайных факторов в динамике и смягчения дисбаланса в темпах изменения основных фондов $s_k(t)$. Для этого инвестиция I_k в (1) разбивается в сумму плановой I_{k0} и релаксационной I_{kr} так, что $I_{k0}(t) = \sum_{i=1}^m b_k^i \delta(t - t_i)$ поступает импульсно в моменты $t_1, \dots, t_m \in [0, T]$, а $I_{kr}(t)$ выделяется из общей постоянной суммы релаксационных инвестиций I_r по правилу

$$I_{kr}(t) = \frac{I_r}{n} + \alpha \left(\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n s'_j - s'_k \right) (t) \frac{I_r}{n}, \quad \alpha > 0; s'_j = \frac{ds_j}{dt}.$$

В результате система (1) принимает векторную форму

$$Ads + Bs(t) = (E - \beta) \left[f_0 + \sum_{i=1}^m b^i \delta(t - t_i) \right] dt + \\ + [\sigma(s) + \sigma_0] d\omega(t) \quad (2)$$

где $\omega(t)$ - векторный винеровский процесс. Вследствие возможного вырождения матрицы A возникает проблема однозначной разрешимости импульсного стохастического уравнения (2) в $\mathbf{R}^n$, которую мы здесь исследуем. По-видимому, впервые разрешимость вырожденного ($\det A = 0$) стохастического уравнения вида (2) в отсутствии импульсных воздействий рассматривалась в [2]. В современной терминологии соответствующие условия разрешимости приведены в [3]. Здесь с помощью решения, построенного с учётом импульсных воздействий, мы исследуем также задачу импульсного оптимального управления детерминированной системой (10) при $\sigma = \sigma_0 = 0$, оптимизируя квадратичный критерий качества. Решается задача оптимизации векторных амплитуд b^i при заданных моментах t_i поступления импульсных инвестиций, и задача одновременной оптимизации амплитуд b^i и выбора оптимальных моментов t_i планового инвестирования[4].

Литература

1. Власенко Л. А., Лысенко Ю. Г., Руткас А. Г. Динамическая модель импульсного инвестирования корпораций предприятий // Тези доповідей XIII Всеукраїнської науково-методичної конференції «Проблеми економічної кібернетики», 2-4 жовтня 2008 р., м. Алушта, смт. Партеніт. – с. 58-60.
2. Гиря Т. В., Осуала С. Ч., Руткас А. Г. Об одном классе стохастических уравнений, не разрешённых относительно производной // Вест. Харьк. ун-та. – 1986. – вып.286. – с. 29-34.
3. Власенко Л. А., Руткас А. Г. Дескрипторные системы со случайными возмущениями в динамических финансово-экономических моделях // Abstracts of International workshop “Problems of Decision Making Uncertainties – 2007”, September 17-22, 2007, Novy Svit, Ukraine. – с. 41-43.
4. Власенко Л.А., Руткас А. Г., Самойленко А.М. Проблема импульсного регулятора для одной динамической системы типа Соболева // Укр. мат. журн. – 2008. – 60, № 8. – с. 1027 – 1034

ОБ ОПТИМАЛЬНОМ УПРАВЛЕНИИ МОБИЛЬНЫМИ РОБОТАМИ

Власенко Л.А., Шатенфельд А.И.

Харьковский национальный университет имени В.Н. Каразина

Харьковский национальный университет радиоэлектроники

lara@rutrus.com; anton.schattenfeld@gmail.com

Одно из важнейших качеств интеллектуального мобильного робота - это целесообразность или разумность его поведения. Целесообразное поведение возлагает на систему управления роботом сложный комплекс задач. В частности, это расчет оптимальной траектории движения, принятие решения о текущем движении, формирование управляющих воздействий для отработки выбранного движения, определение положения и т.д. Рассматривается задача оптимального управления, дающая возможность на базе построенной динамической модели осуществлять эффективное управление движением мобильного робота.

Динамическая модель движения робота описывается с помощью уравнений Эйлера-Лагранжа в дифференциальной форме. К этим уравнениям добавляются дважды дифференцируемые по времени уравнения связей. На таком пути, например, в [1,2] (см. также библиографию в этих работах) приходят к дифференциально-алгебраическому уравнению

$$\begin{bmatrix} M & C_q^{tr} \\ C_q & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ddot{q} \\ \lambda \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Q_e \\ Q_d \end{bmatrix} \quad (1)$$

относительно вектора обобщенных координат λ и вектора множителей Лагранжа. В (1) матрица C_q определяется из уравнений геометрических связей, матрица C_q^{tr} является транспонированной к C_q – матрице Якоби уравнений связей, M – инерционная матрица, Q_e, Q_d – векторы, соответствующие силам. Понижая порядок системы (1) и вводя управление, подобно [3,4] мы переходим к линеаризованной системе

$$A(t)y' + B(t)y = f(t) + K(t)u(t) \quad (2)$$

с, вообще говоря, необратимыми нестационарными матрицами $A(t), B(t)$.

Для решения задачи оптимального управления дескрипторной системой (2) с квадратичным функционалом качества применяется метод, предложенный в [5]. Полученные теоретические результаты применяются для расчета оптимального управления и соответствующей оптимальной траектории движения мобильного робота.

Литература

1. Fox B., Jennings L.S., Zomaya A.Y. Numerical computation of differential-algebraic equations for nonlinear dynamics of multibody android systems in automobile crash simulation // IEEE Transactions on Engineering. – 1999. – V. 46, N 10. – P. 1199-1206.
2. Gouveia G.M., Lemosse D., De Cursi E.S., Dujardin F. Dedicated procedures for temporal identification in a flexible multi-body system // J. of the Braz. Soc. of Mech. Sci. & Eng. – 2006. – V. 28, N 4. – P. 467-473.
3. Jadlovska A. Using forward and inverse neural models for solving optimal tracking problem of non-linear system // J. of Electrical Engineering. – 2004. - V. 55, N 5-6. – P. 150-155.
4. Bertolazzi E., Biral F., Da Lio M. Symbolic-numeric efficient solution of optimal control problems for multibody systems // J. of Computational and Applied Mathematics. – 2006. – V. 185, N 2. – P. 404 – 421.
5. Власенко Л.А., Руткас А.Г. Об оптимальном управлении системами, описываемыми неявными эволюционными уравнениями // Диф. уравнения. – 2009. – Т. 45, N 3, С. 416-424.

ЧИСЕЛЬНЕ МОДЕЛЮВАННЯ НАПРУЖЕНО-ДЕФОРМОВАНОГО СТАНУ ОСНОВИ ҐРУНТОВОЇ ГРЕБЛІ ПРИ НАЯВНОСТІ ТЕПЛО-МАСОПЕРЕНОСУ

Власюк А.П., Федорчук Н.А.

Національний університет водного господарства та природокористування, м. Рівне

A.P.Vlasyuk@rstu.rv.ua, N.A.Fedorchuk@mail.ru

Досліджується задача моделювання напружено-деформованого стану (НДС) основи ґрунтової греблі з урахуванням переносу солей фільтраційним потоком в неізотермічних умовах при наявності вільної поверхні рівня ґрунтових вод.

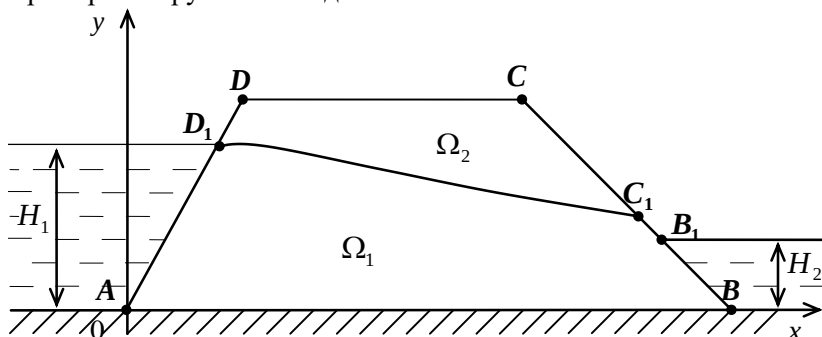


Рис.1. НДС основи ґрунтової греблі при тепло-масопереносі

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

$$\begin{aligned} \mu(c)\Delta U + (\lambda(c) + \mu(c))\frac{\partial}{\partial x}\left(\frac{\partial U}{\partial x} + \frac{\partial V}{\partial y}\right) + \left[\frac{\partial \lambda(c)}{\partial x}\left(\frac{\partial U}{\partial x} + \frac{\partial V}{\partial y}\right) + 2\frac{\partial \mu(c)}{\partial x}\frac{\partial U}{\partial x} + \right. \\ \left. + \frac{\partial \mu(c)}{\partial y}\left(\frac{\partial U}{\partial y} + \frac{\partial V}{\partial x}\right)\right] - (3\lambda(c) + 2\mu(c))\alpha_T \frac{\partial T}{\partial x} = X, \\ \mu(c)\Delta V + (\lambda(c) + \mu(c))\frac{\partial}{\partial y}\left(\frac{\partial U}{\partial x} + \frac{\partial V}{\partial y}\right) + \left[\frac{\partial \lambda(c)}{\partial y}\left(\frac{\partial U}{\partial x} + \frac{\partial V}{\partial y}\right) + 2\frac{\partial \mu(c)}{\partial y}\frac{\partial V}{\partial y} + \right. \\ \left. + \frac{\partial \mu(c)}{\partial x}\left(\frac{\partial U}{\partial y} + \frac{\partial V}{\partial x}\right)\right] - (3\lambda(c) + 2\mu(c))\alpha_T \frac{\partial T}{\partial y} = Y, \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial}{\partial x} \left(D_1(c, T) \frac{\partial c}{\partial x} \right) + \frac{\partial}{\partial y} \left(D_2(c, T) \frac{\partial c}{\partial y} \right) - \nu_1(c) \frac{\partial c}{\partial x} - \nu_2(c) \frac{\partial c}{\partial y} - \\ - \gamma(c - C_m) + \frac{\partial}{\partial x} \left(D_{T_1} \frac{\partial T}{\partial x} \right) + \frac{\partial}{\partial y} \left(D_{T_2} \frac{\partial T}{\partial y} \right) = n \frac{\partial c}{\partial t}, \end{aligned} \quad (2)$$

$$\frac{\partial}{\partial x} \left(\lambda_{T_1} \frac{\partial T}{\partial x} \right) + \frac{\partial}{\partial y} \left(\lambda_{T_2} \frac{\partial T}{\partial y} \right) - \rho c_p \left(\nu_1(c) \frac{\partial T}{\partial x} + \nu_2(c) \frac{\partial T}{\partial y} \right) = c_T \frac{\partial T}{\partial t}, \quad (3)$$

$$\vec{v} = -\mathbf{K}(c, T) \text{grad} h + \mathbf{v}_c(c) \text{grad} c + \mathbf{v}_T \text{grad} T, \quad \text{div} \vec{v} + \frac{\partial n}{\partial t} = 0, \quad (4)$$

$$h(x, y, t)|_{AD_1} = \tilde{H}_1(x, y, t), \quad h(x, y, t)|_{BB_1} = \tilde{H}_2(x, y, t), \quad \frac{\partial h}{\partial n} \Big|_{AB} = 0, \quad h|_{C_1 B_1 \cup C_1 D_1} = y, \quad (5)$$

$$c(x, y, t)|_{AD_1} = \tilde{C}_1(x, y, t), \quad \frac{\partial c}{\partial n} \Big|_{\Gamma_1} = 0, \quad \Gamma_1 = AB \cup BB_1 \cup B_1 C_1 \cup C_1 D_1, \quad (6)$$

$$T(x, y, t)|_{AD_1} = \tilde{T}_1(x, y, t), \quad T(x, y, t)|_{\Gamma_2} = \tilde{T}_2(x, y, t), \quad \Gamma_2 = D_1 D \cup DC \cup CC_1, \quad (7)$$

$$T(x, y, t)|_{C_1 B_1} = \tilde{T}_3(x, y, t), \quad T(x, y, t)|_{BB_1} = \tilde{T}_4(x, y, t), \quad \frac{\partial T}{\partial n} \Big|_{AB} = 0, \quad (8)$$

$$T_1|_{D_1 C_1} = T_2|_{D_1 C_1}, \quad \lambda_{T_1} \frac{\partial T_1}{\partial n} \Big|_{D_1 C_1} = \lambda_{T_2} \frac{\partial T_2}{\partial n} \Big|_{D_1 C_1}, \quad (9)$$

$$\sigma_n = 0, \quad \tau_s = 0, \quad (x, y) \in D_1 D \cup DC \cup CC_1 \cup C_1 B_1, \quad (10)$$

$$u_n = u_s = 0, \quad (x, y) \in AB, \quad \sigma_n = 0, \quad \tau_s = 0, \quad (x, y) \in AD_1 \cup BB_1, \quad (11)$$

$$[u_n] = [u_s] = 0, \quad [\sigma_n] = [\tau_s] = 0, \quad (x, y) \in C_1 D_1, \quad (12)$$

$$c(x, y, 0) = \tilde{C}_0(x, y), \quad (x, y) \in \Omega_1, \quad T(x, y, 0) = \begin{cases} \tilde{T}_0^1(x, y), & (x, y) \in \Omega_1, \\ \tilde{T}_0^2(x, y), & (x, y) \in \Omega_2. \end{cases} \quad (13)$$

Отримано чисельний розв'язок крайової задачі (1)-(13). Знайдено переміщення, напруження, деформації, а також розподіл поля напорів, швидкостей фільтрації, концентрації сольового розчину та температури в основі тіла ґрунтової греблі. Проаналізовано вплив тепло-масопереносу на НДС основи ґрунтової греблі.

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. Філатова І.А. Чисельне моделювання впливу масопереносу солевих розчинів на напружено-деформований стан основи ґрунтової греблі при наявності вільної поверхні// Тез. Міжнар. конф. "Прийняття рішень в умовах невизначеності", 12-17 травня 2008р. Київ-Рівне, 2008, – С. 255-257.

ЗАСТОСУВАННЯ МЕТОДІВ ВІЗУАЛІЗАЦІЇ ТА КОМП'ЮТЕРНОЇ ГРАФІКИ У ЗАДАЧАХ ОПТИМІЗАЦІЇ ПАРАМЕТРІВ ДИНАМІЧНИХ СИСТЕМ

Гарашенко Ф.Г., Матвієнко В.Т., Харченко І.І.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

ihar@unicyb.kiev.ua

Розвиток сучасних інформаційних технологій дозволяє по-новому підійти до розв'язування питань, які пов'язані з виведенням отриманої у результаті розрахунків інформації. Вдала візуалізація даних допомагає досліднику в інтерактивному режимі приймати управлінські рішення, що може значно покращити процес проектування широкого кола приладів або деяких ланок виробництва.

Дана робота має на меті розв'язати деякі питання використання сучасних засобів комп'ютерної графіки для візуалізації результатів обчислювального експерименту при моделюванні динаміки заряджених частинок у лінійному прискорювачі. Особлива увага приділяється розгляду проблем, що виникають при розв'язуванні задач проектування лінійних прискорювачів різних типів. Пропонується конструктивний підхід розрахунку динаміки частинок, який базується на структурно-параметричному підході для вибору функції керування шляхом введення точок переключення, що задають структуру прискорювача. Такий підхід, при визначених обмеженнях, може бути також використаним для завдання керуючих дій при управлінні потоками однотипних ресурсів у виробництві, транспорті тощо.

Авторам вдалося побудувати область захвату частинок у режим прискорення для повздовжнього руху для лінійного резонансного прискорювача іонів та прослідкувати її зміну для різних режимів прискорення. Приведені також інформативні графіки, які відображають обвідну траєкторій пучка частинок для радіального випадку в динаміці. Створене програмне забезпечення може бути корисним для дослідження динаміки пучків заряджених частинок для різних типів прискорювачів та приладів надвисоких частот. Пропонується також використання деяких модифікованих алгоритмів оптимізації параметрів, які задають структуру керування і для ряду прикладних задач виробничого змісту.

ПРО РОЗВ'ЯЗУВАННЯ НЕЛІНІЙНОЇ ЗАДАЧІ ПРО НАЙМЕНШІ КВАДРАТИ З РОЗПОДІЛЕНИМИ ЗМІННИМИ

Гнатишин О.П.

Львівський національний університет імені Івана Франка

gnatlesya@franko.lviv.ua

Нелінійні задачі про найменші квадрати найчастіше виникають у разі розв'язування перевизначених систем рівнянь, оцінювання параметрів фізичних процесів за результатами вимірювань, побудови нелінійних регресійних моделей.

Розглянемо нелінійну задачу про найменші квадрати з розподіленими змінними.

Позначимо через $(t_1, y_1), \dots, (t_m, y_m)$ відомі дані і запишемо модель

$$y_i \approx M(x, c, t_i) \equiv c_1 f_1(x, t_i) + \dots + c_p f_p(x, t_i),$$

де $f_i : R^{n+1} \rightarrow R$ - задані функції, що залежать (нелінійно) від $x \in R^n$ і від $t \in R$. Коефіцієнти $c_1, \dots, c_p$ є лінійними параметрами в моделі $M(x, c, t)$.

Визначимо $G(z) = y - F(x)c$, де $z = (x, c) \in R^{n+p}$

Для знаходження розв'язку нелінійної задачі про найменші квадрати:

$$\min_{z \in R^{n+p}} g(z) = \frac{1}{2} G(z)^T G(z) = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^m G_i(z)^2,$$

де $m \geq (n+p)$, функція нев'язки $G : R^{n+p} \rightarrow R^m$, застосуємо модифікації методу Гауса-Ньютона та методів, запропонованих у [1] з врахуванням специфіки задачі.

Проведено числовий експеримент. На низці тестових прикладів показано, що за умови врахування поділу невідомих параметрів на лінійні та нелінійні, отримуємо значний вииграш у кількості ітерацій при відносно однаковій трудоемкості кожної в порівнянні з класичною задачею про найменші квадрати.

Література

1 Shakhno S.M., Gnatyshyn O.P. On an iterative algorithm of order 1.839... for solving the nonlinear least squares problems// Applied Mathematics and Computation. 161 (2005) 253-264

МІНІМАКСНІ ОЦІНКИ ФУНКЦІОНАЛІВ ВІД РОЗВ'ЯЗКІВ ЛІНІЙНИХ ЕЛІПТИЧНИХ РІВНЯНЬ, ПРИ ПОВНІСТЮ НЕВІДОМИХ ПРАВИХ ЧАСТИНАХ

Горбатенко М.Ю.

Чернівецький національний університет імені Юрія Федьковича

Mikola.Gorbatenko@gmail.com

Нехай стан системи характеризується функцією $\varphi(x)$, яка визначається як узагальнений розв'язок крайової задачі Діріхле:

$$- \operatorname{div}(A \operatorname{grad} \varphi) = B f_0 \text{ в } D,$$

$$\varphi = 0 \text{ на } \Gamma,$$

або з системи першого порядку:

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

$$\operatorname{div} j = B f_0 \text{ в } D, \varphi = 0 \text{ на } \Gamma,$$

де $A = A(x) = (a_{ij}(x))$ матриця, що задовольняє умовам, описаним в [1], f_0 - невідомий елемент гільбертового простору H_0 , B - лінійний неперервний оператор, що відображає H_0 в $L_2(D)$.

Використовуючи змішані варіаційні постановки, отримано:

- нові твердження про зведення задач мінімаксного оцінювання до спеціальних задач оптимального керування систем, які описуються еліптичними рівняннями з квадратичними критеріями якості;
- системи еліптичних рівнянь, через розв'язки яких виражаються відповідні мінімаксні оцінки і похибки оцінювання.

Література

1. Ю.К. Подлипенко, М.Ю. Горбатенко Оцінювання узагальнених розв'язків лінійних еліптичних рівнянь, що допускають змішане варіаційне формулювання.- Вісник Київського університету, Серія: фіз.-мат. науки.- 2008.- №3.- с. 158-164.
2. Наконечний О.Г. Оптимальне керування та оцінювання в рівняннях із частинними похідними: Навчальний посібник.—К.: Видавничо-поліграфічний центр “Київський університет”, 2004.— 103 с.
3. F. Brezzi, M. Fortin Mixed and hybrid finite element methods.— Springer-Verland, New York, 1991 – 350 p.

ПІДХІД ДО ЗБІЛЬШЕННЯ ВАЛОВОГО ВНУТРІШНЬОГО ПРОДУКТУ ДЕРЖАВИ ЗА ФІКСОВАНОГО БЮДЖЕТУ

¹Горбачук В.М., ²Гаркуша Н.І.

¹Інститут кібернетики імені В.М. Глушкова НАН України

GorbachukVasyl@netscape.net

²Київський національний університет імені Тараса Шевченка

NGarkusha@unicyb.kiev.ua

Для кожного регіону $i = 1, \dots, 26$ України знайдено оцінки (невід'ємних) параметрів k_i , h_i рівноваг грошового ринку LM

$$m_i = k_i Y_i - h_i R_i$$

та оцінки параметрів u_i , v_i , w_i рівноваг реального ринку IS

$$Y_i = u_i + v_i B_i - w_i R_i,$$

де m_i , Y_i , R_i , B_i – реальні грошова маса, валовий регіональний продукт, процентна ставка, бюджетний доход відповідно [1]. Звідси

$$Y_i = \alpha_i + \beta_i B_i + \gamma_i m_i,$$

де $\alpha_i = h_i u_i / A_i$, $\beta_i = h_i v_i / A_i$, $\gamma_i = w_i / A_i$, $A_i = h_i + k_i w_i$. Тому

$$\Delta Y_i = \beta_i \Delta B_i,$$

$$-b_i \leq \Delta B_i \leq b_i, \quad i = 1, \dots, 26,$$

(1)

де b_i – достатньо мала частка B_i , наприклад, на рівні відсотка.

Держава максимізує по $(\Delta B_1, \dots, \Delta B_{26})$ сумарний приріст

$$\sum_{i=1}^{26} \Delta Y_i = \sum_{i=1}^{26} \beta_i \Delta B_i$$

при обмеженнях (1) та фіксованому загальному бюджеті

$$\sum_{i=1}^{26} \Delta B_i = 0.$$

Нехай $\beta_i \geq \beta_{i+1}$, $i = 1, \dots, 25$. Якщо замість 26 регіонів розглядати 2, то $\Delta B_1 = \min\{b_1, b_2\}$, $\Delta B_2 = -\Delta B_1$; якщо розглядати 3 регіони, то $\Delta B_1 = \min\{b_1, b_2 + b_3\}$, $\Delta B_3 = -\min\{b_3, b_1 + b_2\}$, $\Delta B_2 = -\Delta B_1 - \Delta B_3$.

Література

1. Горбачук В. Характеристики рівноваг грошового і реального ринків, номінальні та реальні валові регіональні продукти, основні бюджетні доходи регіонів України на річних і двопіврічних спостереженнях 2003–2007 року // Финансовые риски. – 2008. – № 3–4 (52). – С. 79–102.

ГЕНЕРАЦІЯ ПЕРЕСТАНОВОК РІЗНИХ ЕЛЕМЕНТІВ, ЯКІ МІСТЯТЬ ЦИКЛИ

Гребеннік І.В.

Харківський національний університет радіоелектроніки
grebennik@onet.com.ua

Задачі генерації різних комбінаторних об'єктів є актуальними в математичних дослідженнях і застосуваннях. Генерації комбінаторних конфігурацій присвячені багато монографій і їхніх окремих розділів. Під генерацією в них розуміється побудова всіх комбінаторних структур певного типу. При цьому в літературі в основному розглядаються питання генерації досить простих об'єктів – перестановок, сполучень, розбиттів, дерев, двійкових послідовностей. Генерація більш складних комбінаторних об'єктів ускладнюється відсутністю конструктивних засобів і необхідністю значних обчислювальних витрат, пов'язаних з надлишковістю результатів застосування відомих засобів генерації. Досить складні комбінаторні конфігурації можуть бути сгенеровані за допомогою конструктивних засобів опису композиційних k -образів комбінаторних множин, запропонованих автором в попередніх дослідженнях.

Метою цієї роботи є постановка та розв'язання деяких задач генерації перестановок, що містять цикли, із застосуванням конструктивних засобів на основі композиційних k -образів комбінаторних множин. Введено нову комбінаторну множину – кортеж перестановок, виконано її формальний опис на основі відображень. Побудовано відповідний комбінаторний вид кортежу перестановок та відповідний твірний ряд. Запропоновано підходи до розв'язання таких задач.

1. Генерація єдиної перестановки по заданим обраними циклічними перестановками циклам.

2. Генерація всіх перестановок по циклах, заданим усілякими циклічними перестановками елементів обраних множин.

3. Генерація всіх перестановок, що містять цикли, породжених множиною, що складається з N різних елементів.

Запропонований у роботі підхід до задач генерації перестановок, що містять цикли, є достатньо універсальним. Використовуючи його, можна генерувати перестановки, що містять цикли, з урахуванням великого набору вимог до кількості циклів, їх довжини й т.д. Наводяться тат аналізуються приклади.

ПОБУДОВА ФУНКЦІЙ ЛЯПУНОВА ДЛЯ ДЕЯКИХ ЛІНІЙНИХ РОЗШИРЕНЬ ДИНАМІЧНИХ СИСТЕМ

Грод І., Кулик В

Тернопільський державний педагогічний університет

Сілезький технічний університет (Польща)

Viktor.Kulyk@polsl.pl

Розглядається система диференціальних рівнянь вигляду

$$\dot{x} = f(x), \quad \dot{y} = A(x)y,$$

де $x \in R^m, y \in R^n$, $\dot{x} = \frac{dx}{dt}$, $A(x)$ - $n \times n$ - вимірна матриця неперервна і обмежена на R^m . Припускається, що вектор-функція $f(x)$ визначена при всіх $x \in R^m$ і локально задовольняє умову Ліпшица. Крім цього додатково припускаємо, що кожний розв'язок $x(t; x_0)$ задачі Коші $\dot{x} = f(x)$, $x|_{t=0} = x_0$ визначений при всіх $t \in R$. Для цього досить, наприклад, припустити виконання наступної оцінки $\|f(x)\| \leq \alpha_1 \|x\| + \alpha_2$ з деякими невід'ємними постійними α_1, α_2 . Ефективним методом дослідження питання існування функції Гріна $G_0(\tau, x)$ задачі про обмежені інваріантні многовиди записаної системи являється метод функції Ляпунова. Такі функції розглядаються у вигляді квадратичних форм $V = \langle S(x)y, y \rangle$ залежних від змінних $y \in R^n$ з гладкою і обмеженою на R^m матрицею коефіцієнтів $S(x)$. Причому, на відміну від традиційної функції Ляпунова, функція V може змінювати знак і навіть вироджуватись при деяких значеннях $x \in R^m$, а уже похідна в силу записаної системи є визначеного знаку. У випадку, коли початкова система має єдину функцію Гріна $G_0(\tau, x)$, деякі із симетричних матриць $S(x)$ записуються в наступному вигляді [1]

$$S(x) = \int_{-\infty}^0 G_t^T(0, x) H(x(t; x)) G_t(0, x) dt - \int_0^{+\infty} G_t^T(0, x) H(x(t; x)) G_t(0, x) dt,$$

де $H(x)$ -деяка фіксована неперервна і обмежена, додатно визначена симетрична матриця визначена на R^m .

У випадку, коли система (1) має безліч різних функцій Гріна функції Ляпунова для системи (1) не існує, а існують функції Ляпунова $\langle \bar{S}(x)z, z \rangle$ для спряженої системи [2] $\dot{x} = f(x)$, $\dot{z} = -A^T(x)z$. Деякі з матриць $\bar{S}(x)$ мають вигляд

$$\bar{S}(x) = \int_{-\infty}^0 G_0(\tau, x) H_1(x(\tau; x)) G_0^T(\tau, x) d\tau - \int_0^{+\infty} G_0(\tau, x) H_2(x(\tau; x)) G_0^T(\tau, x) d\tau$$

де $H_1(x), H_2(x)$ довільно фіксовані симетричні, додатно визначені матриці, неперервні і обмежені на R^m .

Знаходження функції Ляпунова V для початкової системи і до тепер залишається досить цікавою і трудною проблемою. Доповідь присвячена питанню відшукування функції Ляпунова для певних класів приведених систем (див. [3]), а також задачі доповнення слабо регулярних систем до регулярних. Пропонується розглянути системи вигляду $\dot{x} = \omega - \sin 2x$, $\dot{y} = (b + \cos 2x)y$ при дійсних значеннях

параметрів $\omega, b \in R$, а також класи систем $\dot{x}_j = \sum_{i=1}^m \omega_{ij} \sin x_i$, $j = \overline{1, m}$,

$$\dot{y} = \left(\sum_{i=1}^m b_i \cos x_i \right) y, \text{ для яких запропонована структура функції}$$

Ляпунова.

Література

1. Mitropolsky Yu., Samoilenko A., Kulik V. Dichotomies and Stability in Nonautonomous Linear Systems: Taylor & Francis Inc, London, 2003.
2. Митропольский Ю.А., Самойленко А.М., Кулик В.Л. Исследование дихотомии линейных систем дифференциальных уравнений с помощью функций Ляпунова. – Киев: Наук. думка, 1990. – 270 с.
3. Кулик В., Степаненко Н. Знакозмінні функції Ляпунова в теорії лінійних розширень динамічних систем на торі. Укр.мат.журн., 46 (2007) №4.-С.488-500.

ПРО ВЛАСТИВОСТІ МІР, ЩО ВІДПОВІДАЮТЬ СТАЦІОНАРНИМ СКЛАДНИМ ДВІЙКОВИМ ЛАНЦЮГАМ МАРКОВА

Губеладзе А.К.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

Розглядається стаціонарний складний двійковий ланцюг Маркова $\{\xi_n; n \geq 1\}$. Стаціонарна (у вузькому сенсі) послідовність двійкових випадкових величин $\{\xi_n; n \geq 1\}$ є складним ланцюгом Маркова порядку r , якщо послідовність випадкових векторів $\{(\xi_n, \xi_{n+1}, \dots, \xi_{n+r-1}) | n \geq 1\}$ є ланцюгом Маркова. Якщо r – найменше число, яке задовольняє цьому визначенню, то порядок складності є точним. $\xi_n \in \{0; 1\}$, $\alpha_n \in \{0; 1\}$, $n \geq 1$ і $S_i = (\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_r)$ – стан ланцюга з номером $i = 2^r \alpha_1 + 2^{r-1} \alpha_2 + \dots + \alpha_1 + 1$. $M = \{P_{ij} | i, j = 1; 2; \dots; 2^r\}$ – матриця перехідних ймовірностей складного ланцюга (це умовне позначення), де $P_{ij} = P(i; j)$ – ймовірність переходу (за один крок) зі стану $S_i = (\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_r)$ з номером i в стан $S_j = (\alpha_2, \dots, \alpha_{r+1})$ з номером j .

$E_{(r)} = \{P(i; 2i-1); P(i; 2i); P(2^{r-1} + i; 2i-1); P(2^{r-1} + i; 2i), i = 1; \dots; 2^{r-1}\}$ – ті елементи матриці, які можуть бути додатними, решта елементів матриці тотожно рівні 0. $\xi = 0, \xi_1 \xi_2 \dots \xi_n \dots$ – випадкова величина зі значеннями з одиничного сегменту, яка визначена в двійковій системі числення випадковими величинами складного ланцюга: $\xi = \sum_{n=1}^{\infty} \frac{\xi_n}{2^n}$.

$F(t)$ і P – функція розподілу і міра випадкової величини ξ , яка відповідає складному ланцюгу $\{\xi_n; n \geq 1\}$. Якщо $F(t), P$ і $\tilde{F}(t), \tilde{P}$ – вказані функції розподілу і міри, які відповідають стаціонарним ергодичним складним ланцюгам Маркова $\{\xi_n; n \geq 1\}$, $\{\tilde{\xi}_n; n \geq 1\}$ з порядками (точними) $r, \tilde{r}$ відповідно, то міри ортогональні, $P \perp \tilde{P}$, якщо $r \neq \tilde{r}$. Якщо $\{\xi_n; n \geq 1\}$, $\{\tilde{\xi}_n; n \geq 1\}$ – стаціонарні ергодичні складні ланцюги Маркова порядку r , а $F(t), P$ і $\tilde{F}(t), \tilde{P}$ – відповідні

функції розподілу і міри, то $P \perp \tilde{P}$, якщо $F(t) \neq \tilde{F}(t)$. Властивості розглянутих мір сформульовані в наступній теоремі:

Теорема. Нехай $F(t), P$ і $\tilde{F}(t), \tilde{P}$ – розподіли і міри, що відповідають стаціонарним складним ланцюгам Маркова $\{\xi_n; n \geq 1\}$, $\{\tilde{\xi}_n; n \geq 1\}$ порядків $r, \tilde{r}$. Складний ланцюг $\{\xi_n; n \geq 1\}$ ергодичний і всі елементи множини $E_{(r)}$ додатні. Тоді $P \perp \tilde{P}$, якщо $F(t) \neq \tilde{F}(t)$.

ВИЯВЛЕННЯ ХАОСУ В ЗАДАЧАХ ДОСЛІДЖЕННЯ ДИНАМІКИ ОРГАНІЗАЦІЇ

Данилов В. Я., Зінченко А.Ю., Яремчук О. Я.

Навчально-науковий комплекс «Інститут прикладного системного
аналізу» НТУУ «КПІ»

arrttem@yandex.ru, oljajaremchuk@rambler.ru

Дана робота присвячена виявленню та дослідженню детермінованого хаосу в динаміці показників, що характеризують розвиток організацій та економічних систем. В даній роботі досліджувалися концерн «УкрГаз» та туристична сфера Тернопільщини.

Для виявлення детермінованого хаосу серед базових показників стійкості було вибрано лише показник Херста. На основі написаного на Visual Basic макросу проводилися обчислення цілого набору показників, що характеризують динаміку системи. В результаті обчислень встановлено відсутність детермінованого хаосу для ряду показників, що свідчить про стійку динаміку вказаних організацій за останні 5-8 років.

Як приклад, для показника матеріальні витрати за постачанням концерну «УкрГаз» (рис1.), приведемо лінійну регресію, для знаходження показника Херста, що є кутовим коефіцієнтом рівняння:

$$\text{Log}(R / S) = H * \log(\zeta) + b, \text{ де } H - \text{показник Херста,}$$

R – розмах часового ряду на даному проміжку часу, S – стандартне відхилення ряду на тому ж інтервалі, ζ – середнє квадратичне відхилення даного ряду, b – параметр зміщення..

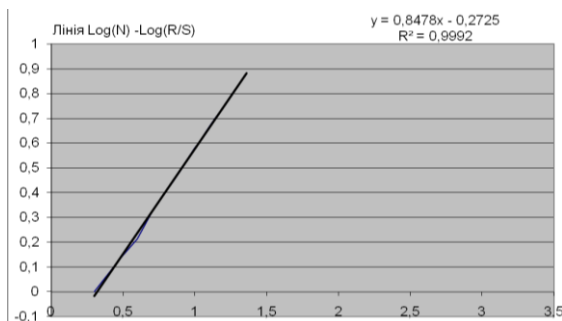


Рис. 1. Лінійна регресія методом найменших квадратів графіка залежності $\text{Log}(N)$ від $\text{Log}(R/S)$ показника «матеріальні витрати за постачанням» концерну «УкрГаз».

Як бачимо показник Херста $H=0,8478$, отже маємо персистентний, або трендостійкий часовий ряд, тобто – фрактальний броунівський рух з додатною кореляцією (довгою пам'яттю). Якщо ряд зростає (убуває) у попередній період, то імовірно, що він буде зберігати цю тенденцію якийсь час у майбутньому. Чим ближче H до 1, тим менш зашумлений ряд і тим більше виражений його тренд. Сила зсуву залежить від того, наскільки H більше 0,5. Точність оцінювання досить велика, так як коефіцієнт детермінації (вказує на зв'язок між залежною та незалежною змінними) R^2 близький до 1 ($R^2=0,9992$). Параметр b , тобто константа 0,2725 вказує на зміщення.

В результаті дослідження було визначено показник Херста для прогнозування показників розвитку динаміки організації «УкрГаз» та туристичної галузі, на прикладі Тернопільщини. Для показників, для яких не було виявлено хаосу, для прогнозування використовувались економетричні моделі, а для тих, де було виявлено детермінований хаос – застосовувались нелінійні математичні моделі та нейронні мережі. Результати дослідження дозволили покращити прогнозування динаміки розвитку економічних систем.

Література

1. Э. Петерс Хаос и порядок на рынках капитала. Новый аналитический взгляд на циклы, цены и изменчивость рынка: Пер с англ. — М.: Мир. 2000. — 333 с. ил.

СЕМИОТИЧЕСКИЕ ОСНОВЫ ПРИНЯТИЯ ОПТИМАЛЬНЫХ РЕШЕНИЙ В КЛИНИЧЕСКОЙ МЕДИЦИНЕ

Долгополов И.Н.

Международный центр информационных технологий и систем

МО НАН Украины

dolgigo@ukr.net

В большинстве работ по принятию решений в медицине на первый план исследований выдвигаются психические свойства человека: воля, мотив, целенаправленность, творческое мышление и пр. В настоящей работе для принятия оптимальных решений предлагается подход на основе семиотического определения состава процедур и их организации, сохраняя при этом неизменность базовых условий принятия решений: определенность, неопределённость, риск и многокритериальность. Предметом внимания в настоящей работе есть принятие решений в условиях определённости, которая сводится к детерминированному конечному автомату. В результате контакта биоагента O^2 с биоагентом O^1 , на основании обнаруженной совокупности признаков биоагент O^2 идентифицирует функциональное состояние биоагента O^1 в объёме единственно достоверного диагноза, который определяет схему и последовательность мероприятий по коррекции его состояния. Под состоянием биоагента будем понимать множество характеризующих его параметров N , фиксированных на момент T и поддающихся измерению или наблюдению, а также хранимых в распределённой среде. Как на этапе постановки диагноза, так и на этапе выбора схемы коррекции необходимо учитывать множество альтернатив при принятии решений. Выработка решений осуществляется с учётом следующих факторов: множество стоящих целей перед биоагентами Z^1 и Z^2 , с неполным пересечением пространства этих множеств, множества имеющихся в их распоряжении ресурсов C , множество знаковых ситуаций (контекст среды) B . Под знаковой ситуацией b будем понимать следующую триаду $b = [s^1, s^2, s^3]$, где $s^1 \in S^1$ – множество состояний O^1 , $s^2 \in S^2$ – множество состояний O^2 , $s^3 \in S^3$ – множество состояний среды. При введении данных определений на основе семиотики функциональная модель принятия решений задаётся следующим отображением $M: B \times C \times Z \rightarrow X$, которое каждой тройке (b, c, z) , где $b \in B$, $c \in C$ и $z \in Z$, ставит в соответствие решение x , принадлежащее множеству допустимых решений X . Учитывая, что оптимальное решение приводит к некоторому

результату $f \in F$, определяющемуся ситуацией $b \in B$, в которой максимально реализуются возможности, $c^2 \in C^2$, биоагента O^2 по управлению состоянием биоагента O^1 - $s^1 \in S^1$ функциональная модель формирования решения результата представляется отображением $M^1: X \times C^2 \times B \rightarrow F$. Модели M и M^1 определяют алгоритмы последовательного взаимодействия биоагентов O^1 и O^2 в контексте среды, в которой реализуется решение. По способу организации воздействия, принципы управления в КД можно разделить на функциональные, структурные (операционные) и стимульные. Сущностью функционального и структурного (операционного) принципов управления является направленное изменение функций или структуры управляемого биоагента в целях обеспечения заданных его характеристик. Данные принципы, как правило, используются при оптимальном и адаптивном методах управления. Стимульный метод воздействия характерен для рефлексивных методов управления. Состояние s управляемо, если найдено такое управляющее воздействие и способ его реализации, которое переведёт управляемого биоагента O^1 из состояния s^1 в некое требуемое состояние s'' . Формально состояние управляемо тогда и только тогда, когда существует такое, $g \in G$, что $H[s^1, g] = s''$, где H - оператор перехода состояния.

Литература

1. Долгополов И.Н. Процесс коммуникации в клинической диагностике. Семиотический подход // Кибернетика и системный анализ. - 2009. - №5. - С.149-161

КЛАСТЕРИЗАЦІЯ В ОБРОБЦІ МОВНИХ СИГНАЛІВ

Донченко В.С.

voldon@unicyb.kiev.ua

Зінько Т.П.

tzinko@ukr.net

Київський національний університет імені Тараса Шевченка.

Розглядається важлива задача обробки мовних сигналів і розв'язування задач Speech Recognition та побудови природнього інтерфейсу для комп'ютерних систем. Задача обробки мовних сигналів є досить важливою та непростюю.

На сьогоднішній день вже існують системи розпізнавання мовних сигналів, але вони працюють з невеликою базою слів. Тому задача побудови універсальної системи розпізнавання зберігає свою актуальність.

Ефективність роботи системи розпізнавання визначається адекватним вибором векторів ознак та підбором відповідних алгоритмів обробки. Суттєвим елементом обробки є стандартизація і очищення від шумів сигналів, які аналізуються.

В доповіді розглядається підхід до побудови, який базується на врахуванні «суттєвих» характеристик аудіосигналу і природні міркування у попередній обробці векторів ознак. Вектори ознак будуються на основі гістограмних характеристик формант спектрограми аудіосигналів. Застосовуються алгебраїчні методи фільтрації на основі SVD розкладу. Алгебраїчна фільтрація сигналу застосовується покомпонентно до матриць перетворень Фур'є, за якою будується спектрограма.

Література.

- 1.Кириченко Н.Ф., Аналитическое представление возмущений псевдообратных матриц // Кибернетика и системный анализ. – 1997. – №2.–С. 98–107.
- 2.Кириченко Н.Ф., Донченко. В.С. Псевдообращение в задачах кластеризации// Кибернетика. и системный анализ. –2007. –№4. – С. 98-122.

СЛОЖНОЕ РАЦИОНАЛЬНОЕ ПОВЕДЕНИЕ ИГРОКОВ В ОДНОЙ ЗАДАЧЕ ПООЧЕРЕДНОГО ПРЕСЛЕДОВАНИЯ

Доценко С.И.

Киевский национальный университет имени Тараса Шевченко

Sergei204@ukr.net

Рассмотрена задача почередного преследования одним преследователем (далее Р) двух убегающих (E_1, E_2) при следующих предположениях. 1) В начальный момент времени Р и E_1, E_2 находятся на одной прямой, причем Р находится между убегающими. 2) Каждый из Е стремится максимизировать время собственной поимки и безразличен к времени поимки другого Е. Р стремится минимизировать время поимки обеих Е. 3) Игроки придерживаются сложного рационального поведения, т.е. каждый игрок знает структуру игры, знает, что ее знают остальные, оптимизирует собственный критерий (п. 2) и полагает, что другие также оптимизируют свои критерии.

При данных предположениях рассмотрены такие случаи. 1) Скорость Р равна v , скорости убегающих v_1, v_2 соответственно, причем $v > \max(v_1, v_2)$. Этот случай простой, не представляет самостоятельного интереса и носит вспомогательный характер при рассмотрении п.2.

2) В начальный момент времени Р находится посередине между E_1, E_2 . При этом перед началом преследования каждый из E_1, E_2 принимает решение – оставаться все время на месте (быть неподвижным) или убежать с заданой скоростью u , где $u < v$. В этом случае между убегающими возникает биматричная игра, причем структура точек равновесия по Нэшу различна при разных значениях u/v . Так, при $u/v \leq (3 - \sqrt{5})/2$ имеет место равновесие стоять-стоять, при $u/v \geq 1/2$ - бежать-бежать, при $(3 - \sqrt{5})/2 \leq u/v \leq 1/2$ - оба указанных равновесия, а также равновесия в смешанных стратегиях.

Литература

1. Волошин О.Ф., Мащенко С.О. Теорія прийняття рішень. Київський університет, 2005 р.

ПРО ЗБІЖНІСТЬ ПОСЛІДОВНОСТІ ГІЛЛЯСТОГО ПРОЦЕСІВ ГАЛЬТОНА-ВАТСОНА З НЕПЕРЕРВНИМ ЧАСОМ ТА ЗЛІЧЕННОЮ КІЛЬКІСТЮ ТИПІВ ЧАСТИНОК ДО ПРОЦЕСУ З НЕПЕРЕРВНИМ ФАЗОВИМ ПРОСТОРОМ

Слейко Я., Базилевич І., Калин А.

Львівський національний університет ім. І. Франка
yikts@yahoo

Нехай $\xi(t, \varepsilon) = (\xi_1(t, \varepsilon), \dots, \xi_n(t, \varepsilon), \dots)$ - послідовність гіллястих процесів Гальтона-Ватсона зі зліченною кількістю типів частинок та неперервним часом, які залежать від деякого малого параметру $\varepsilon > 0$, де $s = (s_1, \dots, s_n, \dots)$. Компонента $\xi_j(t, \varepsilon)$ позначає кількість частинок типу j в момент часу t . Для процесів із нескінченною кількістю типів частинок ми накладемо наступну умову. Кількість частинок у початковий момент часу є скінченною.

Важливою характеристикою гіллястих процесів є твірна функція. Нехай $F(t, s, \varepsilon) = (F^1(t, s, \varepsilon), \dots, F^n(t, s, \varepsilon), \dots)$ - твірна функція процесу. Компонента $F^j(t, s, \varepsilon)$ позначає умовне математичне сподівання $M_j s_1^{\xi_1(t, \varepsilon)} \dots s_n^{\xi_n(t, \varepsilon)} \dots$ при умові, що в початковий момент часу була одна частинка j -го типу.

Для процесів з неперервним часом суттєву роль відіграє твірна функція щільностей перехідних ймовірностей $f(s, \varepsilon)$. Розглядаємо матрицю математичних сподівань, що відповідає твірній функції щільності перехідних ймовірностей $A_\varepsilon = \|a_{ij}(\varepsilon)\|_{i,j=1}^\infty$. Тут

$$a_{ij}(\varepsilon) = \frac{\partial f^i(s, \varepsilon)}{\partial s_j} \Big|_{s=1}.$$

Припускаємо, що матриця A_ε допускає наступний розклад

$$A_\varepsilon = \varepsilon C + o(\varepsilon) \tag{1}$$

де C - матриця констант для якої виконується умова $\sup_i \sum_{j=1}^\infty c_{ij} < \infty$.

Розглядаємо випадкові процеси
 $\mu(\tau, \varepsilon) = (\mu_1(\tau, \varepsilon), \dots, \mu_n(\tau, \varepsilon), \dots)$, де

$$\mu_j(\tau, \varepsilon) = \frac{\xi_j\left(\frac{\tau}{\varepsilon}, \varepsilon\right)}{b_\varepsilon^j}, \quad \xi_j(0, \varepsilon) = \left[x^j b_\varepsilon^j\right], \quad 0 < x = (x^1, \dots, x^n, \dots).$$

Тут $[b]$ ціла частина b , а нормуючі константи b_ε^j такі, що $b_\varepsilon^j \rightarrow \infty$ при $\varepsilon \rightarrow 0$.

Теорема. Нехай має місце розклад (1). Якщо для $0 \geq \lambda = (\lambda^1, \dots, \lambda^n, \dots)$ виконуються умови

$$\frac{1}{\varepsilon} b_\varepsilon^j f^j\left(\left(e^{\lambda^1/b_\varepsilon^1}, \dots, e^{\lambda^n/b_\varepsilon^n}, \dots\right), \varepsilon\right) \rightarrow H^j(\lambda) \quad (\varepsilon \rightarrow 0),$$

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

Тоді скінченновимірні розподіли $\mu(\tau, \varepsilon)$ слабо збігаються при $\varepsilon \rightarrow 0$ до скінченновимірних розподілів стохастично неперервного гіллястого процесу з неперервним фазовим простором $\mu(\tau)$, $\mu(0) = x$ з кумулянтою $H(\lambda)$.

Література.

1. Стохастический анализ некоторых классов ветвящихся случайных процессов. // Диссертация на соиск. ученой степени доктора физ.мат. наук. Баку, 2006.

ПРО ВПЛИВ ВИПАДКОВИХ ВИПУСКІВ НА СПОДІВАНІ ПРИБУТКИ ФІРМ

Єлейко Я.І., Косаревич К.

Львівський національний університет імені Івана Франка

katia_kosarevych@mail.ru

На ринку діють три фірми, що виробляють деякий однорідний продукт. Приймається припущення про те, що стратегія однієї фірми випадкова, тобто випуск цієї фірми q_1 є випадкова величина з деякою функцією розподілу $F(x)$. В той самий час стратегії інших фірм є детермінованими – визначені випуски q_2 та q_3 . В такій ситуації маємо справу з асиметричною невизначеністю. Досліджується вплив випадкового випуску на сподівані прибутки фірм $E(\pi_i) = E((P - c_i)q_i)$.

Поступово задача ускладнюється: вважається, що випуски двох з трьох фірм є незалежними випадковими величинами, причому не обов'язково розподіленими рівномірно.

Показано, що випадковість випуску призводить до зміни в рівновазі Курно-Неша. Досліджено напрямки цих змін та знайдено рівновагу Курно-Неша за асиметричної невизначеності. Показано, що випадковість випуску фірми 1 дає додатковий вигравш її конкурентам, але не самій фірмі. Тобто детермінованість випуску має перевагу над випадковістю випуску, а фірма з визначенішим випуском у всіх випадках дістає перевагу відносно фірми з менш визначеним випуском. Цей висновок пояснює увагу до прогнозування та планування.

Література.

1. Горбачук В. М. Обобщенное равновесие Курно-Штакельберга-Неша. – Кибернетика и системный анализ. – 2006. – №1. – с. 3-9.
2. Горбачук В.М., Гаркуша Н.І. Рівноваги Курно-Неша за асиметричної невизначеності та узагальнені рівноваги Курно-Штакельберга-Неша.

ОЦІНКА ЕФЕКТИВНОСТІ ІЄРАРХІЧНОЇ СИСТЕМИ, ЩО РОЗВИВАЄТЬСЯ

Загородній Ю.В., Коробко Т.В.

В роботі [1] описано модель багаторівневої системи, що розвивається, показано відповідність реальним біологічним і суспільним процесам, наведено приклади циклів і еволюційного зростання.

Запропоновану модель можна розглянути як ієрархічну систему, ефективність функціонування якої залежить від кількості рівнів ієрархії [2]. Аналогом оцінки ефективності діяльності такої системи в [1] являється $S^j(t)$ – кількісна характеристика структури, що дозволяє засвоїти ресурс $R^j(t)$.

Відносна кількість елементів системи $N(t) > 0$ є сумою елементів кожного рівня $N^j(t)$ і розв'язком нелінійного диференційного рівняння

Друге рівняння моделі визначає кількість ресурсу $R(t) > 0$, який використовується для збільшення матеріальної складової системи $N(t)$ і відновлюється з швидкістю $h(t)$.

Ефективність використання ресурсу залежить від розподілу $N(t)$ за рівнями і визначається наступним чином:

$$E(t) = \frac{\sum_{j=1}^n s_j N^j(t)}{N(t)} R(t), \text{ де } s_1 < s_2 < \dots < s_n.$$

Розробляється критерій переходу системи на новий рівень розвитку в залежності від умов необхідності і достатності. З допомогою запропонованої моделі можливо дослідити як зміна структури впливає на ефективність діяльності системи.

Література

- 1 Загородній Ю.В., Коробко Т.В. Про одну модель соціальних і біологічних систем, що розвиваються // Екологія довкілля та безпека життєдіяльності, №2, 2006, с.71-77
- 2 Капица С.П., Курдюмов С.П., Малинецкий Г.Г. Синергетика и прогнозы будущего. - М.: Едиториал УРСС, 2003. - 288с.

МАТЕМАТИЧНА МОДЕЛЬ АСИНХРОННОГО ЕЛЕКТРОПРИВОДУ З УРАХУВАННЯМ ПОДАТЛИВОСТІ ВАЛОПРОВОДУ

Зінько П.М.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

zinko@unicyb.kiev.ua

Чабан А.В.

Національний університет «Львівська політехніка»

Переважну більшість сучасних підприємств неможливо уявити без асинхронних електроприводів, які служать основними перетворювачами електричної енергії в механічну. Очевидно, що побудова адекватних математичних моделей асинхронних електроприводів з урахуванням коливних процесів у їх валопроводах є досить актуальною науково-прикладною проблемою в електромеханіці.

На практиці математичні моделі динамічних систем будують двома методами. Перший метод ґрунтується на законі збереження енергії, а другий – на варіаційних принципах, найбільш вдалим з яких є знаменитий інтегральний варіаційний принцип Гамільтона-Остроградського [1].

Важливою проблемою аналізу цифрового прототипу розробленої моделі електроприводу є необхідність інтегрування нелінійних диференціальних рівнянь електромеханічного стану

пристрою. Наявність конденсаторних батарей, врахування пружно-дисипативних параметрів валопроводів, зміна моментів інерції механізмів у системі призводить до значної жорсткості диференціальних рівнянь електромеханічного стану математичної моделі пристрою [2, 3], а це, у свою чергу потребує застосування нових методів інтегрування цих рівнянь, зокрема, аналітичних та числово-аналітичних.

Для числово-аналітичного розв'язування задачі Коші при певних початкових умовах використовується формула типу "прогноз-корекція" [4]:

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

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

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

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

Література

1. *Милях А.Н., Шидловский А.К.* Принцип взаимности и обратимости явлений в электротехнике К.: Наукова думка, 1967. – 316 с.
2. *Чуа Л.О., Пен-Мин Лин.* Машинный анализ электронных схем. – М.: Энергия, 1980. – 638с.
3. *Чабан А.* Математичне моделювання коливних процесів в електромеханічних системах. – Львів: В-во Т. Сороки, 2008. – 328 с.
4. *Зінько П.М.* Методи наближеного розв'язування задач Коші, які використовують розв'язуючі оператори і формулу Тейлора // Обчислювальна і прикладна математика. –1997. –вип.1. –с.54–59.

ПРО ДОСЛІДЖЕННЯ ДИНАМІКИ БАГАТОМІРНИХ НЕЧІТКИХ СИСТЕМ

Євген В. Івохін., к.ф.-м.н.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка,
факультет кібернетики
ivohin@univ.kiev.ua

Використання нечітких множин для опису ситуацій з невизначеністю знаходить все більше застосувань у різних прикладних галузях. Однак, слід зазначити, що в основному розглядаються системи, розмірність яких невелика. Дослідження багатомірних систем ускладнюється не лише проблемами, пов'язаними з розмірністю, а й з відсутністю специфічних операцій декомпозиції та агрегування нечітких множин [1].

В даній роботі запропоновано підхід до декомпозиції та агрегування нечітких динамічних систем та розглянуто задачу якісного дослідження динаміки багатомірних нечітких систем наступного вигляду

$$\tilde{X}_{k+1} = F_k \circ \tilde{X}_k \quad (1)$$

де $\tilde{X}_k = \tilde{X}(t_k)$ - нечіткі множини, що використовуються для опису станів системи, $\tilde{X}_0 = \tilde{X}(t_0)$ - нечітка множина, що визначає початковий стан системи, $F_k = F(t_k)$ - оператори переходу, що визначають динаміку системи, t_k , $k = 0, 1, \dots$, - моменти часу, $\circ$ - операція композиції.

Якісний аналіз передбачає представлення системи (1) у вигляді сукупності окремих підсистем та їх подальше дослідження. Це призводить до необхідності декомпозиції нечітких множин, що визначають динаміку системи, на відповідні нечіткі підмножини, які описують поведінку виділених підсистем.

Проведено аналітичне дослідження для диференціальних та різницевих моделей на основі методу векторних функцій Ляпунова [2], отримано числові результати з моделювання та аналізу стійкості системи вигляду (1).

Література.

1. Орловский С.А. Проблемы принятия решения при нечеткой исходной информации. М.: Наука, 1981. 206с.
2. Барбашин Е.А. Функции Ляпунова. - М.: Наука, 1970.

ПРО ЕКСПОНЕНЦІАЛЬНУ ФУНКЦІЮ ВІДНОВЛЕННЯ

Олександр Іксанов

Київський національний університет

iks@unicyb.kiev.ua

Дослідження узагальнених функцій відновлення

$$t \mapsto \sum_{n=0}^{\infty} a_n P\{S_n \leq t\}, \quad t \geq 0, \quad (1)$$

де $(a_n : n \in N_0)$ -числова послідовність, а $(S_n : n \in N_0)$ - випадкове блукання, що стартує в нулі, є класичною задачею теорії ймовірностей. У випадку $a_n = e^{-an}$, $a > 0$ функція (1) називається *експоненціальною функцією відновлення* (ЕФВ).

Для знаходження критерію експоненціально швидкої збіжності регулярного мартингалу, пов'язаного з гіллястим випадковим блуканням, до граничної випадкової величини необхідно мати критерій скінченності ЕФВ, а також знати її асимптотичну поведінку при $t \rightarrow \infty$.

Пильне вивчення існуючої літератури дало несподіваний результат: нам не вдалося знайти критерій скінченності у повній загальності (окремі результати містяться у теоремі В [1], а також можуть бути отримані з теореми 2 [2]), а єдиний результат про асимптотичну поведінку, наведений у теоремі 4 [3], є неправильним.

У доповіді будуть наведені остаточні версії обох результатів у повній загальності.

Література.

- 1 Heyde C.C. Two probability theorems and their application to some first passage problems // J. Austral. Math. Soc.-1964.-V. 4.-P. 214–222.
- 2 Боровков А.А. Новые предельные теоремы в граничных задачах для сумм независимых слагаемых // Сиб. матем. ж.-1962.-Т. 5.- С. 645-694.
- 3 Heyde C.C. Some renewal theorems with application to a first passage problem // Ann. Math. Statist. -1966. –V. 37. –P. 699–710.

ЛІНІЙНІ СТРУКТУРИ В МАТЕМАТИЧНОМУ МОДЕЛЮВАННІ ТА ПСЕВДООБЕРНЕННІ

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

Лінійні структури, зокрема, в евклідовому просторі, є чи найбагатшими за можливостями опису зв'язків в модельованому об'єкті. Це повною мірою стосується як можливостей використання підпросторів, так і відповідних відображень та функціоналів. Ефективність використання властивостей лінійних структур в математичному моделюванні визначається отупінню конструктивності в їх побудові, і, особливо, – наявністю явних аналітичних виразів для опису відповідних об'єктів,

Псевдообернення (ПдО), введене в математичну практику незалежними роботами Мура (1920 р.) і Пенроуза (1955 р.), яке наразі налічує більше десятка еквівалентних визначень, як стало зрозумілим з часом, відноситься саме до тих засобів. Воно забезпечує ефективне використання лінійних структур в математичному моделюванні. Важливим етапом розвитку ПдО, як ефективного засобу дослідження в прикладних задачах, була робота М.Ф. Кириченка [1], в якій встановлені явні рекурентні формули ПдО за спеціального способу збурення-зміни матриці. Рекурентність в цьому контексті означає явний аналітичний запис ПдО збуреної матриці за ПдО вихідної матриці та за характеристиками збурення.

Застосування ПдО, аналітичних формул збурення ПдО роботи [1], загалом ідеї конструктивного опису лінійних структур, власне, закладеної в цій роботі, продемонструвало свою ефективність для широкого класу прикладних задач: від теорії оптимального керування, теорії випадкових процесів та математичної статистики, в якій ПдО дає явний і загальний розв'язок задачі МНК- оцінювання та надає відповідні можливості для аналітичного врахування набуття та вилучення інформації, – до нейронних мереж та їх узагальнення, а також – до задач групування інформації та прогнозу розвитку ситуацій[2].

Література.

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

2.Кириченко Н.Ф., Донченко. В.С. Псевдообращение в задачах кластеризации// Киб. и СА.- №4, 2007– С.98-122.

ІНВАРІАНТНІ МІРИ ЗБУРЕНОГО МОДУЛЯ ВІНЕРОВОГО ПРОЦЕСУ

Клочко В. П.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
vnuchook@gmail.com

У роботі [1] побудовано дифузійний процес на просторі $R^+ = [0; +\infty)$ з коефіцієнтом переносу

$$a_0(r) = \frac{1}{2r} + q\delta_A(r), \quad r \in R^+ \quad \text{та} \quad \text{коефіцієнтом дифузії}$$

$b_0(r) \equiv 1, A > 0, q \in [-1; 1]$. При $q = 0$ – це бesselів процес на R^+ , що є модулем двовимірного вінерового процесу.

Доповідь присвячено побудові дифузійного процесу на R^+ з коефіцієнтом переносу $a_0(r) = \frac{1}{2}\delta_0(r) + q\delta_A(r), r > 0$

(а точніше, знаходженню у явному вигляді резольвенти). Це модуль вінерового процесу з мембраною, розташованою у точці A з коефіцієнтом проникності q . При $q = 0$ це вінерів процес з миттєвим відбиттям в нулі (іншими словами – це модуль одновимірного вінерового процесу). Також, описані всі інваріантні міри розглядуваного процесу, доведено, що густина такої міри є кусково-сталою функцією зі стрибком у точці A . Величина стрибка визначається параметром q .

Література

1. Портенко М.І. Про рівняння відновлення, які виникають в деяких задачах теорії узагальнених дифузійних процесів. , Укр. матем. журнал, том 57, №9(2005), 1302-1312.

ДО СИНТЕЗУ СИСТЕМ З ВИКОРИСТАННЯМ ПОХІДНИХ ВІД ПСЕВДООБЕРНЕНИХ МАТРИЦЬ

Кудін Г.І.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

Сучасні математичні задачі дослідження лінійних систем нерідко пов'язуються з потребами враховувати нечіткість в заданні параметрів моделі або можливість вибирати їх значення з певного інтервалу. Для розв'язування таких задач, можна використати теорію псевдообернених операторів [1].

Розглядається система лінійних неоднорідних алгебраїчних рівнянь

$$Ax = y, \quad (1)$$

де $A = (A_{n-1} : a_n) \in R^{m \times n}$, $A_{n-1} = (a_1 : a_2 : \dots : a_k : \dots : a_{n-1})$,

$$a_k = \text{col}(a_{1k}, a_{2k}, \dots, a_{mk}), \quad k = \overline{1, n}, \quad x \in R^n, \quad y \in R^m. \quad (2)$$

Припускається, що система (1) несумісна, тобто в термінах теорії псевдообернених та проєкційних операторів це означає, що

$$\|y - A\hat{x}\|^2 = y^T Z(A^T) y > 0, \quad \hat{x} = A^+ y + Z(A) v, \quad \forall v \in R^n, \quad (3)$$

псевдорозв'язок системи (1), $A^+ \in R^{n \times m}$ - псевдообернена матриця до матриці A , $Z(A^T) = (I_m - AA^+)$, $Z(A) = (I_n - A^+ A)$.

При умові, що вектор $a_n = a_n(\alpha)$ - диференційовна по $\alpha \in \Omega_\alpha$, $\Omega_\alpha \in R$ вектор - функція, ставиться задача: знайти серед них такий оптимальний вектор, що:

$$a_n^{(0)} = \arg \min_{\alpha \in \Omega_\alpha} y^T Z(A_{n-1} : a_n(\alpha))^T y \quad (4)$$

Для побудови алгоритму розв'язання задачі доцільно одержати необхідні умови мінімуму функціоналу (4), що обумовлює потребу конструктивного алгоритму обчислення похідних по α псевдооберненої матриці $A^+(\alpha)$.

Література

1. Кириченко М.Ф., Кривонос Ю.Г., Кудін Г.І. Псевдообернення в задачах оптимізації інтелектуальних систем // Искусственный интеллект. - 2002. - №4 - С.354 - 363.

ОТРИМАННЯ ОЦІНОК РОЗВ'ЯЗКІВ ДИНАМІЧНИХ СИСТЕМ З НЕТОЧНО ВИЗНАЧЕНИМИ ПАРАМЕТРАМИ

Кухаренко О.В., Хусаїнов Д.Я.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

dkh@unicyb.kiev.ua

sandraq@ukr.net

В доповіді наведені умови інтервальної стійкості нелінійних систем регулювання з аргументом, що запізнюється. Апаратом дослідження вибрано метод функцій Ляпунова. За своєю структурою це «грубий» метод, оскільки його умови базуються на виконанні нерівностей (позитивної визначеності функції або функціоналу й негативної визначеності похідної вздовж розв'язків системи). Тому він допускає виконання умов для цілої сім'ї параметрично заданих систем. А якщо параметри системи визначені на деяких інтервалах, він буде давати умови інтервальної стійкості. Розглянута система прямого регулювання, яка описується диференціальними рівняннями з інтервальними коефіцієнтами та з запізнюванням вигляду

$$\begin{cases} \dot{x}(t) = (A + \Delta A)x(t) + (B + \Delta B)x(t - \tau) + bf(\sigma(t)) \\ \sigma(t) = c^T x(t) \end{cases} \quad (1)$$

Елементи матриць ΔA та ΔB приймають значення з фіксованих інтервалів

$$\begin{aligned} \Delta A &= \{\Delta a_{ij}\}, |\Delta a_{ij}| \leq \alpha_{ij}, \quad i, j = \overline{1, n}, \\ \Delta B &= \{\Delta b_{ij}\}, |\Delta b_{ij}| \leq \beta_{ij}, \quad i, j = \overline{1, n}. \end{aligned} \quad (2)$$

Нелінійна функція $f(\sigma)$ задовольняє «умову сектора» (3).

$$[k\sigma - f(\sigma)]f(\sigma) \geq 0. \quad (3)$$

Асимптотична стійкість в цілому нульового розв'язку $x(t) \equiv 0$ системи (1) при довільній функції $f(\sigma)$, що задовольняє умові (2) і матрицях ΔA , ΔB , що задовольняють умову (3), отримала назву абсолютної інтервальної стійкості. Для дослідження абсолютної інтервальної стійкості використовується функціонал Ляпунова-Красовського вигляду «квадратична форма плюс інтеграл від нелінійності»

$$V[x(t)] = x^T(t)Hx(t) + \int_{t-\tau}^t e^{-\varsigma(t-s)} x^T(s)Gx(s)ds + \beta \int_0^{\sigma(t)} f(\sigma)d\sigma, \quad \sigma(t) = c^T x(t). \quad (4)$$

ОДНА ГРАНИЧНА ТЕОРЕМА ДЛЯ ГІЛЛЯСТОГО ПРОЦЕСУ З ІМІГРАЦІЄЮ

Лебедєв Є.О., Семенов В.В.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
semenov1984@gmail.com, leb@unicyb.kiev.ua

Розглянемо сукупність $Z = \{Z_k^m(\cdot), k, m = 1, 2, \dots, \infty\}$ незалежних однаково розподілених гіллястих процесів Гальтона-Ватсона (див., наприклад, [1]). $H = \{\eta_m, m = 1, 2, \dots, \infty\}$ - незалежні однаково розподілені випадкові величини, які приймають цілі додатні значення.

Нехай $\Theta = \{\theta_m, m = 1, 2, \dots, \infty\}$ - послідовність незалежних геометрично розподілених випадкових величин, $\tau_m = \theta_1 + \dots + \theta_m$, $\nu(n) = \max\{m : \tau_m \leq n\}$. У подальшому припускається, що сімейства Z, H, Θ незалежні. Основним об'єктом, який вивчається в роботі, є процес

$$Y(n) = \sum_{m=1}^{\nu(n)} \sum_{k=1}^{\eta_m} Z_k^m(n - \tau_m), \quad n = 1, 2, \dots$$

Його можна інтерпретувати як гіллястий процес з імміграцією, в якому випадкова кількість частинок-іммігрантів η_m надходить у випадковий момент часу τ_m .

Для $Y(n)$ вивчені умови, при виконанні яких можлива його апроксимація дифузійним процесом. Обґрунтування дається у вигляді функціональної граничної теореми.

Література

1. Севастьянов Б.А. Ветвящиеся процессы. - М.: Наука, 1971. - 436 с.

СТІЙКІСТЬ В СЕРЕДНЬОМУ КВАДРАТИЧНОМУ СИСТЕМ ВИПАДКОВОЇ СТРУКТУРИ З ІМПУЛЬСНИМИ МАРКОВСЬКИМИ ПЕРЕМИКАННЯМИ

Лукашів Т.О., Ясинський В.К.

Чернівецький національний університет

імені Юрія Федьковича

lukashiv@rambler.ru

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

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

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

з імпульсною дією

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

і з початковими умовами

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

Припустимо, що задані:

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

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

Теорема. Нехай:

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

2) виконується умова Ліпшиця;

3) існують функції Ляпунова $v_k(y, h, x)$ і $a_k(y, h, x), k \geq 0$, такі, що в силу системи мають місце нерівності

$$lv_k(y, h, x(t)) \leq -a_k(y, h, x(t)),$$

$$c_1|x|^2 \leq v_k(y, h, x) \leq c_2|x|^2,$$

$$c_3|x|^2 \leq a_k(y, h, x) \leq c_4|x|^2$$

при деяких $c_i > 0, i = \overline{1, 4}$ для всіх $k \in N, y \in Y, h \in H, x \in R^m$.

Тоді імпульсна система (1)-(3) асимптотично стійка в середньому квадратичному в цілому.

Література

1. Жакод Ж., Ширяев А.Н. Предельные теоремы для случайных процессов: в 2-х т. – М.: Физматгиз, 1994. – Т.1, Т.2 – 544 с., 473 с.
2. Дынкин Е.Б. Марковские процессы. – М.: Физматгиз, 1963. – 859 с.
3. Кац И.Я. Метод функций Ляпунова в задачах устойчивости и стабилизации систем случайной струкутуры. – Екатеринбург: Изд-во Уральской госакадемии путей сообщения, 1998. – 222 с.

ПРО ЧИСЛО ЗІТКНЕНЬ У $\beta(2, b)$ -КОАЛЕСЦЕНТАХ

Маринич О.В.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

marinich@voliacable.com

Нехай E - множина всіх відношень еквівалентності (всіх розбиттів) на N . Для $n \in N$, нехай $\rho_n : E \rightarrow E_n$ - природне звууження на множину всіх відношень еквівалентності на $\{1, 2, \dots, n\}$. Для $\xi \in E_n$ позначимо через $|\xi|$ кількість класів еквівалентності у ξ .

У роботах [2,3] були введені коалесценти з множинними зіткненнями. Це марківські процеси $\{\Pi_t : t \geq 0\}$ з множиною станів E , які характеризуються скінченою мірою Λ на $[0, 1]$ і називаються також Λ -коалесцентами. В останні роки з'явилось багато робіт, присвячених дослідженню певних функціоналів, що діють на звуужених коалесцентах $\{\rho_n \Pi_t : t \geq 0\}$. Функціонали, які є найбільш цікавими, це – число X_n зіткнень доки не залишиться єдиний клас

еквівалентності, повна довжина дерева коалесценту L_n та висота дерева коалесценту T_n .

В цій доповіді ми представимо результати для числа зіткнень X_n у Λ -коалесценті, якщо міра $\Lambda \in \beta(2, b)$ мірою на $[0, 1]$. Ми представимо двочленні асимптотичні розклади моментів, посилений закон великих чисел та центральні граничну теорему для X_n .

Література.

1. Iksanov, A., Marynych A. and Möhle, M. (2009). On the number of collisions in $\beta(2, b)$ -coalescents. *Bernoulli*, **15**(3), 829–845.
2. Pitman, J. (1999). Coalescents with multiple collisions. *Ann. Probab.*, **27**, 1870–1902.
3. Sagitov, S. (1999). The general coalescent with asynchronous mergers of ancestral lines. *J. Appl. Probab.*, **36**, 1116–1125.

МОДЕЛІ ТА МЕТОДИ ОПТИМІЗАЦІЇ В ПРОГРАМНОМУ СЕРЕДОВИЩІ ПІДТРИМКИ ФАРМАКОКІНЕТИЧНИХ СИСТЕМНИХ ДОСЛІДЖЕНЬ

Марценюк В.П., Андрущак І.Є.

marceniuk@yahoo.com

Більшість моделей фармакокінетики вимагають використання методів чисельного моделювання, оскільки вони включають диференціальні рівняння та описи нелінійних процесів. Таким чином рівняння фармакокінетичних моделей призводять до алгоритмів інтегрування, які реалізуються через мови програмування, програмне забезпечення для моделювання або електронні таблиці.

Метою даної роботи є здійснити аналіз існуючого програмного забезпечення, яке використовується у фармакокінетичних дослідженнях та запропонувати веб-інтегроване програмне середовище, яке реалізує основні математичні моделі введення лікарського препарату.

Програмне забезпечення для фармакокінетичного моделювання включає цілий ряд комерційних та некомерційних (в тому числі з відкритим початковим кодом) програмних продуктів. Воно має два суттєвих недоліки: програмний – воно, як правило, не є веб-інтегрованим; системний – відсутні засоби для моделювання

ередитарних систем (з дискретно або неперервно розподіленим запізненням і ін.).

Тому в даній роботі запропоновано програмне середовище, яке реалізоване у вигляді пакету Java-класів medbioinvestigations. Пакет fde містить клас DelaySystemSolution, який призначений для отримання чисельного розв'язку функціонально-диференціальних рівнянь (рівнянь з дискретно або неперервно розподіленим запізненням, інтегро-диференціальних рівнянь). Абстрактні методи fcn та phi описують праві частини та початкові умови рівнянь і визначаються в класах-нащадках. Демо-версія проекту представлена за адресою

<http://intranet.tdmu.edu.ua/data/kafedra/theacher/medkat/marcenuk/English/Scientific%20interests/MedicalBiologicalInvestigations.html>.

В перспективі таке програмне середовище повинне бути орієнтоване на побудову і дослідження як компартментних, так і перфузійних моделей.

МЕТОД АНАЛІЗУ ІЄРАХІЙ В ПРОБЛЕМІ ОЦІНЮВАННЯ ЗНАНЬ В МЕДИЧНІЙ ОСВІТІ

Марценюк В.П., Семенець А.В.

Тернопільський державний медичний університет

ім. І.Я.Горбачевського

marceniuk@yahoo.com

semteacher@mail.ru

Кредитно-модульна система організації навчального процесу (КМСОНП) передбачає оцінювання студента з кожного модуля навчальної дисципліни. Кінцева оцінка за модуль включає 60 % з рейтингової оцінки за поточну успішність (РОПУ) та 40 % з тестової оцінки за модульний контроль (ТОМК).

Маючи на меті забезпечення якісної підготовки студентів з кожної навчальної дисципліни (ЯПД), застосовано метод аналізу ієрархій [1] для встановлення співвідношення між РОПУ та ТОМК.

Для кожного рівня побудованої ієрархії (спільна мета, сили, актори, цілі, сценарії) проведено ідентифікацію об'єктів,

що його представляють. На основі аналізу матриць попарних порівнянь об'єктів ієрархії, визначено:

- головний власний вектору (вектор пріоритетів) $v_{\max}$
- головне власне значення $\lambda_{\max}$
- індекс узгодженості (ІУ)

Кінцевий складений головний вектор впливу методів оцінювання знань на ЯПД, а, отже, і шукане співвідношення між РОПУ та ТОМК, обчислено шляхом добутком матриць головних векторів. В результаті було отримано наступне співвідношення між РОПУ та ТОМК, що становить 0,7813 до 0,2187.

Література

1. Т. Саати. Принятие решений. Метод анализа иерархий. Пер. с англ. Р.Г.Вачнадзе, – М.: "Радио и связь", 1993 г. – 278с.

СТАБІЛЬНІ ЗА ПЕРЕВАГАМИ РІВНОВАГИ В НЕКООПЕРАТИВНИХ ОДНОЦІЛЬОВИХ ІГРАХ

Мащенко С.О.

Київський університет ім. Т. Шевченка

msomail@yandex.ru

У доповіді розглядається одноцільова некооперативна гра G у нормальній формі $(X_i, u_i; i \in N)$, де $N = \{1, 2, \dots, n\}$ - множина з n гравців; X_i - множина стратегій гравця $i \in N$; $u_i: X \rightarrow E^1$ - функція виграшу гравця $i \in N$, яка визначена на множині ситуацій гри $X = \prod_{i \in N} X_i$. Усі гравці вибирають свої стратегії некооперативно, але

мають єдину спільну ціль. Ця гра принципово відрізняється від багатоцільової гри, яка має таку ж саму нормальну форму, але характеризується тим, що кожен гравець незалежно від того діє він кооперативно з іншими гравцями, чи некооперативно, має свою особисту ціль. Одноцільова некооперативна гра G також принципово відрізняється від одноцільової багатокритеріальної задачі прийняття рішень, яка може мати таку ж саму нормальну форму, але специфічна кооперативною поведінкою гравців, як при виборі стратегій, так і при оптимізації функцій виграшу.

У доповіді розглядається принцип "індивідуальної оптимальності" [1], [2]. Відповідно до цього принципу кожен гравець

вибирає свої стратегії індивідуально, але враховує функції виграшу всіх інших гравців (компроміс заради вирішення конфлікту). Індивідуально-оптимальна рівновага гри G , яка є стабільною щодо зміни кожним гравцем переваги на множині функцій виграшу інших гравців називається стабільною за перевагами індивідуально-оптимальною рівновагою. Розглядаються властивості цих рівноваг, умови їх існування та приклад застосування.

Література

1. Машенко С.О. Исследование стабильности равновесий на основе принципа индивидуальной оптимальности //Кибернетика и системный анализ.-2007. -4. –С. 162-169.
2. Машенко С.О. Индивидуально-оптимальные равновесия некооперативных игр в отношениях предпочтения // Кибернетика и системный анализ.-2009. -1. –С. 171-179.

ОБ'ЄКТИВНІ КРИТЕРІЇ ОЦІНКИ АДЕКВАТНОСТІ МАТЕМАТИЧНОГО ОПИСАННЯ ПРОЦЕСІВ

Меньшиков Ю.Л.

Дніпропетровський університет

Menshikov2003@list.ru

В роботі розглядаються об'єктивні критерії оцінки адекватності математичного описання реального процесу, поведінка якого описується системою звичайних диференціальних рівнянь [1,2].

Нехай між експериментальними вимірами $x(t) = (x_1(t), x_2(t), \dots, x_n(t))^T$ та зовнішнім впливом $z(t)$ існує зв'язок

$$A_p z = B_p x, \quad (1)$$

де A_p компактний оператор, $A_p : Z \rightarrow U$; B_p лінійний оператор, $B_p : X \rightarrow U$; X, Z, U – деякі функціональні простори.

Передбачається, що задана похибка початкових даних

$$\|x_T - x\|_X \leq \delta, \|A_T - A_p\|_{Z \rightarrow U} \leq h, \|B_T - B_p\|_{X \rightarrow U} \leq d, \quad (2)$$

де A_T, B_T – точні оператори; x_T – точні дані, δ, h, d – константи, які задані апіорі, $\delta > 0, h > 0, d > 0$; $\|\cdot\|_X, \|\cdot\|_{Z \rightarrow U}, \|\cdot\|_{X \rightarrow U}$ – норма функцій та операторів в функціональних просторах X, Z, U .

Перевірка адекватності зводиться до перевірки нерівності

$$\|A_p z - B_p x_\delta\|_U \leq \varepsilon, \quad (3)$$

де величина ε залежить від постановки задачі синтезу математичного описання реального процесу та від похибки початкових даних δ, h, d . Отримано об'єктивні оцінки адекватності математичного описання $\{A_p, B_p, z\}$ для різних випадків.

Література

1. Меньшиков Ю.Л. О адекватности результатов математического моделирования. – Сб.трудов конф. Моделирование-2008, 16-18 мая, 2008, Киев, Украина, с.119-124 .
2. Menshikov Yu.L. Algorithms of construction of adequate mathematical description of dynamic system. – Proc. of MATHMOD 09 Vienna– Full Papers CD Volume, Vienna Univ. of Technology, February, 2009, ISBN 978-3-901608-35-3, p.2482-2485.

КЕРУВАННЯ ЛІНІЙНИМИ СИСТЕМАМИ В УМОВАХ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ

¹О.Г. Наконечний, ²Х.Ф. Паращук

¹Київський національний університет імені Тараса Шевченка,
nakonechniy@unicyb.kiev.com

²Чернівецький торгово-економічний інститут,
mpcc@chnu.ua

Нехай $x(t) \in R^n$ є розв'язком рівняння

$$\begin{aligned} \frac{dx(t)}{dt} &= Ax + Bu(t) + \xi(t), \\ x(0) &= x_0 \end{aligned} \quad (1)$$

де A, B деякі матриці, $u(t)$ - кусочно-неперервна функція із простору R^m , $\xi(t)$ - неперервний в середньому квадратичному випадковий процес, що має нульове середнє та невідому кореляційну матрицю R , x_0 - невідоме початкове значення.

Припускається, що матриці A та B невідомі та належать певним областям. Вводиться критерій якості керування у вигляді

$$I_1(K) = \int I(K) \mu_1(dA) \mu_2(dB),$$

$\mu_1(\cdot), \mu_2(\cdot)$ - ймовірносні міри на просторі матриць, $I(K)$ - функціонал, що береться у вигляді

$$I(K) = \sum_{s=1}^n \sup_{x_0, R} M(g_s, x(T))^2 + \int_0^T \sum_{s=1}^m \sup_{x_0, R} M(b_s, u(t))^2 dt,$$

g_s, b_s - задані вектори, керування $u(t)$ взято у вигляді $u(t) = K(t)x(t)$.

Досліджуються задачі про знаходження матричної функції $K(t)$, що мінімізує критерій якості $I(K)$. При певних умовах показано, що така матриця існує.

ОЦІНКИ ЛІНІЙНИХ ФУНКЦІОНАЛІВ ВІД ПЕРІОДИЧНИХ РОЗВ'ЯЗКІВ ДИФЕРЕНЦІАЛЬНИХ РІВНЯНЬ З НЕВИЗНАЧЕНИМИ ПАРАМЕТРАМИ

О.Г. Наконечний, С.В. Демиденко

Факультет кібернетики

Київський національний університет імені Тараса Шевченка, Україна

s.demidenko@gmail.com

Припускається, що на відрізку $(0, \dots, NT)$, де N - натуральне число, спостерігається вектор функція $y(t) \in R^k$ вигляду

$$y(t) = H(t)\varphi(t) + \eta(t), \quad (1)$$

де $\varphi(t)$ єдиний періодичний розв'язок рівняння

$$\frac{d\varphi(t)}{dt} = A(t, \theta)\varphi + f(t), \quad (2)$$

$A(t, \theta)$ - квадратна матриця елементами якої є неперервні та періодичні функції при фіксованому, наперед не відомому, векторному параметрі θ , $f(t)$ - неперервна періодична функція з деякої множини F , $H(t)$ - прямокутна матриця з неперервними елементами, $\eta(t)$ - реалізація неперервного в середньому квадратичному випадкового процесу з нульовим середнім та наперед невідомою кореляційною функцією.

При умові, що θ належить вимірній множині Θ із скінченною мірою Лебега, а кореляційна функція відповідно множині R , досліджуються лінійні оцінки лінійних функціоналів

$$L(\varphi) = \int_0^T (l(t), \varphi(t)) dt, \text{ де } l(t) - \text{неперервна функція на } [0, \dots, T]. \text{ Якщо}$$

$L_N^{\wedge}(\varphi)$ - лінійна оцінка, то вводиться похибка оцінювання у вигляді

$$\sigma_N^{\wedge}(\hat{L}) = \left\{ \int_{\Theta} M[L(\varphi) - L_N^{\wedge}(\varphi)]^2 \mu(d\theta) \right\}^{\frac{1}{2}}.$$

Досліджуються питання про існування, єдиність та асимптотичні властивості оцінок, що мінімізують похибку $\sigma_N^{\wedge}(\hat{L})$.

Література

5. *Наконечный О.Г.* Оцінювання параметрів в умовах невизначеності // Наукові записки КНУ ім.Т.Г.Шевченка." — 2004.- Том 7: факультет кібернетики." — С.102-112.
6. *Демиденко С., Жук С., Наконечний О.* До проблеми мінімаксного оцінювання розв'язків одновимірних крайових задач // Тавр.вісн.інформ. і мат.— 2007 р.— №1. с.7-24.

ПОВЕДІНКА НЕРЕГУЛЯРНОГО МАРТИНГАЛУ ПОВ'ЯЗАНОГО З ГІЛЛЯСТИМ ВИПАДКОВИМ БЛУКАННЯМ

Негадайлов Павло

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

npasha@ukr.net

Нехай $S(\cdot)$ - надкритичний точковий процес на прямій з точками $A_1, A_2, \dots$. Будемо розглядати гіллясте випадкове блукання $S^{(n)} (n = 1, 2, \dots)$, що породжене точковим процесом S . Нехай існує $\gamma > 0$ таке, що $m(\gamma) := E \sum_{|u|=1} e^{\gamma A_u} < \infty$. Позначимо

$W_n := \frac{1}{m^n(\gamma)} \sum_{|u|=n} e^{\gamma A_u}$, $n = 1, 2, \dots$. Послідовність $(W_n, F_n), n = 1, 2, \dots$ є (невід'ємним) мартингалом, де $F_n = \sigma(S^{(1)}, \dots, S^{(n)})$. Покладемо

$Y_i := \frac{e^{\gamma A_i}}{m(\gamma)}$. Нехай Z - випадкова величина, розподіл якої задається

рівністю $Ef(Z) = \sum_{i=1}^M Y_i f(Y_i)$, що виконується для довільної обме-

женої борелівської функції f . Розглянемо функціонал $EW_n \log^+ W_n$. Відомо, що умова $E \log Z = 0$ гарантує, що мартингал W_n не є

рівномірно інтегровним. Тоді W_n збігається майже напевно до 0, тому $EW_n(\log^+ W_n)$ прямує до нескінченності при $n \rightarrow \infty$. Наступна теорема досліджує асимптотичну поведінку певним чином нормалізованої послідовності $EW_n(\log^+ W_n)$.

Теорема. Якщо $E \log Z = 0$, та $P\{\log Z > x\}$ правильно змінюється з параметром $-\alpha (1 < \alpha < 2)$ і для деякого $\varepsilon > 0$

$$EW_1(\log^+ W_1)^{\alpha+\varepsilon} < \infty, \text{ то } E \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{EW_n(\log^+ W_n)}{b_n} = ER = \text{const},$$

де $b_n = n^{1/\alpha} h(x)$ - нормуючі константи, $h(x)$ - функція, що повільно змінюється, а випадкова величина R має стійкий розподіл з параметром α .

СТІЙКІСТЬ ЛІНІЙНИХ СТОХАСТИЧНИХ ДИНАМІЧНИХ СИСТЕМ ІТО-СКОРОХОДА НЕ РОЗВ'ЯЗАНИХ ВІДНОСНО ДИФЕРЕНЦІАЛІВ У ГІЛЬБЕРТОВОМУ ПРОСТОРИ

А.В.Нікітін

Чернівецький національний університет імені Юрія Федьковича

nik_tol@rambler.ru

Нехай X – сепарабельний гільбертовий простір зі скалярним добутком (x, y) та нормою $|x|$. Розглянемо випадковий процес $\{x(t) \equiv x(t, \omega), t \leq t_0\} \subset X$, заданий на імовірнісному просторі (Ω, F, P) як сильний розв'язок системи СДР вигляду

$$Ddx(t) = Ax(t)dt + \sum_{i=1}^{\infty} (B_i x(t) dW_i(t) + \int_U C_i(u) x(t) \tilde{V}_i(dt, du)), t > t_0 \quad (1)$$

$$x(t_0) = x_0, \quad (2)$$

де $D, A, B_i, i = 1, \dots$ – дійсні сталі матриці розмірності $n \times n$,

$C_i(u), i = 1, 2, \dots$ – матриці-функції, причому $\sum_{i=1}^{\infty} |B_i(x)|^2 < \infty$,

$\sum_{i=1}^{\infty} \int_U |C_i(u)x|^2 \Pi(du) < \infty$, $W_i(t), i = 1, 2, \dots$ – незалежні між собою

вінерові процеси, $\tilde{v}_i(dt, du), i=1, 2, \dots$ – незалежні між собою центровані пуассонові міри, $\tilde{v}_i(dt, du) = v_i(dt, du) - M v_i(dt, du)$.

Теорема 1. *Тривіальний розв'язок $\{x(t) \equiv 0\}$ задачі (1), (2) асимптотично стійкий у середньому квадратичному тоді і тільки тоді, коли виконуються наступні умови:*

- 1) матриця A гурвіцева;
- 2) існує розв'язок $H \equiv H^T > 0_{n \times n}$ узагальненого матричного рівняння Сільвестра

$$A^T H D + D H A + \sum_{i=1}^{\infty} (B_i^T H B_i + \int_U C_i^T(u) H C_i(u) \Pi_i(du)) = -G.$$

Література

1. Скороход А.В. Асимптотические методы теории стохастических дифференциальных уравнений. – Киев: Наук. думка, 1987. – 328 с.

СЕМАНТИЧНІ АСПЕКТИ КОМПОЗИЦІЙНО-НОМІНАТИВНИХ ЛОГІК

Микола С. Нікітченко, Степан С. Шкільняк

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

ttp@unicyb.kiev.ua

Особливої актуальності в наш час набуває проблема побудови адекватних логічних формалізмів, орієнтованих на задачі моделювання та програмування. Розгляд логічних понять в єдності їх інтенсіональних та екстенсіональних аспектів із пріоритетом інтенсіонального спонукає вести таку побудову на базі інтегрованого інтенсіонально-екстенсіонального підходу [1]. Логіки, збудовані на основі такого підходу, названі композиційно-номінативними (КНЛ).

Інтенсіональні моделі композиційно-номінативних логік задаються рівнем розгляду даних, звідки отримуємо такі рівні КНЛ:

- 1) *пропозиційні* (дані абстрактні) та *сингулярні* (дані конкретні) логіки;
- 2) *реномінативні* й *першопорядкові* КНЛ (дані структуровані 1-рівневі); на рівні КНЛ 1-го порядку виділяємо кванторний, кванторно-екваційний, функціональний, функціонально-екваційний підрівні;
- 3) *логіки номінативних даних* (дані структуровані ієрархічні).

Предикати можуть бути однозначними чи неоднозначними, тотальними чи частковими. Логіки тотальних однозначних предикатів – це

логіки з *класичною* семантикою. Зокрема, такою є класична логіка скінченноарних тотальних однозначних предикатів. Логіки однозначних часткових предикатів мають *неокласичну* семантику, вони досліджені в [1]. Логіки тотальних неоднозначних предикатів назвемо логіками з *пересиченою* семантикою. Логіки часткових неоднозначних предикатів – це логіки із *загальною* семантикою.

Фундаментальним поняттям логіки є поняття логічного слідування, яке можна формалізувати через відношення логічного наслідку. На основі різних співвідношень між областями істинності та хибності предикатів можна ввести [2] багато таких відношень. Для КНЛ задамо наступні “природні” відношення логічного наслідку: “істиннісний”, “хибнісний”, “сильний”, “неспростовнісний”, “насичений”. В різних семантиках ці відношення мають різні властивості, зокрема, в класичній логіці усі вони збігаються. Зазначені відношення природним чином поширюються на множини формул, вони індукують відповідні відношення еквівалентності.

Література

1. Никітченко М.С., Шкільняк С.С. Математична логіка та теорія алгоритмів. – К., 2008.
2. Смирнова Е.Д. Логика и философия. – М., 1996.

МОДЕЛІ ПРОЦЕСІВ АНАЛІЗУ ДАНИХ В УМОВАХ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ ТА НАДЛИШКОВОСТІ

Нікольський Ю.В., Пасічник В.В.

Національний університет "Львівська політехніка"

y_nikol@yahoo.com

Мета процесу аналізу даних полягає у поясненні значної кількості розрізнених даних, які отримано у деякій предметній області. Аналіз даних полягає у виявленні прихованих залежностей у великих масивах даних. Центральним елементом аналізу даних є концепція шаблонів як відображення залежностей у масивах даних, які можна компактно подати у зрозумілій формі. Пошук шаблонів відбувається методами, які обмежені апіорними припущеннями про структуру даних та розподіл значень змінних. Першу структурну дослідницьку модель запропонували U.Fayyad та ін. [1]. Процес аналізу даних розглядають як послідовність кроків, які необхідно виконати для отримання результату у вигляді значення функцій-класифікатора або множини логічних функцій. Математична модель процесу формування опису предметної області має вигляд

$M = (X, A, d, \rho(x, a), \eta(x, d), F(X), \Phi(A))$, де $X = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$ – множина об’єктів предметної області; $A = \{a_1, a_2, \dots, a_m\}$ – множина описів властивостей об’єктів; d – ознака класу об’єкта x ; $\rho(x, a): X \times A \rightarrow D_a$ – функція, яка формує значення опису властивостей a об’єкта x ; $\eta(x, a): X \times A \rightarrow D_d$ – функція, яка надає значення ознаці класу d об’єкта x ; D_a – множина значень функції $\rho(x, a)$; D_d – множина значень функції $\eta(x, d)$; $F(X)$ – оператор, який здійснює відображення $F: X \rightarrow X'$, де X' – множина об’єктів, що отримана скороченням множини X для усунення у ній надлишкових об’єктів у кількості $|X \setminus X'|$; $\Phi(A)$ – оператор, який здійснює відображення $\Phi: A \rightarrow A'$, де A' – множина описів властивостей об’єктів, отриманих скороченням множини A для усунення надлишкових значень описів об’єктів у кількості $|A \setminus A'|$.

Література.

1. Fayyad, U., Piatetsky-Shapiro, G., Smyth, P. The KDD process for extracting useful knowledge from volumes of data. // Communications of the ACM, vol.39, №11, 1996. – pp. 27–34.

ПОШУК ОПТИМАЛЬНИХ РІШЕНЬ В ЗАДАЧАХ РЕГУЛЮВАННЯ ЯКОСТІ ПОВІТРЯ У МІСТАХ

Ночвай В.І.

Національний університет державної податкової служби України.

Міжрегіональна академія управління персоналом.

fhvortex@yahoo.com

Побудова адекватних математичних моделей і математичних методів для прогнозування процесів розповсюдження забруднюючих речовин в повітряному басейні міста та зменшення їх концентрації є на даний час актуальними математичними задачами. Їх розв’язання вимагають, зокрема, задачі відшукування оптимальних сценаріїв і оптимальних параметрів емісій регіональних джерел забруднення в умовах змінних метеорологічних ситуацій.

Дифузійні процеси розповсюдження забруднень в атмосфері описуються рівняннями в частинних похідних

$$\frac{\partial c_j}{\partial t} + \text{div} \vec{u} c_j + \sigma c_j - \left(\frac{\partial}{\partial x} \mu_x \frac{\partial c_j}{\partial x} + \frac{\partial}{\partial y} \mu_y \frac{\partial c_j}{\partial y} + \frac{\partial}{\partial z} \mu_z \frac{\partial c_j}{\partial z} \right) - w g \frac{\partial c_j}{\partial z} = Q_j \quad (1)$$

$c_j = c_j(x, y, z)$ – значення концентрації j -домішки ($i = 1, 2, \dots, n$), $\vec{u}$ – швидкості вітру; σ – коефіцієнт хімічної трансформації; μ_x, μ_y, ν_z – коефіцієнти турбулентного обміну відповідно до напрямків x, y, z ; w_g – швидкість гравітаційного осідання домішок; $Q = Q(x, y, z)$ – потужність джерел забруднення. Математична модель доповнюється відповідними початковими і граничними умовами, які враховують тепло- і масообмін з поверхнею при розрахунках полів забруднення міста.

Екологічним критерієм управління якістю повітря можна вважати основний функціонал, $Y_k = \int_0^T dt \int_G pcdG$, для сумарної

концентрації домішки на поверхні землі в зоні k сіткової області $G^h: [N \times M]$, що обчислюється за допомогою певної чисельної дифузійної моделі $M: Q \rightarrow c$ [1]

Тотожне подвійне представлення функціонала через розв'язок спряженого до (1) рівняння [2] має вигляд: $Y_k = \int_0^T dt \int_G c^* Q dG$. Оскільки

варіація $\delta Y_{ik} = \delta Q_i \int_0^T c_k^* dt$, то значення $c^*(v, \mu, \sigma)$ усереднені по зонах

утворюють матрицю «джерело-рецептор» (МДР) і дають інформацію про внесок, за даний проміжок часу, від джерела з координатами (x, y, z) до концентрації в точці (x_k, y_k, z_k) . Використовуючи МДР можемо обчислити матрицю оптимально-допустимих значень регіональних емісійних параметрів Q^* . При заданих обмеженнях

$0 \leq Q_i^{\min} \leq Q_i \leq Q_i^{\max}$ на допустимі значення Q_i викидів у вузлах сітки r_i ($i = 1, 2, \dots, s$), а також на допустимі концентрації j -ої домішки в заданих зонах, $k=1, 2, \dots, n$: $Y_{kj} \leq \tilde{n}_{kj}$, $j=1, 2, \dots, m$, мінімізується

зважений критерій $F(x) = \sum_{l=1}^z \rho_l w_l(Q)$, де $w_l(Q)$ – перетворене до безрозмірного вигляду відхилення від оптимального (бажаного) значення i -тої цільової функції (екологічного та соціально-економічного характеру); ρ_l – ваговий коефіцієнт. Для оцінки негативного впливу на довкілля, в якості критерію оптимізації використовуються, також, екологічні ризики від забруднення.

Для розв'язку задачі використано штрафні функції у вигляді:

$$F(Q) = f(Q) + H(Q), \quad f(Q) = \sum_{l=1}^z \rho_l w_l(Q), \quad H(Q) = \sum_k \alpha_k \delta_{kj}(Q),$$

де $\delta_{kj} = \frac{Y_{kj}^j}{\tilde{n}_{k\tilde{a}\tilde{n}}^j}$. Штрафні коефіцієнти $\alpha_k(Q) = \begin{cases} 0, \text{ якщо } \delta_{kj}(Q) \leq 1 \\ \alpha, \text{ якщо } \delta_{kj}(Q) > 1 \end{cases}$,

визначаються за формулою Ерроу – Гурвіца [3]:

$$\alpha_k^{(n)} = \max \left\{ 0; \alpha_k^{(n-1)} + r \delta_{kj} \right\}, \quad r > 0$$

Таким чином пропонується постановка і вирішення задачі багатокритеріальної оптимізації регіональних параметрів викидів в атмосферу за градієнтом функції впливу джерел на концентрації домішок в санітарній зоні, на основі розв'язків рівняння (1) та спряжених рівнянь в якості розв'язуючих операторів [4].

Використання матриці «джерело-рецептор» спрощує задачу оптимізації і дозволяє ефективно будувати ітераційні алгоритми, перераховуючи елементи матриці з врахуванням заданих соціально-економічних критеріїв.

Література:

1. Панчук В.И., Ночвай В.И., Панчук А.В. Моделирование распространения загрязнений в атмосфере. Вычислительные технологии. – Институт вычислительных технологий СО РАН, 2006 – т. 11, часть 2, Специальный выпуск - С.30-34
2. Марчук Г. И. Математическое моделирование в проблеме окружающей среды / Г. И. Марчук. – М. : Наука, 1982. – 319 с.
3. Эрроу Дж. Исследования по линейному и нелинейному программированию / Дж. Эрроу, Л. Гурвиц, Х. Удзава // М., ИЛ, 1962.- 333с.
4. Бейко І.В., Ночвай В.І. Моделювання та оптимізація параметрів емісійних процесів у повітряному басейні міста. Сучасні проблеми математичного моделювання, прогнозування та оптимізації: Збірник наукових праць. – Кам'янець-Подільський державний університет, 2008-С.220-228

ДЕЯКІ ОСОБЛИВОСТІ РОЗВ'ЯЗКУ ЗАДАЧ ТЕОРІЇ ІГОР З ВИКОРИСТАННЯМ ЗМІШАНИХ СТРАТЕГІЙ

Павлюченко О. Г.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
Факультет кібернетики

В процесі розв'язку задач з використанням змішаних стратегій (коли не існує сідлової точки) ми отримуємо частоту застосування кожної стратегії тим чи іншим гравцем $p = m/k$.

Відповідь цілком зрозуміла, коли кількість кроків гри кратна k (при незмінних умовах гри). В іншому випадку кількість виграшів кожного гравця розглядаємо як випадкову величину.

Як приклад використовуємо відому гру - «Гра де Монмора» (гравці - батько й син). Розв'язок в змішаних стратегіях: $p_1 = 1/3$, $p_2 = 2/3$. Під номером 1 - батько, під номером 2 – син.

Із розрахунків і аналізу статистичного закону розподілу ймовірностей виграшу першого гравця (батька) впливає, що для нього оптимальним по кількості кроків гри буде інтервал $[k-1; k]$. Найгіршим випадком для першого гравця буде кількість кроків гри: $n = k + 1$.

Очевидно, що для будь-якого коефіцієнта пропорційності кількості кроків гри k оптимальні інтервали для першого гравця будуть аналогічні (з поправкою на коефіцієнт пропорційності).

Література

1. Волошин О.Ф., Мащенко С.О. «Теорія прийняття рішень», Навчальний посібник, Київ – ВПЦ «Київський університет», 2006

МЕТОДИКА КЕРУВАННЯ ВОЛОГІСТЮ ҐРУНТУ ПРИ ВИРОЩУВАННІ СІЛЬСЬКОГОСПОДРСЬКИХ КУЛЬТУР НА СИСТЕМАХ З ПІДҐРУНТОВИМ ЗВОЛОЖЕННЯМ НА БАЗІ НЕЙРОМЕРЕЖЕВИХ ТЕХНОЛОГІЙ

Пастушенко В.Й., к.т.н., доцент, Стеценко А.М., аспірант

Національний університет водного господарства та
природокористування, м. Рівне

vteren@gmail.com , s_anastasia@ukr.net

Для досягнення максимально можливого врожаю при вирощуванні сільськогосподарських культур необхідно забезпечити їх усіма необхідними ресурсами, що якнайкраще сприяють їх зростанню і розвитку. Одним з найважливіших факторів росту рослин є водно-

повітряний режим ґрунту, який на осушувально-зволожувальних системах (ОЗС) з підґрунтовим зволоженням регулюється шляхом зміни рівня ґрунтових вод (РГВ). Крім РГВ, на вологість ґрунту здійснюють вплив випадково змінні погодні фактори: опади, температура та вологість повітря, сонячна радіація, вітер. Оскільки ОЗС з підґрунтовим зволоженням є досить інерційними, збурюючі погодні фактори необхідно враховувати не тільки на поточний момент, а й прогнозувати на деякий період.

У роботі поставлено задачу розробки методики та технічної реалізації автоматизованої системи керування (АСК) вологістю ґрунту при вирощуванні сільськогосподарських культур на системах з підґрунтовим зволоженням з врахуванням впливу випадкових збурюючих факторів.

В автоматизованій системі керування вологістю ґрунту при підґрунтовому зволоженні необхідно з певною періодичністю, яка залежить від інерційності об'єкта керування і системи в цілому, змінювати уставку потрібного рівня ґрунтових вод, який необхідно утримувати на модульній ділянці. Регулятор вологості ґрунту пропонується представити у вигляді системи нейрончїткого виведення виду:

$$L_{k+1} = NN(P_k, P_{k+1}, D_k, D_{k+1}, W_k^h, W_{k+1}^h, L_k), \quad (1)$$

де вхідними параметрами є кількість опадів P (мм), дефіцит вологості повітря D (мбар), всмоктуючий тиск W^h (м) у визначеному шарі ґрунту h , який характеризує вологість ґрунту. Вихідним параметром є РГВ L від світлової поверхні (м). $NN(\)$ - перстворення, яке здійснюється нейронною мережею; k - поточний крок. Для навчання мережі та генерації системи нечїткого виведення використано редактор нечїтких нейронних мереж Anfis Editor системи Matlab. Структура системи нейрончїткого виведення наступна: система нечїткого виведення типу Сугено, метод оптимізації – гібридний, входів – 7, спосіб розбиття вхідних змінних – субтрактивна кластеризація, вихід – 1, форма функцій приналежності вхідних змінних – криві Гауса, функції приналежності вихідної змінної – лінійні.

Під час росту рослини проходять декілька фаз розвитку, під час яких відбувається розвиток як наземної, так і підземної (кореневої) частин. У зв'язку з цим розроблено декілька регуляторів виду (1), орієнтованих на керування вологістю ґрунту у певному його шарі (0-10, 10-20, 30-40 см) та середньою вологістю у шарі 0-40 см.

Перемикання між регуляторами здійснюється по мірі розвитку кореневої системи рослини.

У випадку, коли необхідно мінімізувати витрати на періодичне підняття чи опускання РГВ без загрози втрати майбутнього врожаю, пропонується проводити корекцію завдання, обрахованого регулятором (1), з можливістю прийняття в якості завдання проміжного значення РГВ між поточним його значенням і виходом регулятора (1).

Технічна реалізація АСК вологістю ґрунту при підґрунтовому зволоженні у межах модульної ділянки пропонується на базі наступних структурних одиниць: 1 – гідравлічний регулятор, оснащений мікропроцесорним блоком керування, що виконує функції вимірювання вологості ґрунту, рівня води у керуючому колодязі (РГВ), обміну даними з вимірювальною станцією за допомогою радіозв'язку, подачі керуючих сигналів на виконавчий механізм для зміни РГВ; 2 – вимірювальна станція, оснащена мікропроцесорним блоком, що виконує функції вимірювання метеопараметрів, обміну даними з автоматизованим робочим місцем (АРМ) диспетчера за допомогою GSM зв'язку та мікропроцесорними блоками гідравлічних регуляторів за допомогою радіозв'язку; 3 – АРМ диспетчера ОЗС на базі комп'ютера, що виконує функції обрахунку завдання РГВ, обміну даними з вимірювальною станцією за допомогою GSM зв'язку, зчитування даних короткотермінового метеопрогнозу з Internet сайту, ведення загальної бази даних технологічних параметрів, візуалізації процесу і зв'язку з диспетчером.

КЕРОВАНІСТЬ ЕВОЛЮЦІЙНИХ РІВНЯНЬ ТИПУ СОБОЛЄВА-ГАЛЬПЕРНА З ЧИСТИМ ЗАПІЗНЕННЯМ

Покутний О.О., Семенов В.В.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
snakkar@mail.univ.kiev.ua , lenasas@gmail.com

Доповідь присвячено отриманню умов керованості для рівняння

$$A_1 \frac{d}{dt} y(t) + A_2 y(t - \tau) = Bu(t), \quad (1)$$
$$y(t) = \varphi(t), t \in [-\tau; 0],$$

де $A_j = A_j^* \in \Lambda(V_j, V_j')$ - лінійні оператори, що діють в оснащеному гільбертовому просторі H ($V_j \subset H \subset V_j'$ й вкладення щільні та неперервні), резольвенти яких комутують; $D(A_j) = V_j$ й підпростір

$V = V_1 \cap V_2$ щільний в V_j ; $B: H \rightarrow H$ - лінійний обмежений оператор. Ці умови отримано завдяки представленню розв'язків рівняння

$$A_1 \frac{d}{dt} y(t) + A_2 y(t - \tau) = 0,$$

$$y(t) = \varphi(t), t \in [-\tau; 0],$$

запропонованого [1] через операторний експоненціал, що є аналогом експоненціала введеного для звичайних диференціальних та різницевих рівнянь в [2], [3].

Для рівняння (1) умови керованості можуть бути зведеними до відомої проблеми моментів [4]. У випадках, коли B - компактний, тотожний оператор або оператор проектування на деякий підпростір в H знайдено більш конструктивні умови керованості.

Література

1. Покутний О.О., Семенов В.В. Розв'язки еволюційних рівнянь Соболева – Гальперна з чистим запізненням. // III Міжнародна конференція «Обчислювальна та прикладна математика». – Київ, 2009. – с.57.
2. Khusainov D.Ya., Shuklin G.V., Linear autonomous time-delay system with permutation matrices solving. // Stud.Univ. Zilina Math.Ser. 17(2003) 101 – 108.
3. Diblík J., Khusainov D., Ruzickova M. Controllability of linear discrete systems with constant coefficients and pure delay. // SIAM J.Control Optim. – 2008. – vol.47, №3. – p. 1140-1149.
4. Габасов Р., Кириллова Ф. Качественная теория оптимальных процессов. – М.:Наука, 1971. – 507с.

ШВИДКІСТЬ ЗБІЖНОСТІ В L_p МАРТИНГАЛУ ПОВ'ЯЗАНОГО З ГІЛЛЯСТИМ ВИПАДКОВИМ БЛУКАННЯМ С.В. Полоцький

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

У даній роботі досліджується рівномірно інтегровний мартингал W_n , пов'язаний з гіллястим випадковим блуканням. Знайдено необхідні і достатні умови збіжності в L_p ($p > 1$) випадкового ряду

$$A := \sum_{n \geq 0} e^{an} (W - W_n), \quad (1)$$

для фіксованого $a > 0$, де W є границею в L_1 та м.н. мартингалу W_n .
Окремо розглядається два випадки: $1 < p < 2$ та $p \geq 2$. У першому випадку достатні умови є більш сильними. Покладемо

$$Z_n := \sum_{|v|=n} L_v, \quad m(r) := E \sum_{|v|=1} L_v^r$$

для $n \in \mathbb{N}$, $r > 0$, та припустимо, що $m(1) < \infty$.

У подальшому, без обмежень загальності, будемо вважати, що $m(1) = 1$. Перейдемо до формулювання результатів.

Теорема 1 Припустимо, що $P\{W_1 = 1\} < 1$, $a > 0$ та $p \in (1, 2)$.

Тоді A збігається м.н. і в L_p , якщо

$$EW_1^r < \infty \quad \text{і} \quad e^a m^{1/r}(r) < 1 \quad \text{для деякого } r \in [p, 2].$$

Зі збіжності A в L_p випливає

$$EW_1^p < \infty \quad \text{і} \quad \inf_{r \in [p, 2]} e^a m^{1/r}(r) \leq 1.$$

Теорема 2 Нехай $P\{W_1 = 1\} < 1$, $a > 0$ і $p \geq 2$. Тоді A збігається в L_p тоді і тільки тоді, коли

$$EW_1^p < \infty \quad \text{і} \quad e^a (m^{1/2}(2) \vee m^{1/p}(p)) < 1.$$

У цьому випадку також має місце збіжність м.н.

ГІСТЕРЕЗИСНЕ КЕРУВАННЯ СИСТЕМОЮ З ПОВТОРНИМИ ВИКЛИКАМИ

Пономарьов В.Д.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

vponomarov@gmail.com

В роботі розглядається керування системою з повторними викликами і обмеженням числом користувачів за допомогою гістерезисної стратегії. Первинні вимоги надходять від m користувачів і обслуговуються на n приладах. Кожен користувач через випадкові проміжки часу, які мають показниковий розподіл, звертається до системи і обслуговується негайно, якщо є хоча б один вільний прилад. Час обслуговування - показниково розподілена випадкова величина з параметром, який залежить від кількості користувачів в системі в

поточний момент часу. Якщо усі прилади зайняті, то вимога залишає систему і повторно намагається отримати обслуговування через випадковий час, який також має показниковий розподіл.

Розглянемо сутність гістерезисних стратегій керування. Фіксуються два невід’ємних цілих числа H_1 та H_2 , які називаються порогами, $H_1 \leq H_2$. Якщо в деякий момент часу кількість повторних викликів в системі не перевищує H_1 , то вона функціонує в першому режимі і інтенсивність обслуговування дорівнює $\nu^{(1)}$. Якщо кількість повторних викликів більше за H_2 , то система функціонує у другому режимі з інтенсивністю обслуговування $\nu^{(2)}$. Якщо кількість повторних викликів лежить у проміжку $(H_1, H_2]$, то система зберігає той режим, в якому вона функціонувала в попередній момент часу. Головна мета даної роботи полягає в знаходженні таких значень H_1 та H_2 , які б максимізували загальний прибуток від роботи системи.

При фіксованій гістерезисній стратегії $H = (H_1, H_2]$ стан системи в будь-який момент часу t може бути описаний тривимірним процесом $X(H, t) = \{(C(H, t); N(H, t); R(H, t)); t \geq 0\}$, де $C(H, t)$ – кількість зайнятих приладів, $N(H, t)$ – кількість джерел повторних викликів, $R(H, t)$ – режим роботи системи. Якщо $R(H, t) = 1$, то система працює у першому режимі з інтенсивністю обслуговування $\nu^{(1)}$. Якщо $R(H, t) = 2$, то система працює у другому режимі і інтенсивність обслуговування дорівнює $\nu^{(2)}$. Процес $X(H, t)$ є ланцюгом Маркова з неперервним часом і множиною станів $S(X) = \{0, \dots, n\} \times \{0, \dots, m - n\} \times \{1, 2\}$.

Позначимо $\pi_{ij}^{(r)}(H)$, $i = 0, \dots, n$, $r = 1, 2$, $j = 0, \dots, m - n$ стаціонарні ймовірності системи:

$$\pi_{ij}^{(r)}(H) = \lim_{t \rightarrow \infty} P\{C(H, t) = i, N(H, t) = j, R(H, t) = r\}.$$

Ці ймовірності можна подати в наступному векторно-матричному вигляді:

$$\pi_j^{(r)}(H) = \Phi_j^{(r)} e \pi_{0m-n}^{(2)}(H), \quad r = 1, 2, \quad j = 0, \dots, m - n,$$

де $\pi_j^{(r)}(H) = (\pi_{0j}^{(r)}(H) \quad \pi_{1j}^{(r)}(H) \quad \dots \quad \pi_{n-1j}^{(r)}(H))^T$, $e = (1 \quad 0 \quad \dots \quad 0)^T$, $\Phi_j^{(r)}$ – $n \times n$ матриця з елементами, які залежать від параметрів системи.

Таке представлення стаціонарних ймовірностей було отримано на основі теореми про рівність потоків через замкнений контур ([3] ст. 49). Подібні результати для випадку одного приладу наведено в [1]. Випадок двох приладів досліджується в [2].

Для пошуку оптимальної стратегії керування, яка максимізує дохід від роботи системи, необхідно розв’язати наступну багатокритеріальну задачу.

$$f_i(H_1, H_2) \rightarrow \max, i = 1, 2, \quad f_i(H_1, H_2) \rightarrow \min, i = 1, 2,$$

$$H_1 \in \{-1, \dots, m - n\}, H_2 \in \{0, \dots, m - n\}, H_1 \leq H_2,$$

де $f_i(H_1, H_2)$ – число вимог, які були обслуговані в i -му режимі, $f_3(H_1, H_2)$ – число вимог, які отримали відмову в обслуговуванні, $f_4(H_1, H_2)$ – число перемикачів інтенсивності обслуговування.

Функціонали $f_i(H_1, H_2)$ $i=1, \dots, 4$ можуть бути виписані через стаціонарні імовірності системи. Отримане явне подання дає алгоритм знаходження множини Парето оптимальних розв'язків задачі оптимізації.

Література

1. Лебедев Є.О., Пономарьов В.Д. Оптимізація систем із повторами і скінченним числом джерел. Вісник Київського університету, випуск №2, 2008. Серія: фізико-математичні науки.
2. Пономарьов В.Д. Оптимізація керування режимом роботи системи з повторними викликами і скінченним числом користувачів. Вісник Київського університету, випуск №4, 2008. Серія: фізико-математичні науки.
3. Уолрэнд Дж. Введение в теорию сетей массового обслуживания. – М.: Мир, 1993. – 336 с.

ОПТИМІЗАЦІЯ БАГАТОКАНАЛЬНИХ СИСТЕМ З ОДНІЄЮ СПРОБОЮ ПОВТОРУ[†]

Прищеп О.В.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

o.prischepa@gmail.com

В роботі, що пропонується, розглядається проблема оптимального керування інтенсивністю вхідного потоку в класі порогових стратегій для систем типу $M/M/c$ з однією спробою повтору. Формально дану систему можна описати наступним чином. Ззовні до системи надходять вимоги, які за умов наявного хоча б одного вільного приладу обслуговуються, в іншому випадку формують джерела повторних викликів, звідки повторно можуть опитати систему лише один раз. Якщо вимога, яка утворила джерело повторних викликів, при повторному зверненні знайшла всі прилади зайнятими, то вона залишає систему.

[†] Робота виконана за фінансової підтримки ДФФД України (проект №Ф 25.т (094)).

Процесом обслуговування вимог для даної системи є двовимірний ланцюг Маркова з неперервним часом $Q(t) = (Q_1(t), Q_2(t)) \in S$, де $Q_1(t)$ – кількість зайнятих приладів, $Q_2(t)$ – кількість джерел повторних викликів, $S = I \times J$, $I = \{0, 1, \dots, c\}$, $J = \{0, 1, \dots\}$. Параметрами моделі є наступні: μ – інтенсивність обслуговування, ν – інтенсивність повторних опитувань, λ_j – інтенсивність вхідного потоку, що залежить від числа джерел повторних викликів.

Змінний характер інтенсивності вхідного потоку в даній моделі дає можливість ставити і розв'язувати для неї оптимізаційні задачі.

В роботі розглядається оптимізаційна задача

$$C_1 S_1(H) - C_2 S_2(H) - C_3 S_3(H) \rightarrow \max \quad (1)$$

$$H \in \{0, 1, \dots\},$$

де $\lim_{t \rightarrow \infty} t^{-1} S_i(t, H) = S_i(H)$ ($i = 1, 2, 3$); $S_1(t, H)$ – число викликів, обслуговування яких завершено в системі за час t ; $S_2(t, H)$ – число викликів, які отримали відмову в обслуговуванні і стали повторними викликами; $S_3(t, H)$ – число перемикачів інтенсивності вхідного потоку; C_1 – прибуток, пов'язаний з обслуговуванням одного виклику; C_2 – штраф за відмову в обслуговуванні; C_3 – штраф за перемикання інтенсивності вхідного потоку.

В умовах існування стаціонарного режиму функціонали $S_i(H)$ існують і можуть бути виписані через стаціонарні ймовірності.

Розв'язком задачі (1) є така стратегія H , яка максимізує середній прибуток від роботи системи. Подібні оптимізаційні задачі для систем з повторними викликами розглядалися в роботах [1], [2], [3].

Література

1. Дудин А.Н., Клименок В.И. Оптимизация динамического управления входной нагрузкой в узле информационно-вычислительной сети. // Автоматика и вычислительная техника. - 1991. - № 2. - С. 25 - 31.
2. Клименок В.И. Оптимизация динамического управления режимом работы информационно-вычислительных систем с повторными

вызовами. // Автоматика и вычислительная техника. -1990. - № 1.- С.25-30

3. Лебедев С.О., Прищепа О.В. Системи з повторними викликами, нетерплячими вимогами та керованим вхідним потоком.// Журнал Обчислюваної та прикладної математики, Вип. 2(95), 2007.- С.59-64.

МАТЕМАТИЧНЕ МОДЕЛЮВАННЯ ПРИБУТКОВОСТІ ФІНАНСОВОЇ УСТАНОВИ В УМОВАХ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ

¹Розора І.В., ²Слабоспицький О.О.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

¹irozora@bigmir.net, ²ol@univ.kiev.ua

Грунтовний аналіз діяльності підприємств немислимий без залучення можливостей сучасного апарату економетричних досліджень, насамперед це привабливо для фінансових установ. Тому конструювання математичних моделей основних економічних показників діяльності фінансових установ набуває особливої актуальності, а його результати можуть бути корисні при плануванні їх подальшої роботи.

В роботі розглядається проблема математичного моделювання залежності прибутку фінансової установи від ряду факторів, які мають вплив на результати її діяльності.

Для визначення оцінок характеристик залежності використовувався метод найменших квадратів. Для параметрів моделі була проведена перевірка їх на значимість за допомогою відповідних t -статистик та визначення їх характеристик розсіювання. Подальший аналіз дозволяє вносити потрібні корективи у структуру моделі, що пропонується.

Для перевірки адекватності отриманої багатофакторної математичної моделі був використаний F -критерій Фішера. Проведені розрахунки свідчать про адекватність моделі з вибраним рівнем значущості.

Подальше підрахування коефіцієнту детермінації R^2 показало, що він набув значення 0,9291. Останнє тільки підтвердило попередній висновок.

При проведенні згаданих вище розрахунків з потрібною точністю використовувались сучасні математичні та статистичні пакети.

Проведене дослідження може служити підґрунтям для з'ясування суттєвості впливу різноманітних факторів на економічні показники діяльності фінансових установ, а отримана математична модель може бути використана для прийняття рішень при забезпечення ефективності їх подальшої діяльності.

ПРО ВИБІР РОЗРАХУНКОВОЇ ЕКСТРЕМАЛЬНОЇ ПОДІЇ ПРИ ПРОЕКТУВАННІ СКЛАДНОЇ ТЕХНІЧНОЇ СИСТЕМИ

Романчук К.Г., Стефанишин Д.В.

Інститут телекомунікацій і глобального інформаційного простору
НАН України, м. Київ
dvstefanyshyn@yahoo.com

При проектуванні складних інженерних об'єктів та технічних систем виділяють два класи екстремальних подій, які рідко повторюються, і які регламентуються нормативно-технічною та проектною документацією з метою забезпечення належних рівнів надійності та безпеки системи: клас розрахункових подій (розрахунковий землетрус, розрахунковий паводок, розрахункова аварія тощо), при виникненні яких та по завершенні яких проектом передбачається функціонування системи в нормальному режимі без порушення вимог безпеки, та клас максимальних проектних подій (максимальний проектний землетрус, максимальний розрахунковий паводок, максимальна проектна аварія тощо), при яких допускається тимчасовий вихід з ладу системи зі збереженням вимог безпеки.

Запропоновано метод вибору розрахункової екстремальної події при проектуванні складної технічної системи серед скінченної множини незалежних екстремальних подій з врахуванням ризику, оцінюваного в рамках байєсівського підходу [1-3].

Література

1. Romanchuk K.G., Stefanyshyn D.V. A method of estimation of total accident risks at systems// Problems of decision making under uncertainties (PDMU-2008). Abstracts of Int. Conference. Kyiv-Rivne, Ukraine, May 12-17, 2008. P.P. 30-32.
2. Романчук К.Г., Стефанишин Д.В. Про сумарний ризик збитків на скінченній множині незалежних подій// Problems of decision making under uncertainties (PDMU-2009). Abstracts of Int. Conf. Skhidnytsia, Ukraine, 2009. P.P. 160-161.

3. Stefanyshyn D.V., Romanchuk K.G. Use of the Bayes' approach for assessment of damage risks of system failures// Proc. of Int. Scientific School "Modelling and Analysis of Safety and Risk in Complex Systems". July 7-11, 2009. Saint-Petersburg, Russia. P.P. 165-169.

ПРО НАДІЙНІСТЬ СТРУКТУРНО НАДМІРНОЇ СИСТЕМИ З АВТОМАТИЧНИМ ПЕРЕМИКАННЯМ НА РЕЗЕРВ

Романчук К.Г., Стефанишин Д.В.

Інститут телекомунікацій і глобального інформаційного простору
НАН України, м. Київ
dvstefanyshyn@yahoo.com

Розглядається задача імовірнісної оцінки надійності системи зі структурною надмірністю (позначимо її $\mathbf{S}_{2,a}^r = \{s_1, a_{1,2}, s_2\}$), яка складається з основної підсистеми (s_1), підсистеми, що перебуває в «холодному» резерві (s_2), та автоматичного перемикача на резерв ($a_{1,2}$). Резервна підсистема вмикається в роботу автоматичним перемикачем у разі відмови основної підсистеми.

Покладемо, що після того як спрацювала резервна підсистема, відмова автоматичного перемикача на резерв вже не може призвести до її відмови.

Прикладами такої системи можуть бути: система енергопостачання з основним та резервним живленням, насосна система з робочим та резервним насосними агрегатами тощо.

Характерні відмови системи $\mathbf{S}_{2,a}^r$ можна описати так [1, 2].

Система $\mathbf{S}_{2,a}^r$ відмовляє, якщо: 1) при працездатному автоматичному перемикачеві на резерв відмовили основна s_1 та резервна s_2 підсистеми (позначимо цю подію-відмову A_1), або 2) спочатку відмовив автоматичний перемикач на резерв $a_{1,2}$, а потім відмовила підсистема s_1 (нехай це буде подія-відмова A_2).

Події-відмови A_1 , A_2 є несумісними, оскільки автоматичний перемикач на резерв не може одночасно знаходитись як в працездатному, так і в непрацездатному станах. Звідси задачу оцінки

ймовірності відмови системи $S_{2,a}^r$ можна звести до оцінки ймовірностей $p(A_1)$, $p(A_2)$ подій A_1 , A_2 з врахуванням при визначенні $p(A_1)$ умови, що автоматичний перемикач на резерв безпосередньо при відмові підсистеми, що резервується, знаходиться в працездатному стані (позначимо цю умову θ_1), ймовірністю $p(\theta_1)$, а при визначенні $p(A_2)$ – умови, що перемикач на резерв переходить в непрацездатний стан ще при працездатній підсистемі, що резервується (умова θ_2), ймовірністю $p(\theta_2)$. Тут умови θ_1 та θ_2 за визначенням формують повну групу подій: $p(\theta_1) + p(\theta_2) = 1$

Нехай $p(s_1)$, $p(s_2)$, $p(a_{1,2})$ – ймовірності відмов структурних одиниць s_1 , s_2 та $a_{1,2}$ системи $S_{2,a}^r$, відповідно.

В результаті нескладних перетворень нами були отримані ймовірності системних відмов A_1 і A_2 :

$$\begin{aligned} p(A_1) &= p(s_1) \cdot p(s_2) \cdot \left[1 - \frac{p^2(a_{1,2})}{p(s_1) + p(a_{1,2})} \right], \\ p(A_2) &= p(s_1) \cdot \frac{p^2(a_{1,2})}{p(s_1) + p(a_{1,2})}. \end{aligned} \quad (1)$$

Звідки повна ймовірність відмови системи $S_{2,a}^r$ як сума ймовірностей $p(A_1)$, $p(A_2)$:

$$p(S_{2,a}^r) = p(s_1) \cdot \left[p(s_2) + \frac{p^2(a_{1,2})}{p(s_1) + p(a_{1,2})} (1 - p(s_2)) \right]. \quad (2)$$

Показано, що вплив автоматичного перемикача на резерв на надійність системи $S_{2,a}^r$ можна практично виключити, якщо ймовірність його відмови є величиною на порядок меншою в порівнянні з ймовірностями відмов основної та резервної підсистем.

Література

1. Хенлі Е.Дж., Кумамото Х. Надійнісне проектування технічних систем і оцінка ризику. Пер. з англ. за ред. Ю.Г. Зареніна. –Київ: Вища школа, 1987. –544с.
2. Стефанишин Д.В., Романчук К.Г. Оцінка ймовірності відмови зарезервованої системи з автоматичним перемиканням на резерв//

ВИКОРИСТАННЯ МЕТОДУ АНАЛІЗА ІЄРАРХІЙ В ІНВЕСТИЦІЙНИХ ЗАДАЧАХ

Рутицька В. В., Степанов О. В.

Київський національний університету імені Тараса Шевченка.

vlarut@mail.ru, yltastep@gmail.com

Розглядається інвестиційна оптимізаційна задача розподілу ресурсів при наявності обмежень і балансових зв'язків. Природою балансових зв'язків є технологічні зв'язки, економічні залежності та інші. Наприклад інвестор має проблему нестачі ресурсів або обмеженої можливості інвестування коштів у деякі об'єкти виробництва. Виникає задача розподілу цих ресурсів оптимальним чином в сенсі об'ємів валового чи кінцевого випуску, інвестиційної привабливості активів. Належна оптимізація залежить від пріоритетів продуктів виробництва, а вони, в свою чергу, враховувати різні економічні, соціальні, екологічні та політичні чинники. Пропонується розв'язання в два етапи:

I етап: знаходження розподілу пріоритетів серед виробництв або серед продуктів випуску виробництва (використовується Метод Аналізу Ієрархій [1]).

II етап: розв'язання задачі максимізації випуску з урахуванням пріоритетів при наявності балансових зв'язків, та обмежень.

Формуються інвестиційні задачі лінійного (1), або нелінійного (2) програмування, що розв'язуються стандартними методами.

$$\left\{ \begin{array}{l} \sum_{i=1}^m \omega_i z_i \rightarrow \max, Z = (z_1, \dots, z_m) \\ CZ \leq R \quad C \in \mathbb{R}^{n \times m}, R \in \mathbb{R}^n \\ Z \leq P \quad P \in \mathbb{R}^m \\ DZ \geq Y \quad D \in \mathbb{R}^{n \times m}, Y \in \mathbb{R}^n \end{array} \right. \quad (1)$$

$$\begin{cases} \prod_{i=1}^m \omega_i z_i \rightarrow \max, Z = (z_1, \dots, z_m) \\ CZ \leq R \quad C \in \mathfrak{R}^{n \times m}, R \in \mathfrak{R}^n \\ Z \leq P \quad P \in \mathfrak{R}^m \\ DZ \geq Y \quad D \in \mathfrak{R}^{n \times m}, Y \in \mathfrak{R}^n \end{cases} \quad (2)$$

Література

1. Саати Т. Принятие решений. Метод анализа иерархий: Пер. с англ. -М.: Радио и связь, 1989.

МЕТОД ПАРАЛЛЕЛЬНОЙ ПРОКСИМАЛЬНОЙ ДЕКОМПОЗИЦИИ ДЛЯ РЕШЕНИЯ ЗАДАЧ ВЫПУКЛОЙ ОПТИМИЗАЦИИ

Семенов В.В.

Киевский национальный университет имени Тараса Шевченко
snakkar@univ.kiev.ua

Пусть H – гильбертово пространство, $X \subseteq H$ – непустое выпуклое замкнутое множество. Рассмотрим задачу минимизации

$$f(y) = f_1(y) + f_2(y) + \dots + f_m(y) \rightarrow \inf, \quad y \in X, \quad (1)$$

где $f_i: H \rightarrow \mathbb{R}$ – собственные полунепрерывные снизу выпуклые функционалы.

Зафиксируем последовательность положительных чисел (λ_n) . Для решения (1) предлагаем следующую итерационную процедуру.

1. Начальное приближение $x_1 \in X$, $n := 1$.
2. Определяем (параллельно):

$$\begin{aligned} x_{1,n} &= \text{prox}_{\lambda_n f_1}(x_n), \\ &\dots\dots\dots \\ x_{m,n} &= \text{prox}_{\lambda_n f_m}(x_n). \end{aligned}$$

3. Полагаем

$$x_{n+1} = \frac{1}{m} x_{1,n} + \frac{1}{m} x_{2,n} + \dots + \frac{1}{m} x_{m,n},$$

$n := n + 1$, переходим на шаг 2.

Здесь $prox_g(y) = \arg \min_x \left\{ g(\cdot) + \frac{1}{2} \|\cdot - y\|_H^2 \right\}$ – проксимальный оператор Моро.

Тема доклада – сходимость к решениям задачи (1) последовательности средних по Чезаро

$$\bar{x}_n = \frac{\sum_{k=1}^n \lambda_k x_k}{\sum_{k=1}^n \lambda_k}.$$

Рассмотрена подобная декомпозиция вариационных неравенств.

ВПЛИВ ІНФРАСТРУКТУРИ НА ЕФЕКТИВНІСТЬ ВИРОБНИЦТВА

Семенов В.В.

Інститут демографії та соціальних досліджень НАН України

semenovsr@meta.ua

В доповіді розглянуто метод оцінки внеску інфраструктурних галузей в зростання продуктивності виробництва. Виробництво залежить від капіталу (K), трудових сил (L), проміжного споживання (M) та інфраструктури (G). Використовуючи транслогарифмічну функцію витрат отримуємо еластичності витрат за випуском і інфраструктурою та компоненту технічних змін, R_j , η_G ,

$-\varepsilon_{CT} = \sum_{j=1}^m \varepsilon_{CY_j} \frac{\dot{Y}_j}{Y_j} - \sum_{i \in \{L, K, M, \}} S_i \frac{\dot{X}_i}{X_i} - \eta_G \frac{\dot{G}}{G}$, відповідно. В [1], припускаючи постійну економію на масштабі $\varepsilon_{CY_j} = 1$, автори отримали фактор

технічної ефективності у вигляді: $T\dot{F}P = \sum_{j=1}^m \dot{Y}_j / Y_j - \sum_{i \in \{L, K, M, \}} S_i (\dot{X}_i / X_i)$.

Таке припущення є надмірним. Таким чином, отримуємо наступну декомпозицію індексу зростання продуктивності:

$$T\dot{F}P = -\varepsilon_{CT} + \left(\sum_{j=1}^m \frac{\dot{Y}_j}{Y_j} - \sum_{j=1}^m \varepsilon_{CY_j} \frac{\dot{Y}_j}{Y_j} \right) + \eta_G \frac{\dot{G}}{G}. \quad (1)$$

Рівняння (1) є декомпозицією залишку Солоу (тобто, фактора, який не може бути пояснений змінами вартості виробничих факторів та обсягів їх використання) на вплив технічних змін, економію на масштабі та внесок інфраструктури. Перший доданок в (1) додатний, якщо технологічний прогрес зменшує виробничі витрати. Другий доданок у дужках відображає економію на масштабі. Він від'ємний, нульовий або додатний, якщо економія на масштабі спадає, постійна або зростає. Останній доданок у правій частині (1) відображає внесок

інфраструктури в зростання продуктивності виробництва. За допомогою цієї компоненти оцінюється вплив інноваційно-інвестиційних процесів у інфраструктурних галузях на зростання продуктивності виробництва та їх залучення у виробничий процес як безоплатного виробничого фактора.

Література

1. Morrison C.J., A. Schwartz State infrastructure and productive performance//The American Economic Review, Vol.86, 1996, pp.1094-1111.

РОЗВ'ЯЗАННЯ ЗАДАЧ ДИСКРЕТНОЇ ОПТИМІЗАЦІЇ З ДРОБОВО-ЛІНІЙНОЮ ЦІЛЬОВОЮ ФУНКЦІЄЮ ЗА УМОВ КЕРОВАНOSTІ ТА НЕВИЗНАЧЕНОСТІ ДАНИХ

Семенова Н.В.

Інститут кібернетики ім. В.М. Глушкова НАН України

nvsemenova@meta.ua

Задачі, що розглядаються, виникають при дослідженні складних дискретних оптимізаційних моделей з керованими і неточно заданими вхідними даними, і мають наступний вигляд:

$P: \max\{\min\{f(x)|f \in F\} | x \in X_1\}$, де $X_1 = \{x \in Z^n | g_i(x) \leq 0 \forall g_i \in F_i, i \in N_m = \{1, \dots, m\}\}$, $X_2 = \{x \in Z^n | \exists g_i \in F_i: g_i(x) \leq 0, i \in N_m\}$ – обмежена множина, $f(x) = f_1(x)/f_2(x)$, Z^n – простір n – вимірних цілочислових векторів із R^n , $f_i, g_i : R^n \rightarrow R$, $F_i, i \in N_2, G_i, i \in N_m$ – множини опуклих неперервно диференційовних функцій. Побудовані та обґрунтовані методи декомпозиції точного та наближеного розв'язання таких задач, оснований на апроксимації їх задачами більш простої структури. Вони полягають в послідовному розв'язанні наступних підзадач:

для $x^j \in Z^n, j=1,2,\dots$, задачі $MP: \max\left\{x_0 \mid x_0 \leq \min_{j \in N_k} \left(f_1^j(x)/f_2^j(x)\right)\right\}$,

$$f_i^j \in F_i, i \in N_2, k=1,2,\dots; \text{extr} \max_{g_i^j \in G_i, j \in N_l} \left(g_i^j(x^j) + \left\langle \nabla g_i^j(x^j), x - x^j \right\rangle \right) \leq 0,$$

$i \in I \subset N_m, l=1,2,\dots, x \in Z^n \}$ та двох задач $\min\{f_1(x^j) | f_1 \in F_1\}$ і

$\max\{f_2(x^j) | f_2 \in F_2\}$. Запропоновані методи поєднують пошук оптимального (наближеного) розв'язку задачі P із знаходженням невизначених та керованих даних моделі. Ці методи є розвитком декомпозиційних методів [1–4], базуються на ідеях методів релаксації, лінеаризації [4], відтинаючих площин Келлі [5]. Розглянуті деякі

множини невизначеності, що описують вхідні дані задач, за яких останні зводяться 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.
2. Роцин 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., Роцин 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. Kelley J. The cutting plane method for solving convex program // SIAM J. – 1960. – 8. – N4. – P.703-712.

ГЕНЕРАТОР ФЛУКТУАЦІЙ СТОХАСТИЧНОЇ ЕВОЛЮЦІЙНОЇ СИСТЕМИ З ІМПУЛЬСНИМИ ЗБУРЕННЯМИ

Семенюк С.А., Чабанюк Я. М.

Національний університет “Львівська Політехніка”

semenyuk@gmail.com

Розглянемо еволюційну систему

$$du^\varepsilon(t) = C(u^\varepsilon(t), x(t/\varepsilon^4)) + \varepsilon d\eta^\varepsilon(t), \quad u^\varepsilon(t) \in R$$

де $x(t), t \geq 0$ - стрибковий рівномірно ергодичний марковський процес в стандартному фазовому просторі $(X, \mathcal{X})$ з стаціонарним розподілом $\pi(B), B \in \mathcal{X}$.

Імпульсний процес збурень $\eta^\varepsilon(t)$ задається співвідношенням

$$\eta^\varepsilon(t) = \int_0^t \eta^\varepsilon(ds; x(s/\varepsilon^4)), \quad \text{де сімейство процесів з незалежними}$$

приростами $\eta^\varepsilon(t; x)$ задається генераторами

$$\Gamma^\varepsilon(x)\varphi(w) = \varepsilon^{-4} \int_R [\varphi(w + \varepsilon^2 v) - \varphi(w)] \Gamma(dv; x), \quad x \in X.$$

Нехай при цьому виконуються умови балансу

$$1) \int_X \pi(dx) b_1(x) = 0, \quad 2) \int_X \pi(dx) C(0, x) = 0.$$

За цих умов розглянемо флуктуації вихідної системи у формі:

$$v^\varepsilon(t) = \varepsilon^{-1}[u^\varepsilon(t) - \varepsilon \eta^\varepsilon(t)].$$

Теорема. За умови виконання умов балансу а також умов збіжності вихідної еволюційної системи має місце слабка збіжність

$$(v^\varepsilon(t), \eta^\varepsilon(t)) \rightarrow (\zeta(t), \sigma W(t)), t > 0 \text{ при } \varepsilon \rightarrow 0$$

Граничний процес $(\zeta(t), \sigma W(t))$ задається генератором

$$L\varphi(v, w) = c(v + w)\varphi'_v(v, w) + \frac{1}{2}B\varphi''_w(v, w),$$

$$\text{де } c = \int_X \pi(dx) C'(0, x), \quad B = B_1 + B_2; \quad B_1 = 2 \int_X \pi(dx) b_1(x) R_0 b_1(x),$$

$$B_2 = \int_X \pi(dx) b_2(x) \text{ де } b_1(x) = \int_R v \Gamma(dv; x), \quad b_2(x) = \int_R v^2 \Gamma(dv; x)$$

$\sigma^2 = B$, $W(t)$ - вінерівський процес.

Література

1. Koroliuk V.S, Limnius N. Stochastic Systems in Merging Phase Space, - World Scientific, 2005. - 330 p.

ПРО ПОРІВНЯННЯ ВАРІАНТІВ РОЗВИТКУ КАСКАДУ ГІДРОЕЛЕКТРОСТАНЦІЙ НА ДНІПРІ З ВРАХУВАННЯМ РИЗИКУ

Стефанишин Д.В.

Інститут телекомунікацій і глобального інформаційного простору
НАН України, м. Київ

dvstefanyshyn@yahoo.com

Наведені результати порівняння модельних варіантів перспективного розвитку Дніпровського каскаду гідроелектростанцій за рахунок будівництва Каховської ГЕС-2 (розширення Каховської ГЕС) та Канівської ГАЕС з врахуванням ризику невикористаних можливостей на основі розробленої в [1, 2] методики оцінки повного ризику при порівнянні альтернатив у вигляді:

$$r_{i,j} = l_i + g_j; \quad r_{j,i} = l_j + g_i, \quad i, j = \overline{0, n}; \quad i \neq j,$$

де l_i , g_i та l_j , g_j – невід’ємні значення числових характеристик, що описують програшні l та виграшні g якості альтернатив a_i , a_j , відповідно; n – загальна кількість порівнюваних альтернатив.

Програшні якості варіантів, що розглядалися, представлялися: 1) очікуваними затратами на нові потужності; 2) «ризикованими» потужностями – різницями між встановленими та гарантованими потужностями 90% забезпеченості (для варіантів з будівництвом

Каховської ГЕС-2) і/або різницями між встановленими потужностями в насосному та турбінному режимах (для варіантів з будівництвом Канівської ГАЕС). Виграшні якості варіантів моделювалися приростами середньо багатолітнього виробітку електроенергії та гарантованими потужностями 90% забезпеченості.

Література

1. Стефанишин Д.В., Стефанишина Ю.Д. Про попарне порівняння альтернатив в умовах ризику// Problems of decision making under uncertainties (PDMU-2009). Abstracts of Int. Conference. Skhidnytsia, Ukraine, 2009. P.P. 181.
2. Stefanyshyn D.V., Stefanyshyna Y.D. A method of decision making at risk in natural resources use by pairwise comparison of alternatives with taking account of risks of lost opportunities// Proc. of Int. Scientific School "Modelling and Analysis of Safety and Risk in Complex Systems". July 7-11, 2009. Saint-Petersburg, Russia. P.P. 435-439.

МЕТОДИКА ОБҐРУНТУВАННЯ ПРОТИПАВОДКОВИХ ЗАХОДІВ НА ПРИРІЧКОВИХ ТЕРИТОРІЯХ З ВРАХУВАННЯМ РИЗИКУ

Стефанишина Ю.Д., Стефанишин Д.В.

Інститут телекомунікацій і глобального інформаційного простору
НАН України, м. Київ
dvstefanyshyn@yahoo.com

В ринкових умовах ключовим принципом обґрунтування рішень щодо створення систем протипаводкового захисту прирічкових територій може стати принцип розумно досяжного низького рівня ризику (risk as low as reasonably practicable, ALARP) [1]. Згідно з цим принципом підвищення безпеки технологій та природокористування в потенційно небезпечних зонах слід погоджувати з економічними можливостями. При цьому рівні ризику вважаються прийнятними в усіх випадках, якщо вони є меншими за встановлену межу терпимості, і коли подальше їх зменшення є або практично неможливим (за наявних технологічних й економічних умов), або ціна такого зменшення є непропорційно великою порівняно з отриманим при цьому підвищенням безпеки.

Такий підхід до обґрунтування рішень щодо проведення протипаводкових заходів з метою забезпечення безпеки населення та об'єктів народного господарства дозволяє цілеспрямовано реалізувати концепції придатності, оптимізації й адаптивності [2].

Згідно з концепцією *придатності* підвищення безпеки в результаті створення або модернізації системи протипаводкового захисту території має бути економічно вигідним, тобто таким, щоб

сумарні додаткові затрати $\sum_{t=1}^T \Delta c_t$ на протипаводкові заходи

компенсувалися зниженням сумарних ймовірних втрат $\sum_{t=1}^T \Delta l_t$, де

$t \in \{1; T\}$ – інтервал часу, на якому здійснюється оцінювання (T – період, на який розраховані протипаводкові заходи); $\Delta l_t = l_{0,t} - l_t$,

$\Delta c_t = c_t - c_{0,t}$, $c_{0,t}$, $l_{0,t}$, c_t , l_t – оцінки узагальнених затрат c на протипаводкові заходи та ймовірних втрат (ризиків збитків) l в результаті повеней при початковому («нульовому», базовому) стані та при проведенні запланованих протипаводкових заходів, відповідно, приведені до моменту часу t .

Згідно з концепцією *оптимізації* в якості прийнятної альтернативи проведення протипаводкових заходів може вибиратися альтернатива, яка забезпечує на інтервалі $t \in \{1; T\}$ максимум

функціоналу $\sum_{t=1}^T \Delta l_{i,t} - \sum_{t=1}^T \Delta c_{i,t}$. При цьому величини $\sum_{t=1}^T \Delta l_t$, $\sum_{t=1}^T \Delta l_{i,t}$,

$t \in \{1; T\}$, можна трактувати як виграшні економічні ефекти при i -му варіанті протипаводкових заходів, направлених на підвищення безпеки прирічкової території, в порівнянні з початковим, базовим станом. Нарешті, згідно з концепцією *адаптивності* при обґрунтуванні системи протипаводкового захисту мають враховуватися як системні ризики, так і несистемні ризики (ризики невикористаних можливостей), щоб забезпечити толерантний для природокористування режим експлуатації системи [3].

В якості прикладу розглянуто задачу обґрунтування протипаводкових заходів в басейні р. Тиса в Закарпатській області. Порівнювалися дві альтернативи: *базова* (a_0) – зі збереженням теперішнього стану, без додаткових затрат на захист; *розрахункова* (a_1) – зі створенням запланованої загальною схемою протипаводкових заходів в Закарпатській області модернізованої системи захисту від затоплення прирічкових територій в басейні р. Тиса.

Література

1. Стефанишин Д.В., Стефанишина Ю. Д. Адитивна модель сукупного ризику у природокористуванні// Вісник НУВГП. Збірник наукових праць. Випуск 1(41). Рівне: НУВГП. 2008. С.72-77.
2. Векслер А.Б., Ивашинцов Д.А., Стефанишин Д.В. Надежность, социальная и экологическая безопасность гидротехнических объектов: оценка риска и принятия решений. –СПб.: Изд-во ОАО «ВНИИГ им. Б.Е. Веденеева», 2002.
3. Stefanyshyn D.V., Stefanyshyna Y.D. A method of decision making at risk in natural resources use by pairwise comparison of alternatives with taking account of risks of lost opportunities// Proc. of Int. Scientific School “Modelling and Analysis of Safety and Risk in Complex Systems”. July 7-11, 2009. Saint-Petersburg, Russia. P.P. 435-439.

ЗАДАЧА ОПТИМАЛЬНОГО КЕРУВАННЯ В МОДЕЛІ ВИРОЩУВАННЯ ПЛОДОВИХ ТІЛ ПЕЧЕРИЦЬ З ВРАХУВАННЯМ ВІРУСНОЇ ІНФЕКЦІЇ

Сушко О.М., Загородній Ю.В.

Київський університет імені Тараса Шевченка

yuzagor@ukr.net

В роботі розглядається задача максимізації загальної кількості вражаю плодових тіл печериць [1] в умовах n хвиль збору протягом часу вирощування $T > 0$. В основі задачі оптимізації лежать функції ваги печериць $w_j(t)$ та концентрації вірусних часток $v_j(t)$, які на інтервалах $t \in [t_{j-1}, t_j]$, $j = \overline{1, n}$ є розв'язком наступної системи [2]:

$$\frac{dw_j(t)}{dt} = (c_1 e^{-c_2 t} - c_3) w_j(t) - \frac{k_2 k_1 (1-a) w_j(t) v_j(t)}{1 + (1-a) k_1 v_j(t)},$$

$$\frac{dv_j(t)}{dt} = \frac{(ck_2(1-a) - 1)k_1 w_j(t) v_j(t)}{1 + (1-a)k_1 v_j(t)},$$

$$w_j(t_j) = (1 - z_j) w_{j-1}(t_j), \quad v_j(t_j) = (1 - z_j) v_{j-1}(t_j), \quad j = \overline{1, n},$$

$$w_0(t_0) = w^0, \quad v_0(t_0) = v^0.$$

Точки t_i , $i = \overline{1, n}$ належать інтервалу періоду росту $t \in [0, T]$ і визначають момент збирання вражаю в кількості $z_j w_j(t_j)$.

Розроблений програмний продукт для автоматизації обчислень в середовищі Excel з використанням VBA, який складається з

модулів імітації росту плодових тіл печериць в умовах вірусної інфекції, параметричної ідентифікації та оптимізації.

Автори сподіваються, що поставлена та розв'язана задача оптимізації збору плодових тіл печериць допоможе вирішити практичні проблеми в вирощування їстівних грибів.

Література

1. О.А. Бойко Екологія та діагностика вірусних хвороб печериць.-К.: Фітосоціоцентр, 1999.-24с.
2. Бойко О.Л., Загородній Ю.В. Математична модель динаміки росту маси плодових тіл печериць *Agaricus Bisporus* у нормі і при вірусній патології// Агроєкологічний журнал.-№1.-2004.-С.46-50

МЕТОДОЛГІЯ ПОБУДОВИ ЕФЕКТИВНИХ АЛГОРИТМІВ НА ОСНОВІ ПРИНЦИПУ РЕДУКЦІЇ

Терещенко В. Терещенко О.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

v_ter@ukr.net

Серед існуючих відкритих проблем теорії складності і, зокрема, звідності задач є проблема побудови повної множини класів звідних задач відповідного порядку та множини ефективних алгоритмів їх розв'язання з оцінками складності того ж порядку. Необхідно побудувати таку множину класів задач, яка б дозволяла звести будь-яку задачу як інформатики та прикладної математики до однієї із задач заданої множини.

В роботі пропонується узагальнення принципу редукції задач для створення загальної методології розробки ефективних алгоритмів розв'язання задач обчислювальної геометрії та інших прикладних задач. Теоретичною основою цієї методології є алгебраїчна структура Н. Бурбакі [1], ядром якої є відношення редукції, визначене на множині задач обчислювальної геометрії, множині геометричних перетворень та геометричних об'єктів. Практичними інструментами методології є означення та теореми звідності, властивості відношення редукції та класи звідних задач.

Основні елементи Евклідового простору $E=(T, V; +, \cdot, \bar{}, \langle \rangle)$ разом з відношенням редукції R_z , визначеного на множині класів задач звідності $KOG_z = \{ K_{Z:f_1(N)}^{OG}, K_{Z:f_2(N)}^{OG}, ..., K_{Z:f_m(N)}^{OG} \}$ та множині

класів алгоритмів $A^{OG} = \{ A_1^{OG}, A_2^{OG}, \dots, A_n^{OG} \}$ обчислювальної геометрії утворюють алгебраїчну структуру Н. Бурбакі

$$S = \langle E, KOG_Z, A^{OG}; R_z \rangle,$$

яка й складає основу методології. Ця методологія успішно застосовувалась до розв'язування різних класів задач обчислювальної геометрії та прикладної математики.

Література

1. Н. Бурбаки. Алгебра. Алгебраические структуры. Линейная и полилинейная алгебра. Москва, Госизд., 1962, 515 с.

СИТУАЦІЯ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ В ЗАДАЧІ КЛАСТЕРИЗАЦІЇ

Тимофієва Н.К.

Міжнародний науково-навчальний центр інформаційних
технологій та систем НАН та МОН України

tymnad@gmail.com

Задача кластеризації полягає в упорядкуванні заданих об'єктів у порівнянню однорідні групи з метою виділення однорідних кластерів і характеризується нечіткою природою вхідної інформації. Аргументом цільової функції в ній є розбиття n -елементної множини на підмножини $w^k \in W_\eta \subset W$, де W – їхня множина, а W_η – підмножина ізоморфних розбиттів у W , η – кількість підмножин у w^k , k – порядковий номер w^k в W . Пошук оптимального розв'язку в цій задачі проводиться на усій множині розбиттів W . Закономірність зміни значень цільової функції в ній залежить від упорядкування розбиттів (аргумента). Незалежно від вхідних даних для певного упорядкування підмножин W_η значення цільової функції для будь-якої індивідуальної задачі змінюється однаково і в процесі її розв'язання виникає невизначеність, пов'язана із особливостями структури аргумента. Для виходу з цієї ситуації необхідно вводити додаткові критерії або формулювати кілька цільових функцій, наприклад оптимізацію проводити за кількістю компонент у розбитті, за середнім або сумарним значенням ваг між елементами одного кластера.

Отже, в задачі кластеризації виникає ситуація невизначеності, пов'язана із особливостями структури множини розбиттів, які є аргументом цільової функції, структурою вхідних даних, способом

моделювання цільової функції, виникає за рахунок неповної вхідної та поточної інформації. Для виходу з цієї ситуації оцінка результату проводиться як за однією так і за кількома цільовими функціями, а також вирішується уведенням змінних критеріїв. Уведення змінних часткових критеріїв проводиться у разі відсутності прямих зв'язків між заданими елементами, що створює ситуацію невизначеності. Ці критерії дозволяють генерувати додаткову інформацію, яка впливає на прогнозування майбутніх результатів.

АСИМПТОТИЧНА НОРМАЛЬНІСТЬ ПРОЦЕДУРИ СТОХАСТИЧНОЇ ОПТИМІЗАЦІЇ В МАРКОВСЬКОМУ СЕРЕДОВИЩІ

Хімка У.Т., Чабанюк Я.М.

Національний університет "Львівська політехніка"

yaroslav_chab@yahoo.com

Для неперервної одномірної процедури Кіфера-Вольфовиця [1]

$$du^\varepsilon(t) = \frac{a}{t} \nabla_b C(u^\varepsilon(t), x(t/\varepsilon^2)) dt, \quad t > t_0 > 0, a > 0, \quad (1)$$

$$\nabla_b C(u, \cdot) = \frac{C(u + b/t^\gamma, \cdot) - C(u - b/t^\gamma, \cdot)}{2b/t^\gamma}, \gamma = \frac{1}{4}, u \in R,$$

в марковському середовищі, що описується рівномірно ергодичним марковським процесом $x(t), t \geq 0$, у вимірному фазовому просторі станів (X, X) [2], розглянуто нормовану процедуру

$$v^\varepsilon(t) = \sqrt{t/\varepsilon^2} u^\varepsilon(t). \quad (2)$$

В умовах збіжності [3] процедури (1) до точки максимуму функції регресії $C(u, x)$, враховуючи асимптотичні представлення [4] генератора нормованої процедури (2) отримано достатні умови слабкої збіжності

$$v^\varepsilon(t) \Rightarrow \zeta(t), \varepsilon \rightarrow 0,$$

в скінченному інтервалі $0 < t_0 < t < T$, де $\zeta(t)$ - процес Орнштейна – Уленбека.

Література

1. Я.М. Чабанюк, І.М.Подун, У.Т. Хімка Асимптотичне представлення генератора процедури Кіфера-Вольфовиця в схемі усереднення.// Тези наук.конф. проф.-викл. складу Ін-ту прикладної мат. та фонд. наук НУ «ЛП». – Львів.: Видав. «ЛП». С.

2. V. Koroliuk, N. Limnios. Stochastic Systems in Merging Phase Space./ World Scientific Publishing, - 2005. - 330Р.
3. У.Т. Хімка, Я.М. Чабанюк. Збіжність стохастичної оптимізації з марковськими переключеннями.// (PDMU-2009) International Conference. Abstracts. Sxidnizya, April 27-30. Ukraine.-2009. С. 172.
4. У.Т. Хімка, Я.М. Чабанюк. Генератор нормованої процедури стохастичної оптимізації в схемі усереднення.// Тези міжн. конф. до 100-річчя М.М. Боголюбова та 70-річчя М.І.Нагнибіди. – Чернівці. 8-13 червня 2009. С.194-196.

ПРО ОДНУ ОБЕРНЕНУ ЗАДАЧУ ДЛЯ ВИРОДЖЕНИХ ПАРАБОЛІЧНИХ РІВНЯНЬ

Л.Чухрай

Факультет кібернетики

Київський національний університет імені Тараса Шевченка, Україна

I.chukhray@mail.ru

Припускається, що на відріжку $(0, T]$ спостерігаються функції:

$$y_k(t) = \int_0^1 h_k(t, x) u(x, t) dx, \quad k = \overline{1 \dots N}, \quad (1)$$

де $h_k(t, x)$ - неперервна функція по t, x , $k = \overline{1 \dots N}$. $u(x, t)$ - функція, що є класичним розв'язком оберненої параболічної задачі вигляду:
 $\beta(t)u_t = a(t)u_{xx} + f(t), (x, t) \in \Omega_T$ (2) з крайовими умовами

$$u(0, t) = \mu_1(t), t \in (0, T] \quad (3), \quad u(h, t) = \mu_2(t), t \in (0, T], \quad (4)$$

де $\Omega_T = \{(x, t) : 0 < x < h, 0 < t < T\}$, $\beta(t) > 0$, $a(t) > 0$,

$$\lim_{t \rightarrow 0} \frac{\beta(t)}{t^m} = 0, m \geq 1.$$

Користуючись явним представленням розв'язку $u(x, t)$ для задачі (2)-(4):

$$\begin{aligned} u(x, t) = & \int_0^t G_{1\xi}(x, t, h, \tau) \frac{a(\tau)}{\beta(\tau)} \mu_2(\tau) d\tau - \int_0^t G_{1\xi}(x, t, 0, \tau) \frac{a(\tau)}{\beta(\tau)} \mu_1(\tau) d\tau + \\ & + \int_0^t \int_0^h G_1(x, t, \xi, \tau) \frac{f(\tau)}{\beta(\tau)} d\xi d\tau, \end{aligned}$$

де $G_1(x, t, \xi, \tau)$ - функція Гріна першого роду.

$$G_1(x, t, \xi, \tau) = \frac{1}{2\sqrt{\pi(\theta(t) - \theta(\tau))}} \sum_{n=-\infty}^{+\infty} \left[\exp\left(\frac{-(x - \xi + 2nh)^2}{4(\theta(t) - \theta(\tau))}\right) - \exp\left(\frac{-(x - \xi + 2nh)^2}{4(\theta(t) - \theta(\tau))}\right) \right],$$

$$\theta(t) = \int_0^t \frac{a(\tau)}{\beta(\tau)} d\tau.$$

Досліджується функціонал:

$$J(f(t)) = \sum_{k=1}^N \int_0^T (y_k(t) - \int_0^t \tilde{h}_k(s, x) f(s) ds)^2 dt + \alpha^2 \int_0^T f^2(t) dt,$$

$$\text{де } \tilde{h}_k(s, x) = \int_0^1 h_k(t, x) \int_0^h \frac{G_1(x, t, \xi, s)}{\beta(s)} d\xi dx.$$

Для оптимальних значень $\mu_2(t)$ отримуються інтегральні рівняння Фредгольма 2-го роду:

$$\int_0^T (y_k(t) - \int_0^t \tilde{h}_k(s, x) f(s) ds) dt + \alpha^2 \int_0^T f^2(t) dt = 0, \quad k = \overline{1 \dots N},$$

які мають єдиний стійкий розв'язок.

Розглядається також обернена задача (2)-(4) з спостереженнями:

$$y_k = \int_0^1 \tilde{h}_k(t) f(t) dt, \quad k = \overline{1 \dots N}, \quad (5)$$

$$f(t) \text{ шукається у вигляді: } f(t) = \sum_{j=1}^N \tilde{h}_j(t) c_j.$$

Для невідомих c_j одержується система лінійних алгебраїчних рівнянь:

$$\sum_{j=1}^N a_{ij} c_j = y_k, \quad \text{де } a_{ij} = \int_0^1 \tilde{h}_k(t) \tilde{h}_j(t) dt.$$

Література

1. Наконечний О.Г. Оцінювання параметрів в умовах невизначеності // Наукові записки КНУ ім.Т.Г.Шевченка. — 2004.- Том 7:факультет кібернетики. — С.102-112.
2. Наконечний О.Г. Оптимальне керування та оцінювання в

рівняннях із частинними похідними. Навчальний посібник – ВПЦ «Київський університет», 2004.

PUBLIC RELATIONS. МАРКОВСЬКІ МЕТОДИ

Шарапов М.М., Воловода О.В.

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

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: $(\gamma, 1-\gamma)$.

$$\alpha = \alpha(p_2, p_3) = \begin{cases} 1, & \text{якщо } p_2 > p_3 \\ 0, & \text{якщо } p_2 < p_3 \\ 0.5, & \text{якщо } p_2 = p_3 \end{cases} \quad \text{Для В і С аналогічно.}$$

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

$$d_{ij} = p_i + p_j - p_i p_j, \quad k = -p_1 k_1,$$

$$k_1 = p_2^2(1-p_3)d_{13}\beta - p_3^2(1-p_2)d_{12}\gamma + (p_3 - p_2)[p_2 p_3(1-p_1) + p_1],$$

$$b = (d_{12} - \beta p_2)(1-p_3)p_1(1-p_2)d_{13} + (1-p_2)p_3(1-p_1)(1-\gamma)p_1(1-p_3)d_{12} + \\ + d_{12}d_{13}[(1-\beta)p_2(1-\gamma)p_3 + p_1(1-\gamma)p_3(1-p_2)].$$

Література

1. Шарапов М.М. Критерій існування граничного значення степенів стохастичних матриць. *Вісник Київського університету*, серія фіз.-мат. науки, №1, 2006, ст. 223-228.

СВІТОВИЙ БАНК В УКРАЇНІ: ПОДОЛАННЯ КРИЗИ ЗДОРОВ'Я В УКРАЇНІ

Шатирко Д.А.

Інститут менеджменту та фінансів при київському національному
університеті імені Тараса Шевченка

sh_daria@hotmail.com

З огляду на демографічний спад, який супроводжується кризою в охороні здоров'я, Світовий банк в Україні провів дослідження, де Україна порівнюється з такими країнами як Чеська Республіка, Польща, Угорщина, Словенія та інші. Порівняння проводилося за впливом факторів ризикової поведінки, серед яких тютюнопаління, споживання алкоголю, незахищені статеві стосунки, небезпечна поведінка на дорозі, нездорове харчування. Ці фактори є поведінковими – паління складає 12,8% серед причин загальної смертності, вживання алкоголю – 12,3%, небезпечний секс – 1,6%. Тому передчасна смертність та захворюваність може бути попереджена шляхом підтримання здорового способу життя, що можна закласти при формуванні особистості людини, а саме безпосередньо з ранніх років.

За даними дослідження Світового банку в Україні [1] запропонована математична модель динаміки кризи здоров'я в Україні на основі якої побудовано графіки та діаграми, які показують те, що близько половини смертей у віці до 75 років в Україні можна було б запобігти за допомогою належної профілактики та лікування. Зокрема 94% смертей, викликаних головними факторами ризику – тютюнопалінням, зловживанням алкоголем і ризиками безпеки дорожнього руху можна було запобігти за допомогою належної профілактики, 25 % передчасних смертей – за допомогою ефективного лікування, також завдяки лікуванню на ранніх етапах на рівні первинної медичної допомоги можна було б уникнути 80% смертей серед працездатних чоловіків та 30% серед працездатних жінок.

Література

1. Трагедія, якої можна уникнути: Подолання в Україні кризи здоров'я людини. Досвід Європи. – К.: Версо-04 – 2009. – 72 с.

НЕТОЧНІ РІЗНИЦЕВІ МЕТОДИ ПРИ УЗАГАЛЬНЕНИХ УМОВАХ ЛІПШИЦЯ

Шахно С.М.

Львівський національний університет імені Івана Франка

s_shakhno@franko.lviv.ua

Неточний ітераційний процес для розв'язування систем нелінійних рівнянь $F(x)=0$, де $F:D \subseteq R^n \rightarrow R^n$ – нелінійний оператор, має загальний вигляд

$$B_k \Delta_k = -F(x_k) + r_k, \quad \text{де} \quad \frac{\|P_k r_k\|}{\|P_k F(x_k)\|} \leq \eta_k, \quad (1)$$
$$x_{k+1} = x_k + \Delta_k \quad k=0,1,2,\dots,$$

де B_k і P_k – невідроджені матриці для кожного k і η_k – послідовність прискорюючих множників, таких що $0 \leq \eta_k \leq 1$, x_0, x_{-1} – початкові значення. Цей процес є неточний метод Ньютона, якщо $B_k = F'(x)$, неточний метод хорд, якщо $B_k = F(x_k, x_{k-1})$, і неточний метод Стеффенсена, якщо $B_k = F(x_k, \varphi(x_k))$, де через $F(x, y) = I - \varphi(x, y)$ позначено поділену різницю першого порядку оператора $F(x) = x - \varphi(x)$, а I – одиничний оператор. Зауважимо, що неточні методи включають в себе клас ітераційних методів, в яких ітераційний метод використовує наближений розв'язок лінійних систем методів (1).

У праці [1] проведено дослідження неточного методу Ньютона при узагальнених умовах Ліпшиця для оператора похідної першого порядку.

У цій доповіді ми розглядаємо неточні різницеві методи при узагальнених умовах Ліпшиця для поділених різниць першого порядку, де здійснюється контроль зваженої відносної нев'язки на кожній ітерації. Отримані результати мають силу при широко використовуваних гіпотезах на F і збігаються з теорією методів хорд і Стеффенсена у випадку зникнення нев'язки, тобто $\eta_k = 0$ для кожного k . Результати також дають можливість бачити, наскільки великий радіус кулі збіжності.

Література.

1. Chen J., Li W. Convergence behavior of inexact Newton methods under weak Lipschitz condition // J. Comput. Appl. Math. – 2006. – 191. – P. 143–164.

КОМПОЗИЦІЙНО-НОМІНАТИВНІ МОДАЛЬНІ ЛОГІКИ КВАНТОРНО-ЕКВАЦІЙНОГО РІВНЯ

Оксана С. Шкільняк

Київський національний університет імені Тараса Шевченка

me.oksana@gmail.com

Апарат модальних і темпоральних логік є потужним засобом моделювання різноманітних предметних областей та специфікації програм. Можливості композиційно-номінативних логік квазіарних предикатів та модальних логік поєднують композиційно-номінативні модальні логіки (КНМЛ) [1]. В роботі [2] запропоноване спеціальне уточнення поняття композиційно-номінативної модальної системи (КНМС), яке є центральним поняттям КНМЛ, розглянуті семантичні та синтаксичні властивості загальних та темпоральних КНМЛ пропозиційного, реномінативного і кванторного рівнів. В цій доповіді пропонуються і досліджуються КНМЛ кванторно-екваційного рівня. На такому рівні можна порівнювати значення предметних імен за допомогою спеціальних 0-арних композицій – предикатів рівності $=_x$.

КНМС – це об'єкт $M = ((S, R, Pr, C), Fm, I)$. Тут S – множина станів світу, R – множина відношень вигляду $R \subseteq S \times S^n$, Pr – множина предикатів на S , C – множина композицій на Pr , Fm – множина формул мови, I – відображення інтерпретації. Для КНМС номінативних рівнів S – це множина алгебраїчних систем вигляду $\alpha = (A_\alpha, Pr_\alpha)$, Pr_α – множина квазіарних предикатів ${}^V A_\alpha \rightarrow \{T, F\}$. Для *транзиційних* модальних систем (ТМС) R – це відношення $\triangleright$ вигляду $R \subseteq S \times S$. ТМС з базовими модальними композиціями $\Box$ і $\Diamond$ назвемо *загальними*, а з базовими композиціями $\Box\uparrow$, $\Box\downarrow$, $\Diamond\uparrow$, $\Diamond\downarrow$ – *темпоральними*.

Досліджуються семантичні властивості транзиційних модальних логік кванторно-екваційного рівня, зокрема властивості логічного наслідку для множин формул. Для загальних і темпоральних КНМЛ кванторно-екваційного рівня будуються числення секвенційного типу, для таких числень доведені теореми коректності та повноти.

Література

1. Нікітченко М.С., Шкільняк С.С. Композиційно-номінативні модальні логіки. – Проблеми програмування. – 2002, № 1–2.
2. Шкільняк О.С. Композиційно-номінативні модальні та темпоральні логіки: семантичні властивості, секвенційні числення. – Наукові записки НаУКМА. Том 86. Серія: Комп'ютерні науки. – Київ, 2008.

МОДЕЛЮВАННЯ ДИНАМІКИ ІНВЕСТИЦІЙНОГО ПОРТФЕЛЯ

Юнькова О.О.

Київський національний економічний університет ім. В.Гетьмана
O.Yun'kova@gmail.com

Аналіз динамічної моделі формування вартості портфеля акцій [1] вказує на дві важливі властивості, які характеризують ринкову вартість портфеля і полягають у тому, що ця динаміка залежить від очікуваної прибутковості акцій і зміни структури портфеля.

Для наведеної моделі формулюється задача з фіксованим часом, закріпленням лівим кінцем та вільним правим кінцем у разі, коли оптимальність розглядається як мінімум функціонала

$$J = \sum_i x_i r_i(t_1),$$

де $x_i(t)$ – задані величини, які характеризують структуру портфеля. Необхідно побудувати оптимальний процес, що починається у заданій точці x_0 і надає функціоналу

$$\begin{aligned} J &= \sum_i x_i r_i(t_1) = \sum_i x_i (r_i(t_1) - r_i(t_0)) + \sum_i x_i r_i(t_0) = \\ &= \sum_i x_i \int_{t_0}^{t_1} f_i(r(t), u(t)) dt + const = \int_{t_0}^{t_1} \sum_i x_i f_i(r(t), u(t)) dt + const \end{aligned}$$

найменшого значення. Процедура розв'язання даної задачі будується на основі теореми про оптимальність розв'язку задачі оптимального керування із закріпленням часом. Доведено також, що побудова відповідних множин досяжності для моменту t_1 може бути зведена до розв'язання серії задач з мінімізації функціонала $J = (x, r(t_1))$.

Література.

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