

СИСТЕМНІ ДОСЛІДЖЕННЯ ТА ІНФОРМАЦІЙНІ ТЕХНОЛОГІЇ

МІЖНАРОДНИЙ НАУКОВО-ТЕХНІЧНИЙ ЖУРНАЛ

№ 1

2011

ЗАСНОВАНИЙ У ЛИПНІ 2001 р.

РЕДАКЦІЙНА КОЛЕГІЯ:

Головний редактор

М.З. ЗГУРОВСЬКИЙ, акад. НАН України

Заступник головного редактора

Н.Д. ПАНКРАТОВА, проф., д. т. н.

Члени редколегії:

П.І. АНДОН, чл.-кор. НАН України

А.В. АНІСІМОВ, проф., д. ф.-м. н.

В.Г. БОНДАРЕНКО, проф., д. ф.-м. н.

Ж. БОННІН, проф., Франція

Г.-В. ВЕБЕР, проф., Турція

Р. ВОРОНКА, проф., США

С.М. ГРИША, проф., д. т. н.

О.Д. ГВІШАНІ, проф., д. ф.-м. н.,
Росія

В.І. КОСТЮК, проф., д. т. н.

В.М. КУНЦЕВИЧ, акад. НАН України

Г.М. ЛУЦЬКИЙ, проф., д. т. н.

О.С. МАКАРЕНКО, проф., д. ф.-м. н.

О.А. МОЛЧАНОВ, проф., д. т. н.

В.В. ОСТАПЕНКО, проф., д. ф.-м.н.

О.А. ПАВЛОВ, проф., д. т. н.

В.Н. РЕДЬКО, акад. НАН України

Т.Л. СААТІ, проф., США

Л. САКАЛАУСКАС, проф., Литва

І.В. СЕРГІЄНКО, акад. НАН України

В.П. ТАРАСЕНКО, проф., д. т. н.

Я.С. ЯЦКІВ, акад. НАН України

АДРЕСА РЕДАКЦІЇ:

03056, м. Київ,

пр. Перемоги, 37, корп. 35,

Навчально-науковий комплекс

«Інститут прикладного системного аналізу»

НТУУ «КПІ» МОН та НАН України

Тел.: **406-81-44**; Факс: **406-81-44**

E-mail: journal@mmsa.ntu-kpi.kiev.ua

<http://journal.iasa.com.ua>

У номері:

• **Проблеми прийняття рішень і управління в економічних, технічних, екологічних і соціальних системах**

• **Прогресивні інформаційні технології, високопродуктивні комп'ютерні системи**

• **Проблемно і функціонально орієнтовані комп'ютерні системи та мережі**

• **Математичні методи, моделі, проблеми і технології дослідження складних систем**

• **Нові методи в системному аналізі, інформатиці та теорії прийняття рішень**

NATIONAL ACADEMY OF SCIENCES OF UKRAINE
EDUCATIONAL-SCIENTIFIC COMPLEX
«INSTITUTE FOR APPLIED SYSTEM ANALYSIS»
AT THE NATIONAL TECHNICAL UNIVERSITY OF UKRAINE «KPI»
OF MES AND NAS OF UKRAINE

SYSTEM RESEARCH AND INFORMATION TECHNOLOGIES

INTERNATIONAL SCIENTIFIC AND TECHNICAL JOURNAL

№ 1

2011

IT IS FOUNDED IN JULY, 2001

EDITORIAL BOARD:

The editor – in – chief

M.Z. ZGUROVSKY, Academician of
NASU

Deputy editor – in – chief

N.D. PANKRATOVA, Prof., Ukraine

Associate editors:

F.I. ANDON, Correspondent
member of NASU

A.V. ANISIMOV, Prof., Ukraine

V.G. BONDARENKO Prof., Ukraine

Z. BONNIN, Prof., France

S.N. GRISHA, Prof., Ukraine

A.D. GVISHIANI Prof., Russia

V.I. KOSTJUK, Prof., Ukraine

V.M. KUNTHEVICH, Academician of NASU

G.M. LUTSKY, Prof., Ukraine

A.S. MAKARENKO Prof., Ukraine

A.A. MOLCHANOV, Prof., Ukraine

V.V. OSTAPENKO, Prof., Ukraine

A.A. PAVLOV, Prof., Ukraine

V.N. REDKO, Academician of NASU

T.L. SAATY, Prof., USA

L. SAKALAIUSKAS Prof., Lithuania

I.V. SERGIENKO, Academician of NASU

V.P. TARASENKO, Prof., Ukraine

R. VORONKA, Prof., USA

G.-W. WEBER Prof., Turkey

Ya.S. YATSKIV Academician of NASU

THE EDITION ADDRESS:

03056, Kyiv,
av. Peremogy, 37, building 35,
Educational-Scientific Complex
«Institute for Applied System Analysis» at the
National Technical University of Ukraine «KPI»
of MES and NAS of Ukraine
Phone: 406-81-44; Fax: 406-81-44
E-mail: journal@mmsa.ntu-kpi.kiev.ua
<http://journal.iasa.com.ua>

In the issue:

• **Decision making and control in economic, technical, ecological and social systems**

• **Progressive information technologies, high-efficiency computer systems**

• **Problem- and function-oriented computer systems and networks**

• **Mathematical methods, models, problems and technologies for complex systems research**

• **New methods in system analysis, computer science and theory of decision making**

Шановні читачі!

Навчально-науковий комплекс «Інститут прикладного системного аналізу» НТУУ «КПІ» МОН та НАН України видає міжнародний науково-технічний журнал

«СИСТЕМНІ ДОСЛІДЖЕННЯ ТА ІНФОРМАЦІЙНІ ТЕХНОЛОГІЇ».

Журнал публікує роботи теоретичного і прикладного характеру в широкому спектрі проблем, пов'язаних із системними дослідженнями та інформаційними технологіями.

Провідні тематичні розділи журналу:

Теоретичні та прикладні проблеми і методи системного аналізу; теоретичні та прикладні проблеми інформатики; автоматизовані системи управління; прогресивні інформаційні технології, високопродуктивні комп'ютерні системи; проблеми прийняття рішень і управління в економічних, технічних, екологічних і соціальних системах; теоретичні та прикладні проблеми інтелектуальних систем підтримки прийняття рішень; проблемно і функціонально орієнтовані комп'ютерні системи та мережі; методи оптимізації, оптимальне управління і теорія ігор; математичні методи, моделі, проблеми і технології дослідження складних систем; методи аналізу та управління системами в умовах ризику і невизначеності; евристичні методи та алгоритми в системному аналізі та управлінні; нові методи в системному аналізі, інформатиці та теорії прийняття рішень; науково-методичні проблеми в освіті.

Головний редактор журналу — ректор Національного технічного університету України «КПІ», директор Навчально-наукового комплексу «Інститут прикладного системного аналізу» НТУУ «КПІ» МОН та НАН України, академік НАН України Михайло Захарович ЗГУРОВСЬКИЙ.

Журнал «Системні дослідження та інформаційні технології» включено до переліку фахових видань ВАК України.

Статті публікуються українською, російською та англійською мовами.

Журнал можна передплатити. **Наш індекс 23918.** Якщо ви не встигли передплатити журнал, його можна придбати безпосередньо в редакції. Наша адреса: 03056, м. Київ, пр. Перемоги, 37, корп. 35.

Завідуюча редакцією **С.М. Шевченко**

Редактор **А.О. Млечко**

Молодший редактор **В.М. Литвин**

Комп'ютерна верстка та набір **А.А. Патіоха**

Підписано до друку 16.03.2011. Формат 70x108/16.

Папір офс. Офс. друк. Ум. друк. арк. 14. Ціна договірна.

Свідоцтво про реєстрацію КВ № 13804–2778 ІПР від 17.03.2008 р.

Видавництво та поліграфія ВПК «Політехніка»

ВПІ НТУУ «КПІ»

03056, Київ–56, пр. Перемоги, 37, корп. 15

Dear Readers!

The Educational-scientific complex «Institute for applied system analysis» at the National technical university of Ukraine «KPI» of MES and NAS of Ukraine is published of the international scientific and technical journal

«SYSTEM RESEARCH AND INFORMATION TECHNOLOGIES».

The Journal is printing works of a theoretical and applied character on a wide spectrum of problems, connected with system researches and information technologies.

The main thematic sections of the Journal are the following:

Theoretical and applied problems and methods of system analysis; theoretical and applied problems of computer science; automated control systems; progressive information technologies, high-efficiency computer systems; decision making and control in economic, technical, ecological and social systems; theoretical and applied problems of intellectual systems for decision making support; problem- and function-oriented computer systems and networks; methods of optimization, optimum control and theory of games; mathematical methods, models, problems and technologies for complex systems research; methods of system analysis and control in conditions of risk and uncertainty; heuristic methods and algorithms in system analysis and control; new methods in system analysis, computer science and theory of decision making; scientific and methodical problems in education.

The editor-in-chief of the Journal is Rector of the National Technical University of Ukraine «KPI», Director of the Educational-scientific complex «Institute for applied system analysis» at the National technical university of Ukraine «KPI» of MES and NAS of Ukraine, academician of the NASU Michael Zaharovich Zgurovsky.

The articles to be published in the Journal in Ukrainian, Russian and English languages are accepted. Information printed in the Journal is included in the Catalogue of periodicals of Ukraine.

СИСТЕМНІ ДОСЛІДЖЕННЯ ТА ІНФОРМАЦІЙНІ ТЕХНОЛОГІЇ

1 • 2011

ЗМІСТ

ПРОБЛЕМИ ПРИЙНЯТТЯ РІШЕНЬ І УПРАВЛІННЯ В ЕКОНОМІЧНИХ, ТЕХНІЧНИХ, ЕКОЛОГІЧНИХ І СОЦІАЛЬНИХ СИСТЕМАХ	
<i>Маслянко П.П., Землянський Ю.Р., Рябушенко А.В.</i> Системний аналіз методів прогнозування для фінансово-інвестиційної діяльності	7
<i>Кузнєцова Н.В., Бідюк П.І.</i> Інформаційна технологія аналізу фінансових даних на основі інтегрованого методу	22
<i>Песчанский А.И.</i> Календарное техническое обслуживание элементов монотонной системы с учетом их минимального аварийного восстановления	34
ПРОГРЕСИВНІ ІНФОРМАЦІЙНІ ТЕХНОЛОГІЇ, ВИСОКОПРОДУКТИВНІ КОМП'ЮТЕРНІ СИСТЕМИ	
<i>Лопатін О.К.</i> «Alert»-технології, що ґрунтуються на теорії динамічних систем в економічних задачах	50
<i>Гороховатский В.А.</i> Оценка сходства структурных объектов как множеств компонент	57
ПРОБЛЕМНО І ФУНКЦІОНАЛЬНО ОРІЄНТОВАНІ КОМП'ЮТЕРНІ СИСТЕМИ ТА МЕРЕЖІ	
<i>Говорущенко Т.О.</i> Процесс повторного тестування під час експертизи програмного забезпечення	71
<i>Фаттахова М.И.</i> Приближенный анализ моделей моносервисных беспроводных сетей микросотовой структуры	87
<i>Бачинский В.А., Гиоргиева-Гай В.Ш.</i> Выбор протокола динамической маршрутизации в корпоративной IP-сети	99
МАТЕМАТИЧНІ МЕТОДИ, МОДЕЛІ, ПРОБЛЕМИ І ТЕХНОЛОГІЇ ДОСЛІДЖЕННЯ СКЛАДНИХ СИСТЕМ	
<i>Науменко І.Я., Кизима В.І.</i> Ехолокація у хвилеводах за відсутності реперів та апіорних даних про швидкість звуку	111
<i>Алхімова С.М., Яценко В.П.</i> Огляд методу перфузійної комп'ютерної томографії та його застосування в онкології	119
НОВІ МЕТОДИ В СИСТЕМНОМУ АНАЛІЗІ, ІНФОРМАТИЦІ ТА ТЕОРІЇ ПРИЙНЯТТЯ РІШЕНЬ	
<i>Середний С.С.</i> Оценивание вероятности дефолта по кредитным операциям с использованием логистической регрессии и кластерного анализа	126
<i>Переверза Е.В.</i> Сценарный подход в задачах анализа сложных социальных систем	133
Реферати	144
Відомості про авторів	149

SYSTEM RESEARCH AND INFORMATION TECHNOLOGIES

1 • 2011

CONTENTS

DECISION MAKING AND CONTROL IN ECONOMIC, TECHNICAL, ECOLOGICAL AND SOCIAL SYSTEMS	
<i>Maslyanko P.P., Zemlyanskiy Y.R., Riabushenko A.V.</i> System analysis of forecasting methods for financial and investment activities	7
<i>Kuznyetsova N.V., Bidyuk P.I.</i> Information technology for financial data analysis based on the integrated method	22
<i>Peschansky A.I.</i> The calendar maintenance for elements of monotonous system with its minimal emergency restoration	34
PROGRESSIVE INFORMATION TECHNOLOGIES, HIGH-EFFICIENCY COMPUTER SYSTEMS	
<i>Lopatin A.K.</i> «Alert»-technologies, based on the theory of dynamical systems, in the economic problems	50
<i>Gorohovatsky V.A.</i> Estimation of structural objects similarity as sets of component	57
PROBLEM- AND FUNCTION-ORIENTED COMPUTER SYSTEMS AND NETWORKS	
<i>Govorushchenko T.O.</i> Retesting in process of software expert examination (verification and validation) process	71
<i>Fattakhova M.</i> Approximate analysis of models of monoservice wireless networks of microcellular structure	87
<i>Bachinskiy V., Giorgizova-Gay V.</i> Choosing a dynamic routing protocol in the corporate IP network	99
MATHEMATICAL METHODS, MODELS, PROBLEMS AND TECHNOLOGIES FOR COMPLEX SYSTEMS RESEARCH	
<i>Naumenko I.Ia., Kyzyma V.I.</i> Echo sounding in wave guides with out reference and a priori data about acoustic velocity and points	111
<i>Alkhimova S.M., Yatsenko V.P.</i> Overview of perfusion computed tomography method and its application within oncology	119
NEW METHODS IN SYSTEM ANALYSIS, COMPUTER SCIENCE AND THEORY OF DECISION MAKING	
<i>Seredniy S.S.</i> Credit operation's probability of default estimation using logistic regression and cluster analysis	126
<i>Pereverza K.</i> Scenario method for analysis of complex social systems	133
References	144
Information about the authors	149

СИСТЕМНИЙ АНАЛІЗ МЕТОДІВ ПРОГНОЗУВАННЯ ДЛЯ ФІНАНСОВО-ІНВЕСТИЦІЙНОЇ ДІЯЛЬНОСТІ

П.П. МАСЛЯНКО, Ю.Р. ЗЕМЛЯНСЬКИЙ, А.В. РЯБУШЕНКО

Проведено системний аналіз методів прогнозування, що застосовуються у фінансово-інвестиційній діяльності з метою створення компоненти прогнозування системи управління фінансово-інвестиційною діяльністю. Розроблено критерії та методи автоматизованого вибору моделей прогнозування. Запропоновано алгоритм вибору моделі прогнозування, найкращої серед множини можливих згідно із заданими критеріями.

ВСТУП

Прогнозування широко розповсюджене і нині використовується майже в усіх сферах людської діяльності — від прогнозування складських запасів і до прогнозування складних процесів: кліматичних, економічних, техногенних та ін. У роботі розглядається проблема прогнозування котирувань на фінансових ринках, тобто прогнозування часових рядів цін або дохідності акцій на фондовому ринку України.

Для роботи на фондовому ринку України важливим є ефективне прогнозування змін котирувань з метою оптимізації інвестиційного портфеля та управління ризиками. Відсутність прогнозу діяльності ринку може спричинити різке спадання вартості інвестиційних активів, що призведе до банкрутства компанії.

З метою вибору моделі, яка б здійснювала найкращий прогноз за вибраними критеріями, у роботі досліджено властивості фінансового ринку. Спираючись на результати статті [1], проведено аналіз адекватності моделей прогнозування на фондовому ринку України. Як вхідні дані використано щоденні котирування індексу Першої фондової торговельної системи (ПФТС) на час закриття в період із 03.10.1997 р. по 20.07.2009 р.

Однією із систем, яка використовує прогнозування часових рядів для фінансових ринків, є система управління фінансово-інвестиційною діяльністю [2]. Для створення такої системи застосовується компонентний процес розроблення і поділу об'єктів інформатизації за загальносистемними ознаками [3]. Система містить компоненту «прогнозування», яка і відповідає за прогнозування показників фінансового ринку [4].

Оскільки такі системи мають прогнозувати велику кількість фінансових часових рядів і процесів, прогнозування повинно виконуватись в автоматич-

ному режимі, що є однією з проблем під час створення системи прогнозування. Тому необхідно чітко сформулювати формалізований алгоритм вибору адекватних методів прогнозування.

Авторами запропоновано один із алгоритмів вибору моделі прогнозування фінансових часових рядів, який може бути використано для проектування компоненти прогнозування системи управління фінансово-інвестиційною діяльністю.

ПОСТАНОВКА ЗАДАЧІ

Мета роботи — проаналізувати наявні методи прогнозування та доцільність їх використання на українському фінансовому ринку для створення компоненти прогнозування системи управління фінансово-інвестиційною діяльністю; розробити критерії та методи автоматизованого вибору методів прогнозування.

Об'єкт дослідження — процеси прогнозування та множина моделей прогнозування фінансових часових рядів для фінансово-інвестиційної діяльності.

Предмет дослідження — структурне і динамічне представлення моделей прогнозування для фінансово-інвестиційної діяльності та методи оцінювання точності прогнозу.

ПРИНЦИПИ СИСТЕМНОГО АНАЛІЗУ МЕТОДІВ ПРОГНОЗУВАННЯ

Методи прогнозування утворюють клас моделей із визначеними властивостями та операціями. Визначення множини моделей для створення систем прогнозування в умовах невизначеності, ризиків та конфліктності інтересів потребує системного підходу і вивчення міждисциплінарної взаємодії у будь-яких сферах діяльності людини [5].

Під поняттям «система прогнозування» розуміється множина моделей прогнозування та співвідношень між ними, що є необхідною і достатньою для ефективного прогнозування поведінки часових рядів у фінансово-інвестиційній діяльності [3].

Система прогнозування вважається заданою лише тоді, коли задано специфікацію системи прогнозування.

На системному рівні специфікація системи прогнозування може бути задана діаграмами керування, структурного представлення та динамічного представлення системи.

В основу створення специфікації системи прогнозування часових рядів фінансово-інвестиційної діяльності покладено такі принципи:

- 1) принцип системної спорідненості — здатність моделей прогнозування надати реалізацію забезпечених і затребуваних інтерфейсів у інформаційно-комунікаційній системі із заданою специфікацією;
- 2) принцип динамічної ієрархії — вибір та адаптивна зміна послідовності застосування методів прогнозування залежно від зміни умов проведення прогнозування чи вимог до оцінювання точності прогнозу;
- 3) принцип максимальної ефективності застосування моделей прогнозування для конкретної предметної області.

ОГЛЯД МЕТОДІВ ПРОГНОЗУВАННЯ ДЛЯ ФІНАНСОВО-ІНВЕСТИЦІЙНОЇ ДІЯЛЬНОСТІ

Метод Хольта і Брауна

У середині ХХ ст. Хольт запропонував удосконалений метод експоненціального згладжування (метод двопараметричного експоненціального згладжування) [6]. У такому алгоритмі значення рівня і тренду експоненційно згладжуються, однак параметри згладжування в них різні:

$$\begin{cases} \Omega_t = \alpha Y_t + (1 - \alpha)(\Omega_{t-1} - T_{t-1}), \\ T_t = \beta(\Omega_t - \Omega_{t-1}) + (1 - \beta)T_{t-1}, \\ \hat{Y}_{t+p} = \Omega_t + pT_t, \end{cases} \quad (1)$$

де Y_t — часовий ряд; \hat{Y}_{t+p} — прогноз на p кроків уперед; Ω_t — прогноз, відфільтрований від тренду; T_t — параметр лінійного тренду; α та β — коефіцієнти, які визначають чутливість моделі.

Перше рівняння системи (1) відфільтровує тренд від часового ряду Y_t . Друге рівняння слугує для оцінки тренду, а третє — використовується для визначення прогнозу на p кроків уперед.

Сталі згладжування α та β у методі Хольта відіграють ту ж роль, що і стала в простому експоненціальному згладжуванні. Підбираються вони шляхом перебору з певним кроком. Можна використовувати і менш складні, в контексті кількості підрахунків, алгоритми. Головне, що завжди можна підібрати таку пару параметрів, яка дає найвищу точність на тестовому наборі, а потім використовувати цю пару параметрів при реальному прогнозуванні. Окремим випадком метода Хольта є метод Брауна, коли $\alpha = \beta$ [7].

Метод Вінтерса

Описаний вище метод Хольта не враховує сезонні коливання під час прогнозування. Існує розширення методу Хольта до трьохпараметричного експоненціального згладжування — це метод Вінтерса [8]. Система враховує сезонні коливання в даних. Система рівнянь, що описує метод Вінтерса, має такий вигляд:

$$\begin{cases} \Omega_t = \alpha \frac{Y_t}{S_{t-s}} + (1 - \alpha)(\Omega_{t-1} - T_{t-1}), \\ T_t = \beta(\Omega_t - \Omega_{t-1}) + (1 - \beta)T_{t-1}, \\ S_t = \gamma \frac{Y_t}{\Omega_t} + (1 - \gamma)S_{t-s}, \\ \hat{Y}_{t+p} = (\Omega_t + pT_t)S_{t-s+p}. \end{cases} \quad (2)$$

Параметри системи (2) ті самі, що і в (1), тільки дріб у першому рівнянні слугує для виключення фактора сезонності, який визначається третім рівнянням. Відповідно, S_t — параметр сезонності, γ — коефіцієнт моделі

для сезонних коливань. Після виключення сезонності алгоритм працює з «чистими» даними, в яких відсутні сезонні коливання. Сезонний фактор враховується в останньому рівнянні, коли чистий прогноз, підрахований майже повністю за методом Хольта, множиться на сезонний коефіцієнт.

Методи AR, MA, ARIMA

Тепер розглянемо групу методів прогнозування часових рядів — авторегресійне інтегроване ковзне середнє (autoregressive integrated moving average (ARIMA)), що зараз широко використовується [9]. До цієї групи належать дві більш прості моделі часових рядів — модель авторегресії (autoregressive (AR)) (3) і модель із ковзним середнім (moving average (MA)) (4):

$$X_t = c + \sum_{i=1}^p \varphi_i X_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (3)$$

$$X_t = \mu + \varepsilon_t + \sum_{i=1}^q \theta_i \varepsilon_{t-i}, \quad (4)$$

де θ_i та φ_i — параметри моделей; c — константа; ε_t — білий шум; μ — математичне сподівання X_t .

AR і MA поєднуються в одну загальну модель авторегресії з ковзним середнім (autoregressive moving average (ARMA)):

$$X_t = c + \varepsilon_t + \sum_{i=1}^p \varphi_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^q \theta_i \varepsilon_{t-i}.$$

Подальше розширення моделі ARMA призвело до виникнення моделі ARIMA:

$$X_t = c + \varepsilon_t + \sum_{i=1}^p \varphi_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^q \theta_i \varepsilon_{t-i} + \sum_{i=1}^q \gamma_i u_{t-i}$$

та похідних від неї [10–12].

Однією з модифікацій ARIMA є autoregressive fractionally integrated moving average (ARFIMA). У ній параметр d не обов'язково має бути цілим числом. Це досягається тим, що замість лагового оператора L вводиться зворотній оператор B .

Якщо в моделі ARIMA $B^k X_t = X_{t-k}$, то в ARFIMA використовується такий біноміальний розподіл для забезпечення дробового параметра d :

$$(1-B)^d = \sum_{k=0}^{\infty} \binom{d}{k} (-B)^k = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\prod_{a=0}^{k-1} (d-a)(-B)^k}{k!} = 1 - dB + \frac{d(d-1)}{2} B^2 - \dots$$

Загальна форма моделі ARFIMA має такий вигляд:

$$\left(1 - \sum_{i=1}^p \varphi_i B^i\right) (1-B)^d X_t = \left(1 + \sum_{i=1}^q \theta_i B^i\right) \varepsilon_t,$$

де оператор різниці d може мати дробові значення.

Методи ARCH та GARCH

Модель авторегресії умовної гетероскедастичності (autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)) узагальнює моделі AR через додаткове врахування гетероскедастичності часового ряду.

Нехай x_t — гетероскедастичний процес, тоді модель ARCH (q) визначається так:

$$\begin{cases} x_t = \sigma_t \varepsilon_t, \\ \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q x_{t-q}^2, \end{cases}$$

де $\varepsilon_t \sim N(0,1)$, $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \geq 0$, $i > 0$.

Модель ARCH(q) може бути оцінена із використанням методу найменших квадратів. Для оцінювання лага ARCH використовують тест множників Лагранжа, запропонований Робертом Інглом [13].

Узагальненою моделлю ARCH є узагальнена авторегресійна модель умовної гетероскедастичності (generalized autoregressive conditional heteroskedasticity (GARCH)), запропонована Боллерслевом (Bollerslev) у 1986 р. [14]. Модель GARCH (p, q) має такий вигляд:

$$\begin{cases} x_t = \sigma_t \varepsilon_t, \\ \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q x_{t-q}^2 + \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \beta_p \varepsilon_{t-p}^2, \end{cases}$$

де p — порядок для GARCH елемента σ^2 , а q — порядок елемента ε^2 моделі ARCH.

До цього ж класу моделей можна віднести і похідні моделі, такі, як нелінійна узагальнена авторегресійна модель умовної гетероскедастичності (nonlinear generalized autoregressive conditional heteroskedasticity (NGARCH)), експоненційна узагальнена авторегресійна модель умовної гетероскедастичності (exponential generalizes autoregressive conditional heteroskedasticity — EGARCH), частково інтегрована узагальнена авторегресійна модель умовної гетероскедастичності (fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity — FIGARCH) та ін. [15].

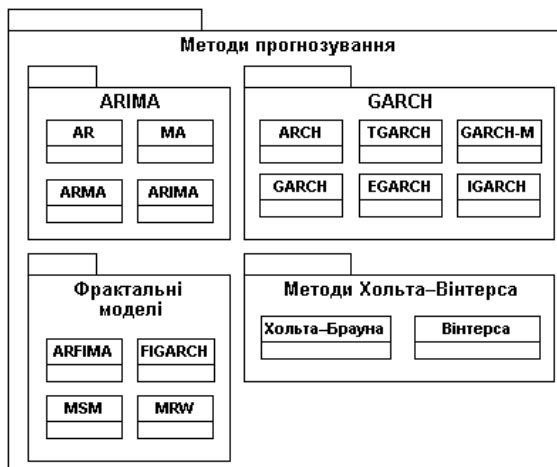


Рис. 1. Методи прогнозування. Діаграма класів у нотатції UML

На рис. 1 зображено розглянуті методи прогнозування, які широко використовуються для прогнозування фінансових даних. Також останні дослідження [16, 17] свідчать про наявність фрактальних властивостей котировань на фінансових ринках розвинених країн, тому широке застосування отримали такі моделі, як ARFIMA та FIGARCH. Великий інтерес становлять нові методи: мультифрактальне випадкове блукання (multifractal random

walk (MRW)) [18] і мультифрактальне перемикання Маркова (Markov-Switching Multifractal model (MSM)) [19]. Під час прогнозування на українському ринку вони також можуть ефективно застосовуватися, але для цього доцільно буде спочатку провести дослідження індексу ПФТС (перша фондова торгівельна система) на самоподібність.

ОБҐРУНТУВАННЯ ВИБОРУ МОДЕЛІ ПРОГНОЗУВАННЯ ДЛЯ УКРАЇНСЬКОГО ФОНДОВОГО РИНКУ

Серед описаних вищих моделей необхідно вибрати модель, яка б надавала найточніший прогноз за вибраними критеріями для українського фондового ринку. Для цього автори пропонують провести статистичний аналіз дохідності та волатильності індексу ПФТС.

З аналізом основних статистичних характеристик дохідності та волатильності фондового ринку України (а саме — індексу ПФТС) можна ознайомитися в [1]. У цій роботі увага зосереджена на додатковому виявленні фрактальних властивостей.

Для дослідження значень дохідності індексу ПФТС на самоподібність застосовуємо такий метод, як аналіз детрендованих флуктуацій (Detrended Fluctuation Analysis (DFA)) та показник Херста [20]. Для дослідження було використано дані за період з 03.10.1997 р. по 20.07.2009 р., довжина ряду — 2840 спостережень (рис. 2). Ряд є набір щоденних неперервно нарахованих дохідностей на час закриття індексу ПФТС. Дохідність розраховується за формулою:

$$R = \ln P_t - \ln P_{t-1},$$

де R — дохідність, P_t — значення індексу ПФТС у точці t .

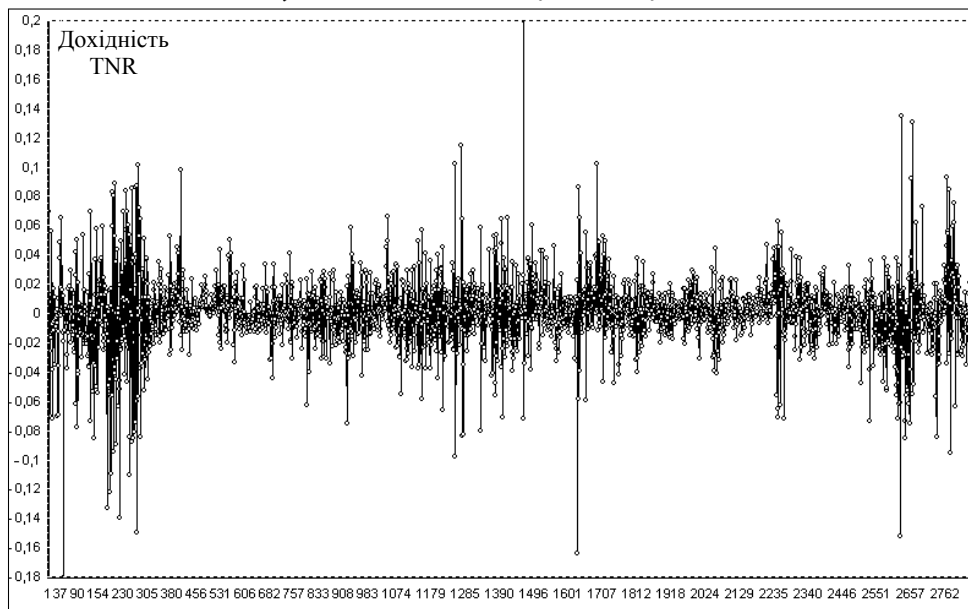


Рис. 2. Дохідність ПФТС за період із 03.10.1997 р. по 20.07.2009 р.

Показник Херста (H) характеризує відношення сили тренду (детермінований фактор) до рівня шуму (випадковий фактор) і є величиною безпо-

середньо пов'язаною з фрактальною розмірністю. Показник Херста може коливатися в діапазоні від 0 до 1. Якщо $H = 0,5$, то часовий ряд є білим шумом. Якщо $H < 0,5$ — ряд антикорельований, якщо $H > 0,5$ — ряд корельований.

Оцінку показника Херста показано на рис. 3. Обчислення показника проведені для значення періоду $N/2$ точок, де N — довжина ряду.

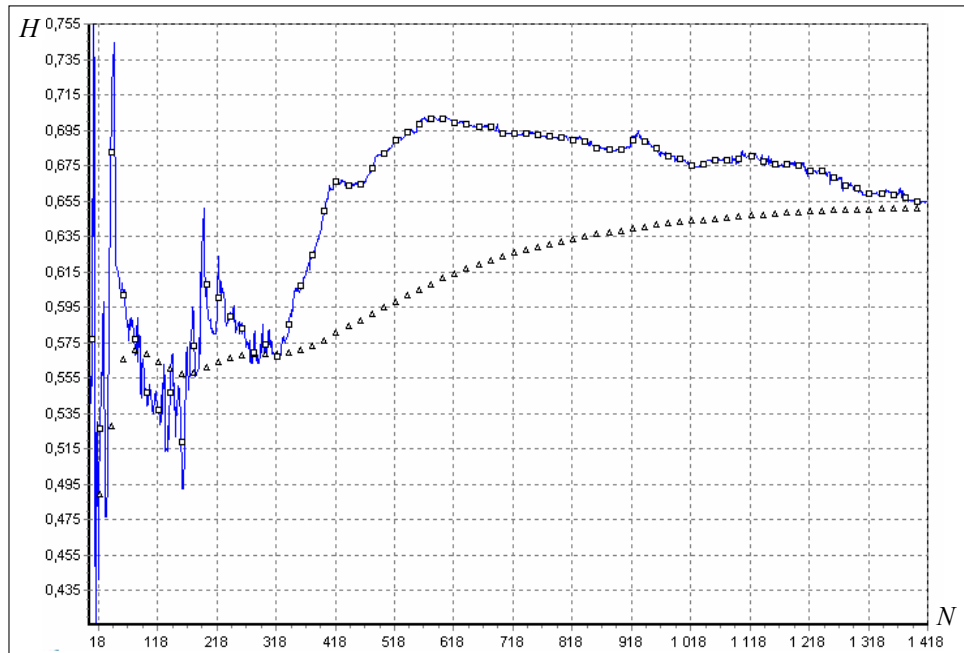


Рис. 3. Показник Херста (неперервна крива), графік усереднення (крива позначена символом Δ), графік усереднення з вікном радіусом 5 (крива позначена символом \square)

Таблиця. Значення показника Херста

Параметр	Значення
Показник Херста (H)	0,655
Усереднена значення H з вікном усереднення $r = 5$	0,655
Усереднене значення H	0,651

Нами запропоновано використати один із універсальних підходів до виявлення самоподібності — метод DFA. Цей метод є варіантом дисперсійного аналізу, який дає можливість досліджувати ефекти довгих кореляцій у нестационарних рядах. Алгоритм ґрунтується на аналізі залежності середньоквадратичної похибки лінійної апроксимації від розміру апроксимуючої ділянки.

За цим алгоритмом спочатку виконується зведення даних ряду до нульового середнього, вираховуванням значення $\langle \xi \rangle$ із часового ряду ξ_i і побудови моделі випадкового блукання:

$$y(k) = \sum_{i=1}^k [\xi_i - \langle \xi \rangle].$$

Далі ряд значень $y(k)$, $k = 1, \dots, N$ розбивається на відрізки довжиною n , що не перетинаються, і в межах кожного з яких визначається рівняння прямої, апроксимуючої послідовність $y(k)$. Потім вираховується середньоквадратична похибка лінійної апроксимації $F(n)$ для кожного значення n :

$$F(n) = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{k=1}^N (y(k) - y_n)^2}.$$

Вважається, що залежність $F(n)$ часто має степеневий характер $F(n) \sim n^\alpha$, а наявність лінійної ділянки у подвійному логарифмічному масштабі дає змогу говорити про існування скейлінгу. На практиці α (скейлінгова експонента методу DFA) може бути різною для різних n , що свідчить про зміну властивостей скейлінгу при збільшенні масштабу. У такій ситуації буде доцільним провести аналіз локальних показників α . При класичному випадковому блуканні $\alpha = 0,5$. Якщо $\alpha > 0,5$ — прирости скорельовані позитивно, при $\alpha < 0,5$ — прирости антикорельовані.

Методом DFA (рис. 4) оцінено значення $\alpha = 0,645992$, яке визначається кутом нахилу апроксимуючої прямої на рис. 3. Оцінене значення α майже не відрізняється від отриманого показника Херста.

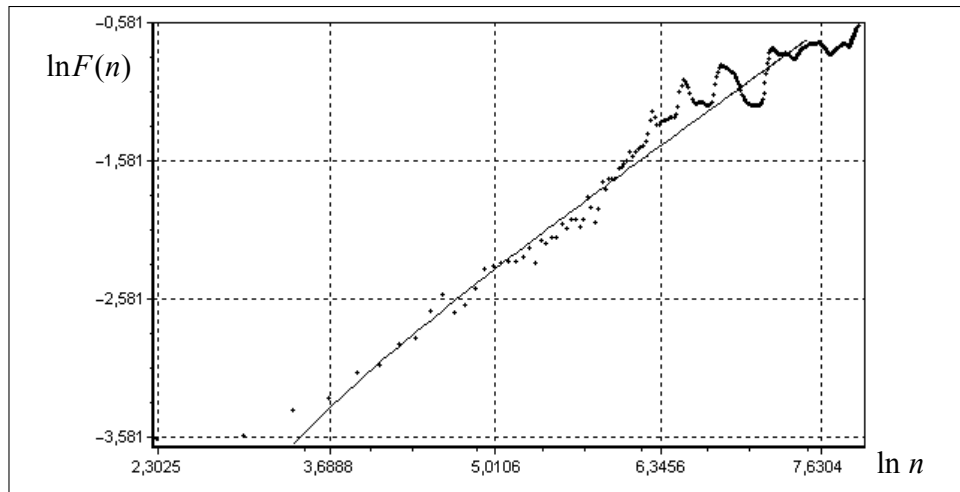


Рис. 4. Графік залежності $\ln F(n)$ від $\ln n$ — крива (позначена символом +) та лінійна апроксимація кривої (неперервна лінія)

При локальному аналізі показників α для різних значень n (рис. 5) на малих періодах (при $\ln n < 6,56$) спостерігається значення $\alpha = 0,787665$. Це свідчить про наявність кореляції, що є характерним для фінансових даних. А при збільшенні періоду (при $\ln n > 6,56$) $\alpha = 0,371542$. Це свідчить про наявність антикореляції у фінансових даних і пояснюється тим, що на ринку діють стабілізуючі механізми. Точка перегину становить $\ln n = 6,56$, $n \approx 710$. Для отриманих даних це свідчить про те, що період стабілізації становить приблизно два роки.

Проведений аналіз дохідності індексу ПФТС на самоподібність за допомогою показника Херста та методу DFA свідчить про наявність фракталь-

них властивостей у часовому ряді ПФТС. Тому варто використовувати моделі прогнозування на фондовому ринку України, які можуть врахувати фрактальні властивості, такі, як MRW, MSM.

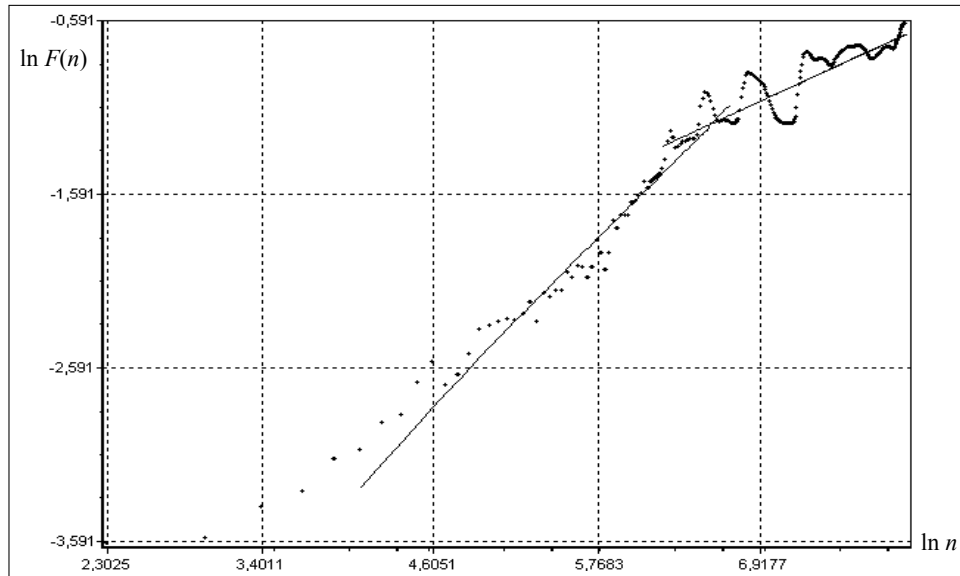


Рис. 5. Дослідження локальних показників скейлінгової експоненти методу DFA α , при різних значеннях періоду n

АЛГОРИТМ ВИБОРУ МОДЕЛІ ПРОГНОЗУВАННЯ

Для створення самодостатньої автоматизованої системи прогнозування на фондовому ринку одних моделей прогнозування недостатньо. Не існує універсальних моделей, які дають найкращий прогноз у всіх випадках.

Тому необхідно також розробити загальний алгоритм вибору моделі прогнозування [21], який би вирішував такі задачі:

- визначення типу статистичного процесу до якого належить часовий ряд із метою відбору моделей, що здатні прогнозувати цей тип процесу;
- визначення необхідності проведення фільтрації та попередньої обробки вхідного часового ряду;
- визначення особливостей часового ряду, наприклад, гетероскедастичність, самоподібність та інші, для того, щоб звузити коло потенційних моделей;
- визначення способу калібрації відібраної моделі;
- порівняння точності прогнозування з іншими моделями.

Для створення алгоритму вибору моделі прогнозування, яка б виконувала найкращий прогноз за вибраними критеріями, застосовується велика кількість найрізноманітніших методів прогнозування, калібрації, оцінки точності прогнозу тощо. Тому, доцільно провести системний аналіз математичних методів прогнозування.

Результат дослідження зображено на рис. 6 в нотації UML. На діаграмі пакетів методи розбито на класи згідно з етапами алгоритму вибору моделі прогнозування.

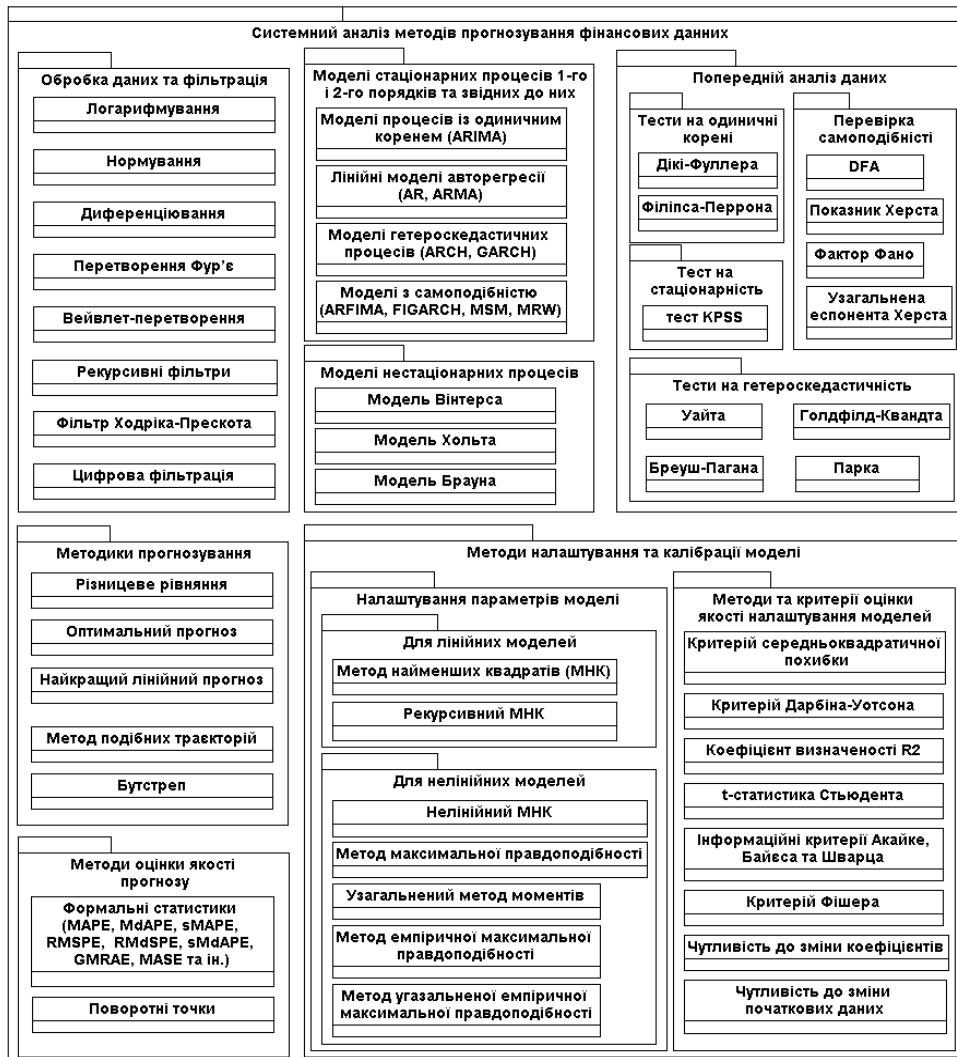


Рис. 6. Системний аналіз методів прогнозування. Діаграма пакетів у нотації UML

Алгоритм вибору моделі прогнозування складається з п'яти етапів (рис. 7).

Перший етап. Аналіз часового ряду. На цьому етапі необхідно визначити статистичний процес, який найкраще описує часовий ряд. Для цього використовуються такі тести:

- тест KPSS (Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin) на стаціонарність [22];
- тест Дікі–Фуллера на одиничні корені [23, 24];
- тест Філіпса–Персона на одиничні корені [25];
- тести на гетероскедастичність (White test, Breusch–Pagan test, Goldfeld–Quandt test, Park test);
- тести на самоподібність (DFA та ін.).

Статистичним тестуванням встановлюється наявність стаціонарності часового ряду. При нестационарному процесі також необхідно визначити тип тренду часового ряду.

Моделі – кандидати на опис стаціонарних часових рядів:

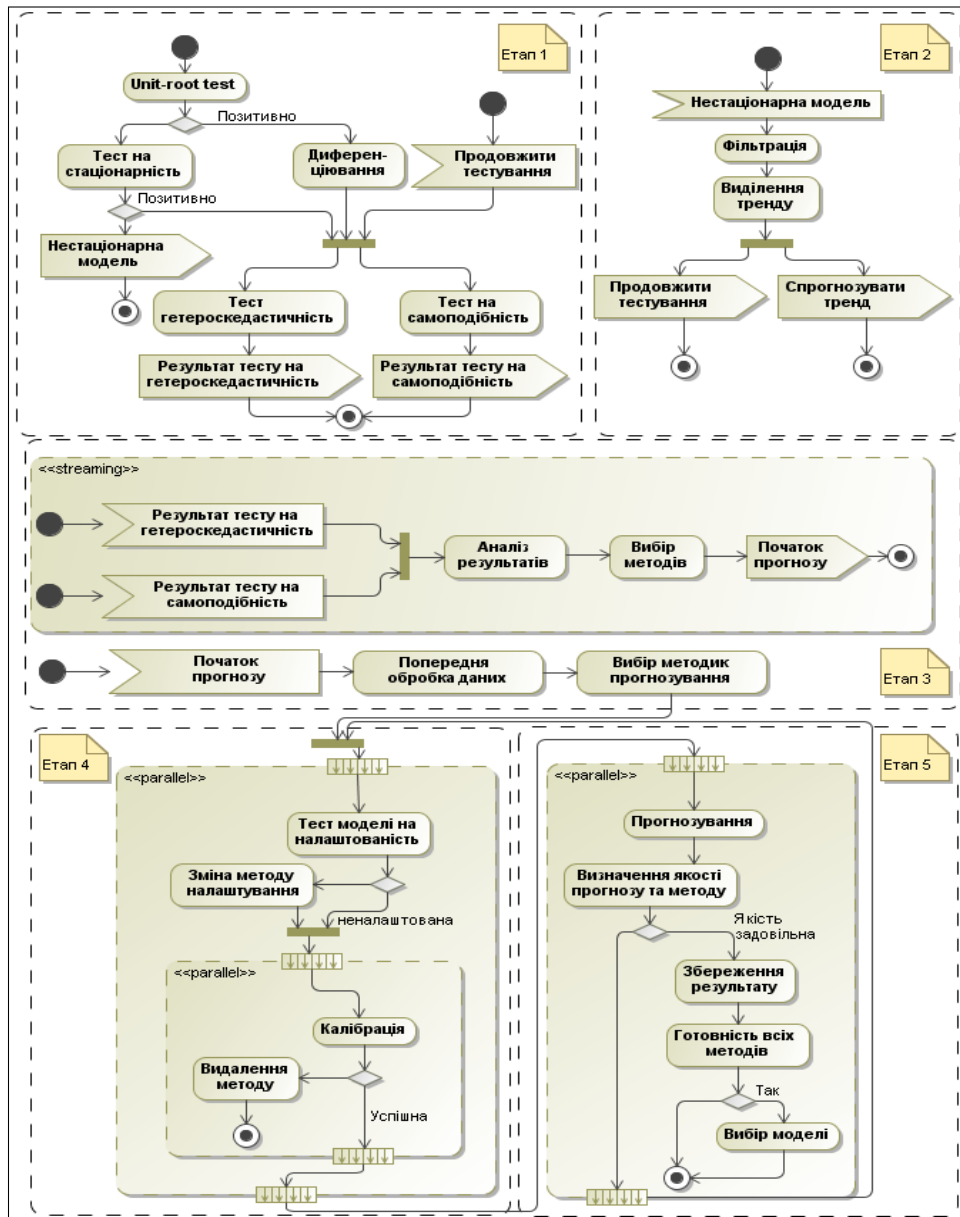


Рис. 7. Алгоритм вибору моделі прогнозування. Діаграма діяльності в нотатції UML

- лінійні моделі авторегресії (AR, ARMA) для стаціонарних рядів порядку 2;
- моделі для процесів із одиничними коренями класу ARIMA;
- ARFIMA у випадку самоподібності та для стаціонарних рядів порядку 2 [26];
- ARCH та GARCH у разі знаходження гетероскедастичності [12] для стаціонарних рядів порядку 1;
- FIGARCH у випадку самоподібності [27] для стаціонарних рядів порядку 1;
- MSM у разі самоподібності [19] для стаціонарних рядів порядку 1;

- MRW у випадку самоподібності [18] для стаціонарних рядів порядку 1.

У випадку нестационарного часового ряду, ряд розкладають шляхом фільтрації на дві компоненти — тренд і стаціонарний випадковий процес порядку 1. Кожна з компонент моделюється окремо із застосуванням різних математичних моделей. Для стаціонарного випадкового процесу порядку 1 підходять моделі AR, ARMA, GARCH та ін.

Моделі – кандидати на опис тренду часового ряду:

- методи розпізнавання образів;
- нейронні мережі;
- суперпозиція декількох випадкових процесів;
- інші моделі для процесів із трендом.

Другий етап. Методи попередньої обробки та фільтрації вхідних даних:

- логарифмування;
- нормування;
- диференціювання;
- пряме та зворотне перетворення Фур'є;
- вейвлет-перетворення;
- рекурсивні фільтри (фільтр Калмана та ін.) [28];
- фільтр Ходріка–Прескота (Hodrick–Prescott) [29];
- цифрова фільтрація.

Третій етап. Вибір методики прогнозування для вибраної моделі. Методики обчислення прогнозу за моделлю прогнозування можуть бути різними й істотно змінюватися від процесу до процесу. Кожен підхід має свої переваги та недоліки. Оптимальний прогноз вирізняється найвищою точністю, але для його підрахунку необхідні умовні ймовірності та умовні математичні сподівання, які не завжди можна оцінити, тому часто доводиться використовувати неоптимальні методи, такі, як найкращий лінійний прогноз і метод подібних траєкторій.

Застосовуються такі методи: на основі різницевого рівняння [30, 31], оптимальний прогноз із використанням умовної ймовірності, найкращий лінійний прогноз (BLF — Best linear forecast), метод подібних траєкторій, бутстреп [32].

Четвертий етап. Налаштування або калібрація моделі та перевірка якості налаштування.

Методи налаштування параметрів моделі:

- для лінійних рівнянь і таких, що зводяться до лінійних: метод найменших квадратів або рекурсивний метод найменших квадратів;
- для нелінійних: нелінійний метод найменших квадратів, метод максимальної правдоподібності [33], узагальнений метод моментів, метод емпіричної максимальної правдоподібності [34], метод узагальненої емпіричної максимальної правдоподібності [35, 36].

Методи та критерії оцінки якості налаштування моделей:

- критерій середньоквадратичної похибки;
- критерій Дарбіна–Уотсона — перевірка на корельованість похибок;
- коефіцієнт визначеності R^2 ;

- t -статистика Стьюдента для перевірки значущості параметрів;
- інформаційні критерії Акайке, Байеса та Шварца;
- критерій Фішера для перевірки адекватності моделі в цілому;
- чутливість до зміни коефіцієнтів;
- чутливість до зміни початкових даних.

П'ятий етап. Завершальний. На цьому етапі оцінюють точність прогнозу та порівнюють її з точністю в інших моделях. Спираючись на отримані результати, приймається остаточне рішення — яка з моделей найбільш адекватна і дає найточніший прогноз за вибраним критерієм. При цьому використовують такі характеристики:

1. Формальні статистики [37]:

- середня абсолютна відсоткова похибка (mean absolute percentage error (MAPE));
- медіальна абсолютна відсоткова похибка (median absolute percentage error (MdAPE));
- симетрична середня відсоткова похибка (symmetric mean absolute percentage error (sMAPE));
- середньоквадратична відсоткова похибка (root mean square percentage error (RMSPE));
- середньоквадратична медіальна відсоткова похибка (root median square percentage error (RMdSPE));
- симетрична медіальна абсолютна відсоткова похибка (symmetric median absolute percentage error (sMdAPE));
- геометрична середня відносна абсолютна похибка (geometric mean relative absolute error (GMRAE));
- середня абсолютна масштабована похибка (mean absolute scaled error (MASE)) та ін.

2. Поворотні точки (точки перегину).

На рис. 7 зображено модель вибору моделі прогнозування. Діаграма діяльності відображає динамічне представлення алгоритму і, разом із статичним представленням на рис. 6, дає необхідний і достатній опис алгоритму вибору моделі прогнозування в системі фінансово-інвестиційної діяльності.

ВИСНОВКИ

У роботі проведено системний аналіз існуючих методів прогнозування для фінансово-інвестиційної діяльності. Методи прогнозування, розбито на три основні групи. До першої групи ми віднесли методи Хольта, Брауна, Вінтерса. До другої групи — моделі утворені за допомогою використання AR та моделі MA. До третьої групи — моделі для гетероскедастичних процесів ARCH і GARCH. Також було розглянуто моделі, які дозволяють враховувати фрактальні властивості часових рядів, такі, як: ARFIMA, FIGARCH, MSM, MRW.

З метою дослідження адекватності розглянутих моделей на українському фондовому ринку було виконано дослідження дохідності індексу ПФТС на самоподібність. У результаті аналізу наявності фрактальних властивостей показником Херста та за допомогою методу DFA було виявлено,

що дохідність індексу ПФТС має ознаки самоподібності. Проведений аналіз довів раціональність використання фрактальних моделей прогнозування. Під час дослідження локальних показників скейлінгової експоненти DFA (α), доведено, що за малих періодах (при $\ln n < 6,56$) спостерігається кореляція спостережень часового ряду ($\alpha = 0,787665$), а при збільшенні періоду ($\ln n > 6,56$) — наявність антикореляції ($\alpha = 0,371542$), яке пояснюється тим, що на ринку діють механізми, які призначені стабілізувати його. Точка перегину становить $\ln n = 6,56$, $n \approx 710$. Це свідчить про те, що період стабілізації становить два роки, що є досить великим періодом для стабілізації ринку. Такий довгий період може бути зумовлений нестабільною поведінкою індексу ПФТС і відносно малим періодом існування самого індексу ПФТС.

Варто зазначити, що індекс ПФТС потребує подальших більш докладних досліджень. Одним із методів подальшого дослідження може бути метод максимумів вейвлет–перетворення.

У роботі запропоновано алгоритм вибору моделі прогнозування, який дає найточніший прогноз за вибраними критеріями для різних фінансових часових рядів. Він використовується для створення автоматизованого процесу вибору моделі прогнозування і проектування компоненти прогнозування в системі управління фінансово-інвестиційною діяльністю.

ЛІТЕРАТУРА

1. Масляно П.П., Рябушенко А.В. Створення компонента стратегічного планування системи управління фінансово-інвестиційною діяльністю // Наукові вісті НТУУ «КПІ». — 2009. — № 4. — С. 53–65.
2. Масляно П.П., Рябушенко А.В. Компонентна модель інформаційно-аналітичної системи і генетичний алгоритм формування оптимального портфеля акцій // Наукові вісті НТУУ «КПІ». — 2009. — № 1. — С. 36–46.
3. Масляно П.П. Системне проектування процесів інформатизації // Наукові вісті НТУУ «КПІ». — 2008. — № 1. — С. 28–36.
4. Масляно П.П., Землянський Ю.Р. Компонентна модель системи прогнозування // Системний аналіз та інформаційні технології: Матер. XII міжнар. наук.-техн. конф. SAIT 2010, 25–29 квітня 2010. — Київ: ННК «ІПСА» НТУУ «КПІ», 2010. — С. 459.
5. Згуровський М.З., Панкратова Н.Д. Системний аналіз: проблеми, методологія, застосування. — Київ: Наук. думка, 2005. — 744 с.
6. Holt C.C. Forecasting trends and seasonals by exponentially weighted moving averages // International Journal of Forecasting. — 2004. — 20. — № 1. — P. 5–10.
7. Brown R.G., Meyer R.F. The fundamental theorem of exponential smoothing // Operations Research. — 1961. — 9. — № 5. — P. 673–687.
8. Winters P.R. Forecasting sales by exponentially weighted moving averages // Management Science. — 1960. — 6. — № 3. — P. 324–342.
9. Бідюк П.І., Меньяйленко О.С., Половцев О.В. Методи прогнозування. Т.1 // Луганськ: Альма-матер, 2008. — 301 с.
10. Box G., Jenkins G.M., Reinsel G.C.I. Time Series Analysis: Forecasting and Control, third edition. Englewood Cliffs. — San Francisco: Prentice-Hall. — 1994. — 592 p.
11. Granger C., Joyeux R. An introduction to long memory time series models and fractional differencing // Journal of Time Series Analysis. — 1980. — № 1. — P. 15–39.
12. Hosking J. Fractional differencing // Biometrika. — 1981. — № 68. — P. 165–176.

13. Engle R. Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of Variance of United Kingdom Inflation // *Econometrica*. — 1982. — № 50. — P. 987–1008.
14. Bollerslev T. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity // *Journal of Econometrics*. — 1986. — № 31. — P. 307–327.
15. Baillie R.T., Bollerslev T., Mikkelsen H.O. Fractionally intergrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity // *Ibid.* — 1996. — № 74. — P. 3–30.
16. Peters E.E. *Chaos and Order in the Capital Markets*, second edition // Wiley. — 1996. — 302 p.
17. Peters E.E. *Fractal market analysis: applying chaos theory to investment and economics* // Wiley. — 1994. — 336 p.
18. Bacry E., Delour J., Muzy J.F. Multifractal random walks // *Physical Review Letters*. — 2001. — **64**. — № 2. — 4 p.
19. Bacry E., Muzy J.F. Log-infinitely divisible multifractal process // *Communications in Mathematical Physics*. — 2003. — **236**. — P. 449–475.
20. Peng C.K., Buldyrew S.V., Havlin S. et al. Mosaic organization of DNA nucleotides // *Physical Review Letters*. — 1994. — № 49. — P. 1691–1695.
21. Афанасьєва І.В., Бідюк П.І., Поворознюк А.Н. Особливості проектування і реалізації СППР при прогнозуванні фінансово-економічних процесів // *Наукові вісті НТУУ «КПІ»*. — 2008. — № 2. — С. 97–106.
22. Kwiatkowski D., Phillips P.C.B., Schmidt P., Shin Y. Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root // *Journal of Econometrics*. — 1992. — № 54. — P. 159–178.
23. Said E., Dickey D. Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order // *Biometrika*. — 1984. — № 71. — P. 599–607.
24. Dickey D.A., Fuller W.A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root // *Journal of the American Statistical Association*. — 1979. — № 74. — P. 427–431.
25. Phillips P.C.B., Perron P. Testing for a Unit Root in Time Series Regression // *Biometrika*. — 1988. — № 75. — P. 335–346.
26. Hosking J.R.M. Fractional differencing // *Biometrika*. — 1981. — **1**. — № 68(1). — P. 165–176.
27. Baillie R.T., Bollerslev T., Mikkelsen H.O. Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity // *Journal of Econometrics*. — 1996. — № 74. — P. 3–30.
28. Kalman R.E. A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problems // *Journal of Basic Engineering*. — 1960. — № 82. — P. 35–45.
29. Hodrick R., Prescott E.C. Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation // *Journal of Money, Credit and Banking*. — 1997. — **29**. — № 1. — P. 1–16.
30. Batchelder P.M. *An introduction to linear difference equations* // Dover Publications, 1968. — 292 p.
31. Miller K.S. *Linear difference equations*. — NY: W.A. Benjamin, 1968. — 105 p.
32. Efron B. Bootstrap Methods: Another Look at the Jackknife // *The Annals of Statistics*. — 1979. — № 7(1). — P. 1–26.
33. Pratt J., Edgeworth F., Fisher R. On the efficiency of maximum likelihood estimation // *The Annals of Statistics*. — 1976. — № 4 (3). — P. 501–514.
34. Kitamura Y. Empirical Likelihood Methods With Weakly Dependent Processes // *The Annals of Statistics*. — 1997. — № 25. — P. 2084–2102.
35. Anatolyev S. GMM, GEL, Serial Correlation and Asymptotic Bias // *Econometrica*. — 2005. — № 73. — P. 983–1002.
36. Newey W., Smith R. Higher order properties of GMM and generalized empirical likelihood estimators // *Econometrica*. — 2004. — № 72. — P. 219–255.
37. Hyndman R.J., Koehler A.B. Another Look at Measures of Forecast Accuracy // *International Journal of Forecasting*, 2006. — **22**. — № 4. — P. 679–688.

Надійшла 16.01.2010

ІНФОРМАЦІЙНА ТЕХНОЛОГІЯ АНАЛІЗУ ФІНАНСОВИХ ДАНИХ НА ОСНОВІ ІНТЕГРОВАНОГО МЕТОДУ

Н.В. КУЗНЕЦОВА, П.І. БІДЮК

Проаналізовано основні особливості фінансових даних та запропоновано новий інтегрований метод їх аналізу. Запропоновано нову інформаційну технологію на основі інтегрованого методу аналізу даних та на практиці проілюстровано можливість її застосування для оцінювання кредитоспроможності позичальника.

ВСТУП

Мінливість та нестабільність розвитку сучасного світу, великі обсяги інформації в різних галузях науки, які необхідно обробляти з метою прийняття коректних рішень, спонукають до пошуку нових методів та підходів для опрацювання даних. Системну невизначеність, яка дедалі частіше наявна в даних, необхідно обробляти, знаходити певні закономірності та фактори впливу. Для виявлення взаємозв'язків між окремими змінними задачі використовують математичні методи регресійного аналізу (логістичної регресії), дерева рішень, мережі Байєса, нейронні мережі, кластерний аналіз, нечітку логіку тощо [1, 2, 3, 4]. Однак, незважаючи на наявність достатньої множини методів аналізу даних, не завжди вдається отримати бажаний (прийнятний) результат щодо розв'язання конкретних задач обробки даних та прийняття рішень. Тому необхідно удосконалювати існуючі методи, розробляти нові, а також комбінувати різні підходи для досягнення бажаної точності результату.

ПОСТАНОВКА ЗАДАЧІ

Мета роботи — проаналізувати особливості фінансових даних та існуючих методів для їх аналізу, запропонувати новий метод аналізу даних, який передбачає комбінацію існуючих підходів та на практичному прикладі проілюструвати ефективність застосування інтегрованого методу аналізу даних.

У роботі пропонується логічна організація процесу збору й аналізу фінансових даних, а також запропоновано нову інформаційну технологію на основі інтегрованого методу та розглянуто особливості її застосування на практиці.

ПРОБЛЕМИ АНАЛІЗУ ДАНИХ У ФІНАНСОВИХ УСТАНОВАХ

На сьогодні фінансові установи використовують різноманітні програмні продукти для аналізу даних. Це найбільш відомі зарубіжні системи SAS, SAP, SPSS і власні розробки програмістів й аналітиків фінансових установ. Найзручнішим для використання вважається той програмний продукт, який

не потребує додаткових інструментів обробки чи аналізу даних, знань та навичок від користувачів. Тому вони досить скептично ставляться до запровадження в експлуатацію нових інструментів доти, поки звичні інструментальні засоби продовжують працювати. Більшість із таких програмних продуктів ґрунтуються на одному або декількох відомих методах аналізу даних; при цьому найчастіше використовуються такі: логістична регресія, нейронні мережі, дерева рішень та мережі Байєса (МБ) — новітній інструмент ймовірнісного аналізу даних.

Логістична регресія — це вид нелінійної множинної регресії, яка аналізує функціональну залежність між декількома незалежними змінними (регресорами) і залежною змінною [2, 5]. Бінарна логістична регресія застосовується у тому випадку, коли вихідна змінна може приймати тільки два значення.

У множинній регресії припускається, що залежна змінна є лінійною функцією незалежних змінних, тобто: $y = b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_nx_n + u$, де y — залежна змінна (результат прийняття рішення); x_i — пояснююча змінна (критерій); b_i — вага пояснюючої змінної i ; u — випадкова помилка, $P(u) = 0$. У векторному вигляді це може бути записано таким чином: $y = b'x + u$, де x — вектор пояснюючих змінних, а b' — транспонований вектор параметрів пояснюючих змінних [1]. Відповідно, умовна ймовірність події обчислюється за виразом: $P(y|x) = b'x$.

Недоліком логістичної регресії є те, що вона застосовується лише до обмеженої кількості вхідних факторів, тобто на етапі підготовки даних необхідно або додатково залучати експертів, або проводити додаткову обробку даних для виявлення найвпливовіших характеристик і включення в модель лише їх. Можуть також виникнути проблеми з аномальними даними, а також інколи з'являється необхідність відкидання викидів, регуляризації ваг, відкидання ознак, стандартизації даних. Трудомісткість методу вища за звичайний метод найменших квадратів, оцінки ймовірностей можуть виявитися неадекватними, якщо функція правдоподібності не експоненціального вигляду тощо.

Інший метод аналізу фінансових даних, який є досить відомим і поширеним на практиці — дерева рішень. Це один із методів автоматичного аналізу даних, коли правила представляються у вигляді послідовної ієрархічної структури, в якій кожному вузлу відповідає єдиний вузол, що генерує рішення. Під правилом розуміють конструкцію, яка представлена у вигляді «якщо ... , то...» [2, 3].

Перевагами застосування дерев рішень є такі: швидкий процес навчання, генерування правил у тих галузях, де знання складно формалізувати, зрозуміла класифікаційна модель, висока точність прогнозу. Однак їх застосування пов'язане, також, із низкою суттєвих недоліків. Зокрема, коли виникає необхідність реалізації навчання в оперативному режимі, існуючі алгоритми виявляються занадто громіздкими і потребують значних обсягів пам'яті.

МБ — це ймовірнісна модель у вигляді спрямованого ациклічного графу, кожний вузол якого представляє змінну модельованого процесу, а кожна дуга представляє причинне відношення (зв'язок) між двома змінними [4]. Змінні характеризуються розподілом ймовірності для кожного значення. На

розподіл ймовірності кожного вузла впливають стани (для дискретних вузлів) або значення (для неперервних вузлів) кореневої вершини. Умовні ймовірності станів вузлів зберігаються у таблицях умовних ймовірностей.

Формально МБ — це трійка $N = \langle V, G, J \rangle$, першою компонентою якої є множина змінних V ; другою — спрямований ациклічний граф G , вузли якого відповідають випадковим змінним модельованого процесу, а J — спільний розподіл ймовірностей змінних $V = \{X_1, X_2, \dots, X_n\}$. При цьому виконується марковська умова: кожна змінна мережі не залежить від усіх інших змінних, за винятком батьківських попередників цієї змінної.

МБ дозволяє поєднати просте графічне представлення певного процесу з його ймовірнісним характером, проаналізувати можливі варіанти розвитку ситуації, відстежити правильність встановлення причинно-наслідкового зв'язку між окремими подіями і завдяки цьому підвищити обґрунтованість рішення під час складних проблемних ситуацій. Основні труднощі, які необхідно подолати при побудові та застосуванні МБ — це побудова самої причинно-наслідкової моделі (первинної структури мережі), суб'єктивність експертів під час визначення апріорних ймовірностей, автоматизація процесів побудови та навчання мережі, забезпечення належної обчислювальної ефективності. За відносно короткий проміжок часу (близько 15 років) МБ вже знайшла успішне застосування при розв'язанні задач медичної та технічної діагностики, кластеризації, розпізнавання та ймовірнісного прогнозування.

ОСОБЛИВОСТІ ФІНАНСОВИХ ДАНИХ ТА ФІНАНСОВИХ ЗАДАЧ

Зазвичай фінансовими даними називають великі обсяги статистичної інформації щодо фінансового стану підприємства, рівня продажів компанії, відношення попиту та пропозиції і т.ін. Фінансові дані характеризуються надзвичайно великою кількістю характеристик (величин), необхідних для їх опису. Дані надходять із різних джерел у різноманітному вигляді, а тому виникає потреба у досить великому репозитарії для їх збереження і достатньо серйозних інструментах для їх обробки. У зв'язку з тим, що дані надходять із різних джерел, у різних вимірах та одиницях, вони є досить розрізненими і не можуть бути оброблені однією людиною — працівником банку. Тому постає питання автоматизації процесу обробки та аналізу даних, раціоналізації їх та приведення результатів до простого і зрозумілого для користувача вигляду. Фінансові дані можна визначити за такими характеристиками, як періодичність, однотипність, множинність і можливість неоднозначного трактування. Дані можуть містити пряме відношення або опис певного фінансового процесу, а також потребують ретельного збору, перевірки та прогнозування.

На сьогодні аналіз даних і прогнозування очікуваних подій на наступні періоди є досить непростим завданням, для розв'язання якого залучаються різноманітні засоби, — статистичні та аналітичні — що ґрунтуються на математичних методах, будуються певні моделі, встановлюються взаємозалежності та взаємозв'язки між окремими змінними. Останнім часом обсяг даних, що необхідно проаналізувати, постійно зростає, і тому інколи немож-

ливо ефективно застосувати ці підходи. Виникає потреба у методі, який дозволить виокремити з-поміж усієї множини даних саме ті, які безпосередньо впливають на результуючу прогнозну величину або сукупність величин.

ІНТЕГРОВАНІЙ МЕТОД АНАЛІЗУ ДАНИХ

Основна ідея інтегрованого підходу полягає в тому, що він передбачає комбінацію відомих методів таким чином, щоб уникнути описаних вище недоліків і працювати у тих випадках, коли інші методи не можуть бути застосовані. Очевидно, що під час побудови прогнозної моделі постає питання, як формалізувати зібрані фінансові дані та виявити, які саме з них є суттєвими. Для цього пропонується спочатку побудувати мережу Байєса, яка встановить причинно-наслідкові зв'язки між змінними, що відповідають факторам, визначить силу зв'язків між цими змінними, а також дозволить виявити змінні, які взагалі не пов'язані з результуючою подією («висячі змінні») [5, 6]. На основі побудованої мережі і встановлених зв'язків можна суттєво скоротити кількість факторів, які слід включати на наступному етапі під час побудови моделі. Відомо, що для логістичної регресії зменшення кількості факторів, які включаються в модель, зазвичай спричиняє погіршення якості моделі. Тому необхідно застосовувати мережу Байєса лише як інструмент зменшення кількості факторів, які будуть включені в модель, а не як інструмент, який виявить найсуттєвіші фактори, а всі інші відкине.

Узагальнений алгоритм реалізації інтегрованого методу аналізу даних

Етап 1. Збір статистичних даних, які мають відношення до задачі, що вирішується.

Етап 2. Формалізація зібраних даних і виявлення, які з них є суттєвими. На цьому кроці будується та навчається мережа Байєса на основі статистичних даних, яка і виявляє суттєві змінні та причинно-наслідкові відношення між ними. Завдяки цьому на наступному кроці при побудові моделі можна скоротити кількість факторів, які необхідно враховувати.

Етап 3. Визначена множина суттєвих факторів та змінні, що їм відповідають, включаються у модель, яка будується на основі відомого методу (логістичної регресії, дерева рішень, кластерного аналізу тощо).

Етап 4. Аналіз отриманих результатів, перевірка якості моделі. У разі прийнятної якості моделі використання моделі для прогнозування даних.

Етап 5. На основі побудованої моделі оцінюється прогноз даних та задача рекомендацій щодо поставленої проблеми.

На основі запропонованого алгоритму можна побудувати множину інтегрованих моделей, серед яких необхідно вибрати кращу для цієї проблемної ситуації та поставленої задачі.

Інтегрована модель на основі мережі Байєса та дерева рішень (ІМБД) — це модель, побудована на основі комбінації двох методів — мережі Байєса та дерева рішень, де на першому кроці для скорочення кількості змінних застосовується мережа Байєса, а для оцінки ймовірності дефолту використовується дерево рішень. Іншою моделлю на основі інтегрованого методу є інтегрована модель на основі логістичної регресії і мережі Байєса (ІМЛБ) —

модель, побудована на основі комбінації методів логістичної регресії та мережі Байєса. На першому кроці будується мережа Байєса, яка визначає суттєві змінні, а на основі суттєвих змінних на другому кроці будується логістична регресія [5, 6].

Описаний вище метод можна узагальнити на випадок застосування на другому кроці іншого методу для виявлення суттєвих факторів, наприклад, логістичної регресії або дерева рішень, а на третьому кроці — для побудови моделі використовувати мережі Байєса.

Інтегрована модель на основі дерев рішень та мереж Байєса. Якщо кількість факторів, що впливають на ключову змінну невелика, то можна застосувати запропонований інтегрований метод «backward». Тобто, для задачі будується дерево рішень, яке встановлює, які змінні безпосередньо мають вплив на результат, а потім ця інформація застосовується при побудові мережі Байєса. Під час побудови структури мережі вона може бути задана повністю або частково із використанням експертних даних. Після цього продовжується побудова структури мережі й у результаті отримується остаточна структура мережі, яка відображає причинно-наслідкові зв'язки між змінними. Слід зауважити, що застосовуючи цей підхід не можна «блокувати» зв'язки між змінними, якщо навіть їх не виявлено деревом рішень, оскільки дерево рішень не дозволяє досягти глибокого розуміння причинно-наслідкових зв'язків між змінними.

Визначимо місце і порядок використання інтегрованого методу аналізу даних у загальній структурі аналізу фінансових даних. Процедуру такого аналізу можна представити як низку етапів, що узагальнюють основні операції обробки фінансових даних (рис. 1).

Перший етап зазвичай реалізується великими компаніями, банками, фінансовими установами за допомогою чіткої організаційної структури філіалів, офісів, торговельних представників, дилерів тощо. Надану інформацію всіма зазначеними установами будемо називати інформацією з «полів». Цей термін є зрозумілим і відображає лише місце, звідки надходить інформація до головного офісу, тобто від «поля» (низу) структури до головного («верхнього») офісу. Ці структурні організації на місцях збирають статистичну інформацію у вигляді затвердженої певним чином звітності про фінансові показники компанії, рівні продажів, фінансовий стан та дані клієнтів, рівні курсів валют і т.ін. Найчастіше у всіх установах є свої розроблені і затверджені головним офісом однотипні форми звітності — як у паперовому, так і в електронному вигляді. У паперовому вигляді — це форми, анкети, бланки, які заповнюються працівниками в «полях», а вже потім ці дані переносяться та передаються у вигляді електронних файлів. Вимога до цього файлу має бути такою, щоб частина інформації була недоступною для редагування користувачами на місцях (заблокувати можливість зміни порядку та назви полів форм), а частина полів має бути відкрита для запису, тобто для введення необхідної інформації з «полів». На цьому етапі обов'язково має бути перевірено та проконтрольовано коректність введення даних на місці, щоб не допустити великої кількості помилок при внесенні даних в електронний документ.

На другому етапі має бути забезпечено збереження конфіденційності інформації, неможливість втручання сторонніх осіб у процес передачі даних

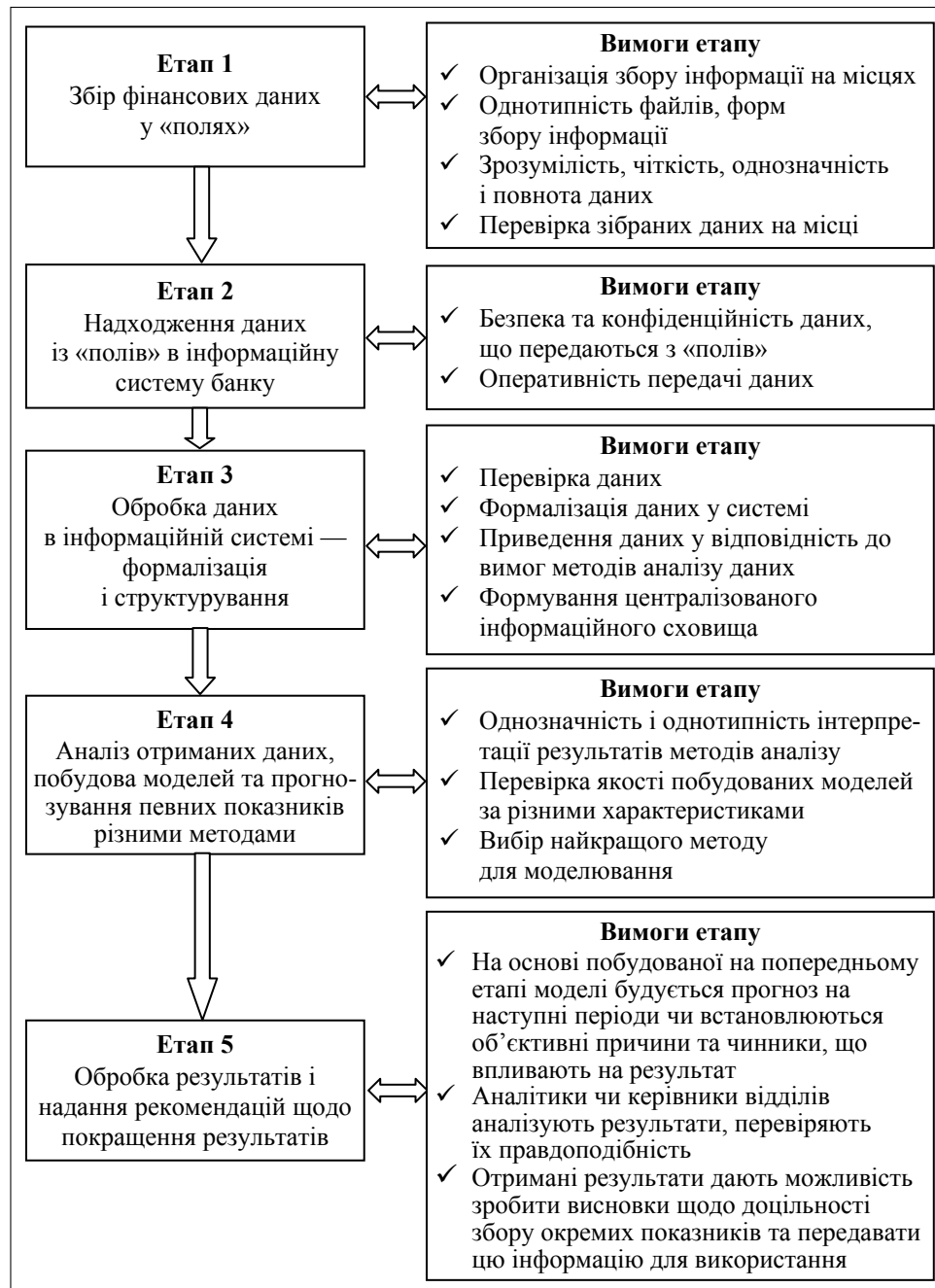


Рис. 1. Організація процесу аналізу фінансових даних

із метою уникнення спотворення чи крадіжки інформації. Ще однією вимогою даного етапу є оперативність передачі інформації до центрального офісу. Оскільки частина фінансових даних збирається під час роботи з клієнтами, то зрозуміло, що час очікування має бути зведений до мінімуму, тобто необхідно, щоб усі процедури введення інформації менеджерами були максимально автоматизовані, а час реакції на їх дії має бути мінімальним. Тому при експлуатації інформаційної технології на практиці мають бути застосо-

вані швидкі та захищені канали передачі інформації від «полів» до центральної інформаційної системи.

На третьому етапі здійснюється обробка даних, що надійшли з підрозділів, перевірка їх коректності, повноти цих даних та приведення до однотипного формалізованого вигляду. Перевірені і формалізовані дані передаються в централізовану систему збереження інформації — інформаційне сховище (базу даних). Слід зазначити, що частина даних у компаніях може зберігатися у таких спеціальних програмних продуктах як SAP, SAS, Nielsen чи на сервері, звідки дані можуть бути легко вивантажені у зручній формі. Дані, що завантажуються в інформаційне сховище, мають бути (але не обов'язково) приведені до зручного вигляду для подальшого аналізу. Якщо дані перед завантаженням не було оброблено, необхідно вивантажити не підготовлені до аналізу дані, привести їх у відповідний вигляд, а потім вже використовувати для подальшого аналізу.

На четвертому етапі наявні підготовлені для аналізу дані. Використовуються доступні методи аналізу даних (логістична регресія, дерева рішень, нейронні мережі, мережі Байєса тощо) та будується модель. Перевіряється адекватність побудованої моделі за різними якісними характеристиками, наприклад, загальна точність, помилки 1-го та 2-го роду. Для цього використовується вибірка, зібрана в інформаційній системі за попередні періоди, яка розбивається на навчальну та перевіірочну. Якщо є можливість використати різні методи аналізу даних, то будуються і перевіряються моделі за всіма можливими методами. Серед побудованих моделей обирається краща (або 2–3 кращих) на основі згаданих вище критеріїв.

На п'ятому етапі відібрані на попередньому етапі кращі моделі аналізу даних використовуються для обчислення оцінок прогнозів на наступні періоди. Для уточнення оцінок прогнозів рекомендується комбінувати прогнози, отримані за декількома моделями. При використанні мереж Байєса є можливість виявити причинно-наслідкові зв'язки та встановити причини і чинники, що найкраще впливають на остаточний результат. Виконується обробка результатів, отриманих за певний період на основі побудованої моделі. Аналітики чи керівники відділів надають рекомендації щодо правдоподібності й адекватності отриманих результатів, доцільності збору та використання певних показників на етапі побудови та використання цієї моделі. У разі виявлення недоцільності збору окремих показників чи необхідності зміни їхнього формату, наступна інформація передається в «поля» у вигляді нових файлів та форм збору даних для швидкого застосування їх на практиці і внесення вже оновленої інформації у сховище даних. У межах описаної вище організації аналізу даних компанії, фінансові установи, банки розроблюють чи застосовують відомі технології аналізу даних.

ІНФОРМАЦІЙНА ТЕХНОЛОГІЯ АНАЛІЗУ ДАНИХ ПОЗИЧАЛЬНИКА БАНКУ

Запропонована інформаційна технологія представляє собою сукупність методів, програмних і технічних засобів, об'єднаних в єдиний технологічний ланцюг, що забезпечує збір, збереження, редагування, обробку, виведення та розповсюдження інформації.

Інформаційна технологія аналізу даних позичальника банку містить модулі збору та збереження інформації (база даних клієнтів); модуль обробки та перевірки інформації (з можливістю залучення експертів-спеціалістів банку); модуль оцінки даних (розробка моделі для аналізу даних) та модуль виведення інформації у вигляді оцінки ймовірності кредиту, або повідомлення про можливість надання кредиту позичальнику (рис. 2).



Рис. 2. Основні елементи інформаційної технології аналізу даних позичальника

Така технологія передбачає оцінку даних позичальника, перевірку його кредитоспроможності на основі запропонованого вище інтегрованого методу. Передбачається, що відділення банку видають кредити, збирають усю множину даних — фінансовий стан, соціально-демографічні характеристики позичальника на основі розроблених і встановлених у банку форм-анкет (кредитних заявок). Надані позичальником дані ретельно перевіряються менеджером кредитного відділу під час обробки кредитних заявок перед прийняттям рішення щодо видачі кредиту, уточнюються та вводяться в інформаційну систему банку. Крім цього, в систему вводиться інформація щодо суми кредиту, процентної ставки, дати видачі, строку кредиту. В процесі життєвого циклу кредиту (тобто протягом терміну обслуговування кредиту в банку до моменту його сплати) вноситься інформація щодо вчасності та повноти внесень щомісячної оплати кредиту, а наприкінці строку обслуговування кредиту відмічається (нулем або одиницею), тобто чи відбувся дефолт. Таким чином, банком збирається база позичальників банку, з якої у будь-який момент може бути отримано інформацію для аналізу та побудови моделей. Дана інформація для побудови моделі має стосуватися лише тих кредитів, за якими вже відомо, чи були вони повернуті, чи ні. Вибірки слід обирати таким чином, щоб це була найновіша інформація щодо кредитів за один і той самий проміжок часу за одних і тих же умов. Тобто, перший-третій етапи організації аналізу даних — це фактично організація збору, перевірки та надходження в централізовану базу даних інформації щодо позичальників із відділень до центрального офісу.

Саме на четвертому етапі отримані статистичні дані завантажуються в блок аналізу даних, де на основі відомого методу будується модель. У цій інформаційній технології пропонується використати інтегрований метод і побудувати модель аналізу даних на основі дерева рішень та мереж Байєса. Спочатку на основі навчальної вибірки будується дерево рішень, яке визначає найсуттєвіші характеристики клієнта, що безпосередньо впливають на повернення кредиту. Далі в блок побудови мережі Байєса можна завантажити або лише характеристики, вибрані за допомогою дерева рішень (тобто, завантажити текстовий файл лише з цими даними), або на етапі побудови

мережі вказати для побудови лише вибрані характеристики. Далі будується і навчається мережа Байєса. Отримана структура мережі використовується для аналізу характеристик моделі, побудованої на основі інтегрованого методу та оцінки кредитоспроможності позичальника. Для оцінювання характеристик моделей використовується перевірна вибірка, для якої обчислюються ймовірності повернення кредиту. Отримані дані заносяться у спеціальний модуль, в якому автоматично обчислюються загальна точність, помилки 1-го та 2-го роду для різних порогів відсікання та будується ROC-крива [2, 5, 6]. На основі побудованої ROC-кривої обчислюється індекс GINI та визначається якість моделі (у випадку декількох моделей визначається краща модель).

ПРИКЛАД ЗАСТОСУВАННЯ ІНТЕГРОВАНОГО МЕТОДУ ДЛЯ АНАЛІЗУ КРЕДИТОСПРОМОЖНОСТІ ПОЗИЧАЛЬНИКА

Розглянемо окремі блоки інформаційної технології побудови та перевірки моделі на основі інтегрованого підходу. Для побудови моделі використовується статистика з 2200 випадків видачі кредитів, строк яких закінчився. Вибірка поділена на навчальну (2000 випадків) та перевірочну (200 випадків), вигляд якої показаний на рис. 3. Таким чином статистика зібрана і ми переходимо на другий крок алгоритму інтегрованого методу. Формалізуємо дані у зручному для застосування вигляді, тобто переводимо їх у заданий формат. Далі будемо дерево рішень за допомогою одного з відомих програмних модулів. Змінна, що відображає інформацію, чи був кредит повернений — це залежна змінна, яка прогнозується, а характеристики клієнту та кредиту — це незалежні змінні.

За допомогою дерева рішень встановлено, що найсуттєвішими змінними, які впливають на змінну повернення кредиту та мають бути включені у модель на третьому кроці алгоритму є: ціна та тип товару, на який береться кредит; сімейний стан, вік, стать, освіта позичальника; кількість дітей в його сім'ї; стаж роботи та термін роботи на даному місці. На третьому кроці вибірка завантажується в модуль побудови мережі Байєса. Для побудови мережі використовуються змінні, відібрані на попередньому кроці. У результаті отримується структура мережі зображена на рис. 4.

Далі необхідно проаналізувати результати та перевірити якість моделі. Для цього визначається загальна точність, помилки першого та другого роду для різних порогів відсікання, будується ROC-крива та обчислюється індекс GINI. Для перевірки якості моделі використовується перевірна вибірка, пороги відсікання встановлюються на рівні 0,9; 0,85; 0,8; 0,75 та 0,7. Інтегрована модель на основі дерева рішень та мережі Байєса проілюструвала прийнятне виявлення неплатоспроможних клієнтів у випадку консервативної політики банку. Кількість помилок першого роду, тобто пропуск дефолтів, становить 5%, що є кращим результатом порівняно з використанням методу дерев рішень. Необхідно зазначити, що модель забезпечує перестраховку, а тому буде корисно використовувати її тим банкам, які проводять консервативну політику та відсікають клієнтів із імовірністю повернення кредиту нижчою за 0,85–0,9. Для цієї моделі значення площі під ROC-кривою становить: $AUC = 0,784$, а індекс GINI відповідно: $GINI = 2 \times AUC - 1 = 0,568$. Це прийнятні результати при оцінюванні якості моделі.

SROK	PLATES	POL	VOZRAST	DEL_REGISTRACI	DEL_PROGVANIA	CREDIT	TIP	PROBIR/SROK	PROBIR/ OBRAZOVANIE	SEM_POL	KOL_DETETI	SOBISTVENNOST	DOGNOSTI	SROK_RABOTI	KOL
12	802_135_201	Male	804_25_30	Kiev	Kiev	801 below 1528 0	0	more_10_years	HIGH	MARRIED	1 GR	0 CA	SP	less_0_5year	51-10
9	801 below 135	Female	803_22_25	Mykolaiev_region	Kiev	802 1528 1961 0	0	5-10 years	HIGH	SINGLE	0 CA	0 CA	SP	less_0_5year	51-10
12	801 below 135	Female	801 below_22	Khmelnitska_region	Kiev	801 below 1528 0	0	more_10_years	HIGH	MARRIED	0 FL	0 FL	SP	less_0_5year	51-10
24	802_201_317	Female	803_30_35	Kiev	Kiev	804 2384 2708 0	0	more_10_years	SEC	MARRIED	0 CA	0 CA	AS	more_10_years	more
24	802_135_201	Male	805_30_35	Kiev	Kiev	805 2708 3410 0	0	more_10_years	SECSSP	MARRIED	2 FL	2 FL	IM	5-10_years	6-15
12	803_201_317	Male	801 below_22	Khmelnitska_region	Kiev	801 below 1528 0	0	more_10_years	SECSSP	SINGLE	0 NO	0 NO	DV	2_5years	31-50
12	803_201_317	Male	801 below_22	Khmelnitska_region	Kiev	804 2384 2708 0	0	5-10 years	SECSSP	SINGLE	0 FL	0 FL	SP	2_5years	more
18	802_135_201	Male	804_25_30	Dniprovska_region	Kiev	804 2384 2708 0	0	more_10_years	SECSSP	CIVILMARRIAGE	0 FL	0 FL	AS	2_5years	more
18	801 below 135	Female	804_25_30	Dniprovska_region	Kiev	801 below 1528 0	0	more_10_years	HIGH	MARRIED	1 CA	1 CA	MM	0_5-year	51-10
24	803_201_317	Male	803_30_35	Chernivetska_region	Kiev	801 below 1528 0	0	more_10_years	HIGH	CIVILMARRIAGE	0 NO	0 NO	SP	0_5-year	more
24	802_135_201	Male	803_22_25	Kiev	Kiev	800 3410 4424 0	0	more_10_years	SEC	MARRIED	1 NO	1 NO	SP	2_5years	more
12	803_201_317	Male	804_25_30	Kiev	Kiev	804 2384 2708 0	0	more_10_years	SEC	SINGLE	1 NO	1 NO	SP	1_2years	51-10
24	803_201_317	Male	803_45_50	Kiev	Kiev	804 4424 4424 0	0	more_10_years	SECSSP	MARRIED	1 FL	1 FL	AS	5-10_years	more
12	803_201_317	Male	805_35_40	Kiev	Kiev	800 1961 2364 0	0	more_10_years	HIGH	MARRIED	0 NO	0 NO	MM	5-10_years	more
6	804 317 40	Male	805_35_40	Kiev	Kiev	805 2708 3410 0	0	more_10_years	SEC	MARRIED	2 CA	2 CA	SP	2_5years	6-15
12	804 317 40	Female	805_35_40	Kiev	Kiev	804 4424 4424 0	0	more_10_years	SECSSP	WIDOWED	0 CA	0 CA	AS	5-10_years	more
12	804 317 40	Male	803_50 40	Kiev	Kiev	806 3410 4424 0	0	more_10_years	SEC	MARRIED	0 FL	0 FL	MM	1_2years	0-5
24	802_135_201	Male	804_25_30	Vinnitska_region	Kiev	800 3410 4424 0	0	more_10_years	HIGH	SINGLE	0 FL	0 FL	MM	1_2years	more
18	804 317 40	Male	804_25_30	Kiev	Kiev	804 4424 4424 0	0	more_10_years	SEC	MARRIED	0 FL	0 FL	AS	5-10_years	more
6	803_201_317	Male	805_30_35	Kiev	Kiev	802 1528 1961 0	0	more_10_years	SEC	MARRIED	1 NO	1 NO	AS	0_5-year	more
12	803_201_317	Male	803_22_25	Kiev	Kiev	804 2384 2708 0	0	more_10_years	SECSSP	SINGLE	0 NO	0 NO	MM	0_5-year	more
12	803_201_317	Male	805_35_40	Kiev	Kiev	805 2708 3410 0	0	more_10_years	SEC	MARRIED	2 NO	2 NO	AS	2_5years	more
12	804 317 40	Male	805_35_40	Kiev	Kiev	806 3410 4424 0	0	more_10_years	HIGH	MARRIED	0 FL	0 FL	SP	5-10_years	more
12	804 317 40	Male	804_25_30	Kiev	Kiev	804 4424 4424 0	0	more_10_years	SECSSP	SINGLE	0 NO	0 NO	AS	2_5years	more
12	803_201_317	Female	803_22_25	Kiev	Kiev	801 below 1528 0	0	5-10 years	HIGH	SINGLE	0 CA	0 CA	SP	1_2years	6-15
12	803_201_317	Female	803_30_35	Kiev	Kiev	800 1961 2364 0	0	more_10_years	SECSSP	MARRIED	0 FL	0 FL	SP	more_10_years	more
12	804 317 40	Female	801 below_22	Kiev	Kiev	800 3410 4424 0	0	more_10_years	HIGHNIF	SINGLE	0 NO	0 NO	SP	1_2years	31-50
12	804 317 40	Female	804_25_30	Dniprovska_region	Kiev	806 3410 4424 0	0	more_10_years	SEC	MARRIED	0 CA	0 CA	SP	2_5years	more
12	802_135_201	Male	805_35_40	Kiev	Kiev	800 1961 2364 0	0	more_10_years	SEC	MARRIED	3 NO	3 NO	AS	2_5years	more
12	802_135_201	Female	803_45 50	Kiev	Kiev	802 1528 1961 0	0	more_10_years	SEC	WIDOWED	0 FL	0 FL	AS	more_10_years	more
9	803_201_317	Female	804_25_30	Vinnitska_region	Vinnitska_region	804 2384 2708 0	0	more_10_years	HIGH	MARRIED	1 OT	1 OT	TM	1_2years	0-5
24	801 below 135	Female	803_50 40	Vinnitska_region	Vinnitska_region	800 1961 2364 0	0	more_10_years	HIGH	MARRIED	1 NO	1 NO	SP	5-10_years	16-30
9	801 below 135	Male	801 below_22	Kiev	Kiev	801 below 1528 0	0	more_10_years	SEC	SINGLE	0 NO	0 NO	SP	2_5years	0-5
12	802_135_201	Male	803_30_35	Poltava_region	Kiev	802 1528 1961 0	0	more_10_years	HIGH	SINGLE	1 SR	1 SR	AS	2_5years	more
12	803_201_317	Male	803_22_25	Kiev	Kiev	804 2384 2708 0	0	more_10_years	SEC	CIVILMARRIAGE	1 NO	1 NO	AS	1_2years	more
9	801 below 135	Male	805_35_40	Kiev	Kiev	801 below 1528 0	0	more_10_years	SEC	CIVILMARRIAGE	1 NO	1 NO	SP	2_5years	31-50
12	802_135_201	Female	807 40 45	Kiev	Kiev	804 4424 4424 0	0	5-10 years	HIGH	MARRIED	1 CA	1 CA	DV	more_10_years	more
24	804 317 40	Male	804_25_30	Kiev	Kiev	802 1528 1961 0	0	more_10_years	SECSSP	MARRIED	1 NO	1 NO	MM	2_5years	6-15
9	803_201_317	Female	804_25_30	Cherkaski_region	Kiev	802 1528 1961 0	0	more_10_years	SECSSP	CIVILMARRIAGE	0 NO	0 NO	AS	1_2years	more
6	803_201_317	Female	807 40 45	Kiev	Kiev	801 below 1528 0	0	more_10_years	SECSSP	MARRIED	1 NO	1 NO	AS	1_2years	16-30
12	804 317 40	Male	807 40 45	Kiev	Kiev	800 3410 4424 0	0	more_10_years	SEC	MARRIED	0 GR	0 GR	AS	more_10_years	more
12	801 below 135	Male	801 below_22	Kiev	Kiev	805 3410 4424 0	0	more_10_years	SEC	MARRIED	0 NO	0 NO	TM	1_2years	0-5
12	803_201_317	Male	804_25_30	Kiev	Kiev	804 2384 2708 0	0	more_10_years	HIGHNIF	SINGLE	0 NO	0 NO	AS	2_5years	more
12	802_135_201	Male	805_30_35	Cherkaski_region	Kiev	802 1528 1961 0	0	5-10 years	HIGH	MARRIED	1 NO	1 NO	AS	0_5-year	6-15
12	803_201_317	Male	805_35_40	Kiev	Kiev	806 3410 4424 0	0	more_10_years	SECSSP	DIVORCED	1 NO	1 NO	SP	2_5years	51-10

Рис. 3. Приклад завантаженої навчальної вибірки

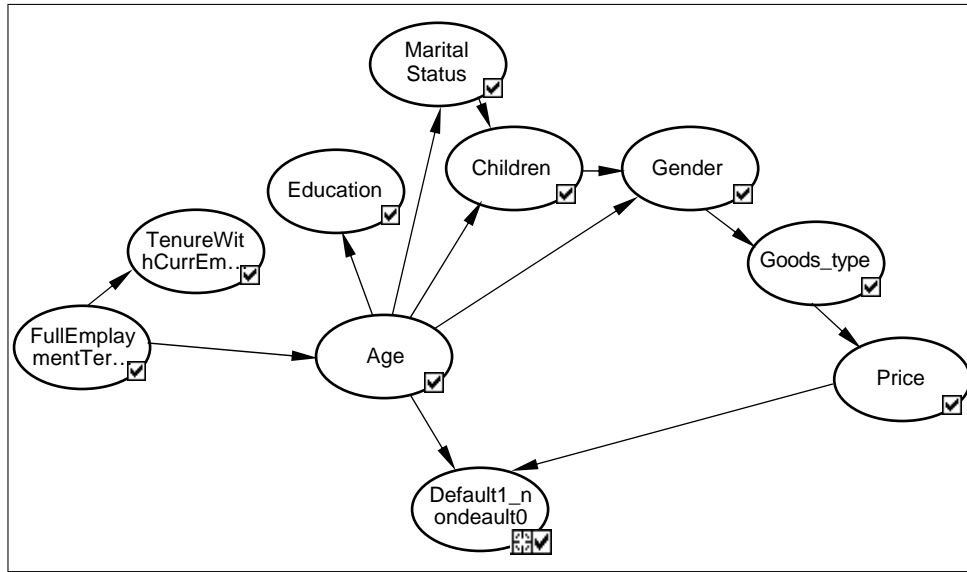


Рис. 4. Приклад структури мережі Байєса, побудованої на основі інтегрованого методу

Отриману та протестовану модель у вигляді програмного модуля встановлюють на місцях працівникам-менеджерам банку, які видають кредити для того, щоб вони швидше отримували інформацію щодо можливості видачі кредиту. Якщо система видає інформацію, що кредит можна видати, то менеджери банку передають усі дані позичальника та інформацію по кредиту в базу даних або інформаційну систему, обов'язково визначаючи, яку ймовірність повернення кредиту видала модель. Зважаючи на гнучку політику банку щодо кредитування (періодичне підвищення або пониження порогу відсікання), є сенс надати можливість змінювати поріг відсікання клієнтів у процесі функціонування цієї моделі. Для цього в разі необхідності можна вивантажити дані по кредитах, які було видано з початку застосування цієї моделі, за якими було встановлено ймовірності їх повернення, і за якими вже наявна інформація про повернення кредиту. Для банків, які проводять консервативну політику видачі кредитів, такий поріг встановлюється вищим, щоб відсіяти якомога більше нестабільних та ненадійних клієнтів, для яких ймовірність повернення кредиту нижча за обраний поріг відсікання. У разі проведення банками агресивної політики кредитування, тобто, коли банк хоче завоювати велику кількість нових клієнтів він навмисне опускає поріг відсікання, щоб видати якомога більше кредитів, заробивши при цьому великий прибуток. Таку політику проводили дочірні банки великих банків із іноземним капіталом, видаючи кредити, вже за перший рік кредитування, виправдовуючи закладені ресурси. Скоріш за все, саме така агресивна політика кредитування буде спостерігатися найближчим часом, коли банки вирішать масово відновлювати усі види кредитування (споживче, іпотечне тощо) і той, хто перший розпочне цей процес, буде встановлювати вигідні для себе умови, заробляючи при цьому надвеликі прибутки.

ВИСНОВКИ

У роботі запропоновано новий інтегрований метод аналізу даних, перевагою якого є те, що він дозволяє обробляти дані та встановлювати взаємозалежності між змінними там, де інші методи не можуть бути застосовані без втрати певної інформації. Запропонована інформаційна технологія аналізу даних позичальників на основі інтегрованого методу дозволяє побудувати адекватну модель позичальника, оцінити кредитоспроможність та спрогнозувати ймовірність повернення кредиту. Ця технологія використовувалась разом із відомими підходами до оцінювання позичальників та дозволила отримати додаткову оцінку під час прийняття рішень щодо видачі кредиту, але не викликала жодних проблем із навчанням персоналу. Використання запропонованої інформаційної технології дає можливість скоротити обсяги можливих втрат від несумлінних позичальників завдяки оптимізації розрахункових операцій, прогнозування надходжень та витрат і планування розподілу коштів. Інтегрований метод апробовано на фактичних прикладах оцінювання даних позичальників, показав прийнятні за точністю результати, а тому його можна застосовувати до аналізу інших типів фінансових даних та прикладних областей.

У подальших дослідженнях планується вдосконалити структуру запропонованого інтегрованого методу, розширити його функціональні можливості та автоматизувати окремі етапи обробки даних. Все це сприятиме підвищенню якості обробки даних та скороченню часу на прийняття обґрунтованих об'єктивних рішень щодо видачі кредитів.

ЛІТЕРАТУРА

1. *Kiss F.* Credit scoring processes from a knowledge management perspective // *Periodica Polytechnica Series: Society, Man, Cybernetics.* — 2003. — **11.** — № 1. — Р. 95–110.
2. *Кузнєцова Н.В., Бідюк П.І.* Порівняльний аналіз характеристик моделей оцінювання ризиків кредитування // *Наукові вісті НТУУ «КПІ».* — 2010. — № 1. — С. 42–53.
3. *Терентьев А.Н., Бидюк А.В., Миронова А.В.* и др. Сравнение методов интеллектуального анализа данных при оценивании кредитоспособности физических лиц // *Проблемы управления и информатики.* — 2009. — № 5. — С. 141–149.
4. *Кузнєцова Н.В., Бідюк П.І.* Системний підхід до аналізу кредитних ризиків з використанням мереж Байєса // *Наукові вісті НТУУ «КПІ».* — 2008. — № 3. — С. 11–24.
5. *Кузнєцова Н.В.* Методи оцінювання ризиків роздрібного кредитування // *Системний аналіз та інформаційні технології: матеріали XII міжнар. наук.-техн. конф. SAIT-2010, 25–29 травня 2010 р.: тези доп.* — Київ: ННК «ІПСА» НТУУ «КПІ», 2010. — С. 272.
6. *Кузнєцова Н.В.* Інтегрований підхід до оцінювання кредитних ризиків // *Труды Одесского политехн. ун-та.* — 2010. — №1 (33). — С. 157–165.

Надійшла 04.06.2010

КАЛЕНДАРНОЕ ТЕХНИЧЕСКОЕ ОБСЛУЖИВАНИЕ ЭЛЕМЕНТОВ МОНОТОННОЙ СИСТЕМЫ С УЧЕТОМ ИХ МИНИМАЛЬНОГО АВАРИЙНОГО ВОССТАНОВЛЕНИЯ

А.И. ПЕСЧАНСКИЙ

Построена полумарковская модель календарного технического обслуживания системы с монотонной структурой и учетом минимального аварийного восстановления ее элементов. Найдены стационарные характеристики надежности и экономические показатели качества функционирования системы. Определены оптимальные сроки проведения технического обслуживания ее элементов.

ВВЕДЕНИЕ

В процессе функционирования сложной технической системы ухудшаются характеристики ее элементов. Одним из методов улучшения стационарных показателей качества функционирования является предупредительное техническое обслуживание (ТО) элементов. В [1] исследовано функционирование простой системы, в которой ТО проводится в определенные моменты времени, а в случае отказа системы на интервале между двумя последовательными ТО проводится лишь минимальное восстановление. При этом время восстановления системы предполагается мгновенным. В [2] указанная стратегия ТО простой системы рассмотрена с учетом времени на восстановительные работы. В данной работе результаты работы [2] переносятся на сложные системы с монотонной структурой [1]. Для построения математической модели функционирования такой системы привлекается аппарат полумарковских процессов с дискретно-непрерывным множеством состояний [3, 4]. В общих предположениях относительно времен безотказной работы и восстановления элементов системы определяются стационарные и экономические показатели качества функционирования системы при указанной стратегии ТО ее элементов и устанавливаются оптимальные периодичности проведения ТО.

ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ

Рассмотрим N -компонентную систему с монотонной структурой [1]. Монотонная система однозначно определяется своей структурной функцией $\varphi(z_1, \dots, z_N)$, зависящей от булевых переменных z_i :

$$z_i = \begin{cases} 1, & \text{если } i\text{-й элемент работоспособен, } i = \overline{1, N}, \\ 0, & \text{если } i\text{-й элемент отказал.} \end{cases}$$

Опишем правило проведения предупредительного ТО каждого элемента. В нулевой момент времени все элементы работоспособные. Время безот-

казной работы i -го элемента системы — случайная величина (СВ) α_i с функцией распределения (ФР) $F_i(t) = P(\alpha_i \leq t)$, $i = \overline{1, N}$. Индикация отказа элемента осуществляется мгновенно и начинается его минимальное аварийное восстановление (МАВ), которое длится случайное время β_i с ФР $G_i(t) = P(\beta_i \leq t)$, $i = \overline{1, N}$. Минимальное восстановление означает, что наработка восстановленного элемента, проработавшего к моменту отказа время s_i , имеет ФР

$$F_{i,s_i}(t) = \frac{F_i(s_i + t) - F_i(s_i)}{F_i(s_i)}. \quad (1)$$

Таким образом, минимальное восстановление делает элемент работоспособным, но по его окончании интенсивность отказов $\lambda_i(t) = \frac{f_i(t)}{F_i(t)}$ такая

же, как непосредственно перед отказом. После следующего отказа и минимального восстановления «остаточная наработка» элемента по-прежнему определяется формулой (1), в которой s_i — суммарная наработка элемента с момента его эксплуатации и т.д. Кроме МАВ через заранее заданный интервал времени τ_i после начала эксплуатации i -го элемента системы, независимо от его состояния, проводится ТО элемента. Длительность ТО — СВ β_i^p с ФР $G_i^p(t) = P(\beta_i^p \leq t)$. После ТО все надежность характеристики элементов полностью обновляются: время безотказной работы элемента снова определяется СВ α_i ; проведение следующего ТО элемента планируется через время τ_i . Функционирование каждого элемента системы во времени описывается регенерирующим случайным процессом. Точками регенерации служат моменты возобновления его работоспособности после ТО. Поведение элемента на промежутке времени длиной τ_i после ТО описывается альтернирующим процессом минимального восстановления [2]. Предполагается, что СВ $\alpha_i, \beta_i, \beta_i^p$ — независимы, имеют абсолютно непрерывные ФР и конечные математические ожидания $M\alpha_i, M\beta_i, M\beta_i^p$. Отключение и включение элементов в систему происходит мгновенно. Очереди на восстановление не возникает. Доход за единицу времени исправного функционирования, плата за единицу времени аварийного восстановления и плата за единицу времени ТО i -го элемента системы соответственно равны c_i^0, c_i, c_i^p и $i = \overline{1, N}$.

Цель работы — построить полумарковскую модель функционирования системы и определить оптимальные интервалы времени τ_i между проведением ТО элементов. В качестве критериев эффективности функционирования системы рассматриваются: стационарный коэффициент технического использования системы $K_u(\tau_1, \dots, \tau_N)$; средний удельный доход $S(\tau_1, \dots, \tau_N)$, приходящийся на единицу календарного времени; средние удельные затраты $C(\tau_1, \dots, \tau_N)$, приходящиеся на единицу времени исправного функционирования системы.

ПОСТРОЕНИЕ МАТЕМАТИЧЕСКОЙ МОДЕЛИ

Функционирование системы опишем полумарковским процессом $\xi(t)$ с дискретно-непрерывным фазовым пространством состояний [3, 4]. Каждый элемент системы может находиться в четырех физических состояниях:

- 0 — элемент находится в состоянии АВ;
- 1 — элемент находится в работоспособном состоянии после МАВ;
- 2 — элемент находится в состоянии ТО;
- 3 — элемент находится в работоспособном состоянии после ТО.

При кодировке состояний системы кроме указания физических состояний элементов также будем указывать время, оставшееся до ближайшего изменения состояния каждого элемента; время, прошедшее с момента окончания последнего ТО и суммарное время МАВ после ТО. Фазовое пространство полумарковских состояний системы определяется следующим образом:

$$E = \left\{ \overline{idx^{(i)us}}, i = \overline{1, N} \right\}.$$

Здесь компоненты вектора $\overline{d} = (d_1, \dots, d_N)$ указывают на физические состояния элементов; i — номер элемента, изменившего свое физическое состояние последним. Компоненты вектора $\overline{x}^{(i)} = (x_1, \dots, x_{i-1}, 0, x_{i+1}, \dots, x_N)$ фиксируют время с момента последнего изменения состояния i -го элемента до ближайших моментов изменения состояний соответственно остальных элементов. При этом, если $d_k = 1$, то x_k — время до ближайшего аварийного отказа, если $d_k = 0$, то x_k — время до окончания МАВ k -го элемента. Компоненты вектора $\overline{u} = (u_1, \dots, u_N)$ — времена, прошедшие с моментов окончания последних ТО элементов. Если $d_k = 2$, то считается, что $u_k = \tau_k$. В момент восстановления работоспособности i -го элемента после его ТО будем полагать $u_i = 0$. Компоненты вектора $\overline{s} = (s_1, \dots, s_N)$ указывают на суммарные времена МАВ элементов после ТО. Если $d_k = 2$, то считается, что $s_k = 0$. Очевидно, что $s_k = 0$, если $d_k = 3$. Заметим, что первому аварийному отказу i -го элемента в кодировке состояния будет соответствовать $d_k = 0$ и $s_k = 0$. В случае повторных аварийных отказов: $d_k = 0$ и $s_k > 0$. Через Ω_d^j будем обозначать совокупность номеров компонент вектора \overline{d} , равных j .

Времена пребывания системы в состояниях определяются формулами

$$\theta_{\overline{idx^{(i)us}}} = \gamma_{i,u_i,s_i}^{(d_i)} \wedge \bigwedge_{k \neq i} x_k \wedge \bigwedge_{k \in \Omega_d^2} (\tau_k - u_k),$$

где \wedge — знак минимума;

$$\gamma_{i,u_i,s_i}^{(d_i)} = \begin{cases} \alpha_i, & d_i = 3, u_i = 0, s_i = 0, \\ \alpha_{i,u_i,s_i}, & d_i = 1, \\ \beta_i, & d_i = 0, \\ \beta_i^p & d_i = 2, \end{cases}$$

α_{i,u_i,s_i} — СВ с ФР,

$$F_{i,u_i,s_i}(t) = \frac{F_i(u_i - s_i + t) - F_i(u_i - s_i)}{\overline{F_i}(u_i - s_i)}.$$

ФР СВ $\gamma_{i,u_i,s_i}^{(d_i)}$ обозначим через $\Psi_{i,u_i,s_i}^{(d_i)}(t)$, а плотность — $\psi_{i,u_i,s_i}^{(d_i)}(t)$.

Опишем вероятности (плотности вероятностей) переходов вложенной цепи Маркова (ВЦМ) $\{\xi_n, n \geq 0\}$. Переходы физических состояний каждого элемента системы определяются графом, показанным на рис. 1.

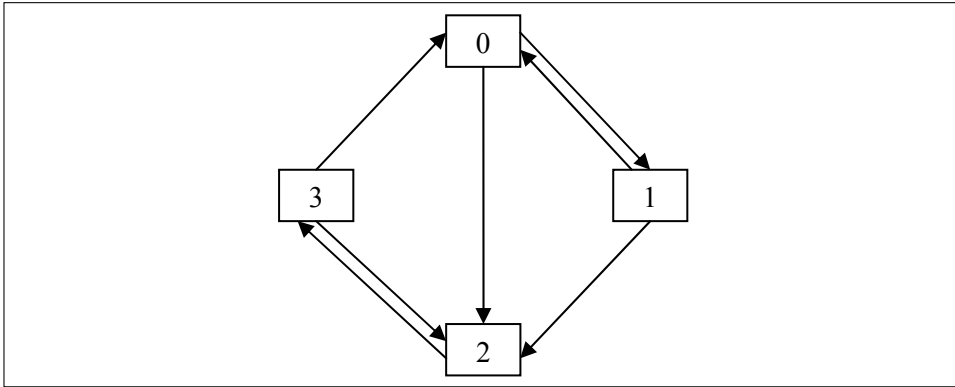


Рис. 1. Граф переходов физических состояний элемента

Обозначим $z_i = \bigwedge_{k \neq i} x_k \wedge \bigwedge_{k \in \Omega_d^2} (\tau_k - u_k)$. Из состояния $\overline{id'x^{(i)}u's'}$, $i = \overline{1, N}$, возможны переходы следующих типов:

а) в совокупность состояний $\overline{id'x^{(i)}u's'}$, $d'_i \neq 2$, с плотностью вероятности перехода $p_{\overline{id'x^{(i)}u's'} \overline{id'x^{(i)}u's'}} = \psi_{i,u_i,s_i}^{(d_i)}(z_i - y)$, где $y < z_i$, $d'_k = d_k$, $x'_k = x_k - (z_i - y)$, $k \neq i$,

$$u'_k = \begin{cases} u_k + z_i - y, & k \notin \Omega_d^2, \quad k \neq i, \\ \tau_k, & k \in \Omega_d^2, \end{cases}$$

$$u'_i = \begin{cases} u_i + z_i - y, & i \notin \Omega_d^2, \\ 0, & i \in \Omega_d^2, \end{cases} \quad s'_k = \begin{cases} u_k + z_i - y, & k \notin \Omega_d^0, \\ s_k, & k \in \Omega_d^0, \end{cases}$$

б) в совокупность состояний $\overline{id'x^{(i)}u's'}$, $d_i = 0, 1, 3$; $d'_i = 2$, с вероятностью перехода

$$p_{\overline{id'x^{(i)}u's'} \overline{id'x^{(i)}u's'}} = \overline{\Psi}_{i,u_i,s_i}^{(d_i)}(\tau_i - u_i), \text{ где } d'_k = d_k, \quad x'_k = x_k - (\tau_i - u_i), \quad k \neq i,$$

$$u'_k = \begin{cases} u_i + \tau_i - u_i, & k \notin \Omega_d^2, \\ \tau_k, & k \in \Omega_d^2, \end{cases} \quad s'_k = \begin{cases} s_k + \tau_i - u_i, & k \in \Omega_d^0, \\ s_k, & k \notin \Omega_d^0, \end{cases}$$

в) в совокупность состояний $j\bar{d}' \bar{x}'^{(j)} \bar{u}'s'$, $j \neq i$, с плотностью вероятности перехода $p_{i\bar{d}'x'us'}^{j\bar{d}'x'^{(j)}\bar{u}'s'} = \psi_{i,u_i,s_i}^{(d_i)}(z_i + y)$, где $y > 0$, $d'_k = d_k$, $k \neq j$, $x'_i = y$, $x'_k = x_k - z_i$, $k \neq i, j$,

$$u'_j = \begin{cases} u_j + z_i, & j \notin \Omega_d^2, \quad d'_j \neq 2, \\ \tau_j, & j \notin \Omega_d^2, \quad d'_j = 2, \\ 0, & j \in \Omega_d^2, \end{cases} \quad u'_k = \begin{cases} u_k + z_i, & k \notin \Omega_d^2, \\ \tau_k, & k \in \Omega_d^2, \end{cases} \quad k \neq j,$$

$$s'_j = \begin{cases} s_j + z_i, & j \in \Omega_d^0, \quad d'_j \neq 2, \\ \tau_j, & j \in \Omega_d^0, \quad d'_j = 2, \\ 0, & j \notin \Omega_d^0, \end{cases} \quad s'_k = \begin{cases} s_k + z_i, & k \in \Omega_d^2, \\ s_k, & k \notin \Omega_d^2, \end{cases} \quad k \neq j.$$

Прежде, чем находить стационарное распределение ВЦМ $\{\xi_n, n \geq 0\}$, введем следующие характеристики альтернирующего процесса минимального восстановления

$$n_i^{(0)}(u_i, s_i) = \sum_{n=1}^{\infty} g_i^{*(n)}(s_i) \frac{[\Lambda_i(u_i - s_i)]^n}{n!} f_i(u_i - s_i), \quad 0 \leq s_i < u_i,$$

$$n_i^{(1)}(u_i, s_i) = \sum_{n=1}^{\infty} g_i^{*(n)}(s_i) \frac{[\Lambda_i(u_i - s_i)]^{n-1}}{(n-1)!} f_i(u_i - s_i), \quad 0 \leq s_i < u_i,$$

$$\omega_i^{(1)}(u_i, s_i, x_i) = \sum_{n=1}^{\infty} g_i^{*(n)}(s_i) \frac{[\Lambda_i(u_i - s_i)]^n}{n!} f_i(u_i - s_i + x_i),$$

$$\omega_i^{(0)}(u_i, s_i, x_i) = f_i(u_i - s_i) \left[g_i(s_i + x_i) + \sum_{n=1}^{\infty} g_i^{*(n)}(s_i) \frac{[\Lambda_i(u_i - s_i)]^n}{n!} \int_0^{s_i} g_i(s_i + x_i - y) g_i^{*(n)}(y) dy \right],$$

где $\Lambda_i(t) = \int_0^t \lambda_i(s) ds$ — накопленная интенсивность отказов i -го элемента.

Введенные функции имеют следующий вероятностный смысл: $n_i^{(0)}(u_i, s_i) du_i ds_i$ ($n_i^{(1)}(u_i, s_i) du_i ds_i$) — вероятность того, что в интервале времени $(u_i, u_i + du_i]$ произойдет аварийный отказ (закончится АВ) i -го элемента, при этом суммарное время АВ после последнего ТО попадет в интервал $(s_i, s_i + ds_i]$; $\omega_i^{(0)}(u_i, s_i, x) du_i ds_i dx_i$ ($\omega_i^{(1)}(u_i, s_i, x) du_i ds_i dx_i$) — вероятность того, что в интервале времени $(u_i, u_i + du_i]$ i -й элемент находится в состоянии 0(1), при этом суммарное время АВ после последнего ТО попадет в интервал $(s_i, s_i + ds_i]$, а время, оставшееся до ближайшего попадания в состояние 1(0), заключено в интервале $(x_i, x_i + dx_i]$.

Обозначим через $\tilde{H}_i^{(0)}(\tau_i)$ ($\tilde{H}_i^{(1)}(\tau_i)$) среднее число 0–(1–) восстановлений альтернирующего процесса минимальных восстановлений за время τ_i [2]:

$$\tilde{H}_i^{(0)}(\tau_i) = F_i(\tau_i) + \sum_{n=1}^{\infty} \int_0^{\tau_i} G_i^{*(n)}(s) \frac{[\Lambda_i(\tau_i - s)]^n}{n!} f_i(\tau_i - s) ds,$$

$$\tilde{H}_i^{(1)}(\tau_i) = \sum_{n=1}^{\infty} \int_0^{\tau_i} G_i^{*(n)}(s) \frac{[\Lambda_i(\tau_i - s)]^{n-1}}{(n-1)!} f_i(\tau_i - s) ds.$$

Теорема. Если для ВЦМ $\{\xi_n, n \geq 0\}$ выполняются условия существования и единственности стационарного распределения $\rho(\cdot)$, тогда оно определяется формулами

$$\rho\left(\overline{idx^{(i)}us}\right) = \left\{ \begin{array}{l} \rho \prod_{\substack{k \in \Omega_d^3 \\ k \neq i}} f_k(u_k + x_k) \prod_{k \in \Omega_d^0} \omega_k^{(0)}(u_k, s_k, x_k) \prod_{k \in \Omega_d^1} \omega_k^{(1)}(u_k, s_k, x_k) \prod_{k \in \Omega_d^2} \overline{G}_k^p(x_k), i \in \Omega_d^3, \\ \rho n_i^{(1)}(u_i, s_i) \prod_{k \in \Omega_d^3} f_k(u_k + x_k) \prod_{k \in \Omega_d^0} \omega_k^{(0)}(u_k, s_k, x_k) \prod_{\substack{k \in \Omega_d^1 \\ k \neq i}} \omega_k^{(1)}(u_k, s_k, x_k) \prod_{k \in \Omega_d^2} \overline{G}_k^p(x_k), i \in \Omega_d^1, \\ \rho f_i(u_i) \prod_{k \in \Omega_d^3} f_k(u_k + x_k) \prod_{\substack{k \in \Omega_d^0 \\ k \neq i}} \omega_k^{(0)}(u_k, s_k, x_k) \prod_{k \in \Omega_d^1} \omega_k^{(1)}(u_k, s_k, x_k) \prod_{k \in \Omega_d^2} \overline{G}_k^p(x_k), i \in \Omega_d^0, s_i = 0, \\ \rho n_i^{(0)}(u_i, s_i) \prod_{k \in \Omega_d^3} f_k(u_k + x_k) \prod_{\substack{k \in \Omega_d^0 \\ k \neq i}} \omega_k^{(0)}(u_k, s_k, x_k) \prod_{k \in \Omega_d^1} \omega_k^{(1)}(u_k, s_k, x_k) \prod_{k \in \Omega_d^2} \overline{G}_k^p(x_k), i \in \Omega_d^0, s_i > 0, \\ \rho \prod_{k \in \Omega_d^3} f_k(u_k + x_k) \prod_{k \in \Omega_d^0} \omega_k^{(0)}(u_k, s_k, x_k) \prod_{k \in \Omega_d^1} \omega_k^{(1)}(u_k, s_k, x_k) \prod_{\substack{k \in \Omega_d^2 \\ k \neq i}} \overline{G}_k^p(x_k), i \in \Omega_d^2, i = \overline{1, N}, \end{array} \right.$$

$$\rho = \left[\sum_{i=1}^N \left(2 + \tilde{H}_i^{(0)}(\tau_i) + \tilde{H}_i^{(1)}(\tau_i) \right) \prod_{\substack{k=1 \\ k \neq i}}^N \left(\tau_k + M\beta_k^p \right) \right]^{-1}. \quad (2)$$

Доказательство. По определению стационарное распределение удовлетворяет следующей системе интегральных уравнений:

$$\rho\left(\overline{idx^{(i)}us}\right) = \sum_{\substack{j=1 \\ j \in \Omega_{d'}^3}}^N \int_0^{a_m} \psi_{j, u_j-t, s_j}^{(d'_j)}(x_j + t) \rho\left(j\overline{d'}\left(\overline{x^{(i)} + t}\right)^{(j)}\overline{u's'}\right) dt +$$

$$+ \left\{ \begin{array}{l} f_m(a_m + x_m) \rho\left(m\overline{d'}\left(\overline{x^{(i)} + a_m}\right)^{(m)}\overline{u's''}\right), \quad m \in \Omega_{d'}^3, \\ g_m(a_m + x_m) \rho\left(m\overline{d'}\left(\overline{x^{(i)} + a_m}\right)^{(m)}\overline{u's''}\right), \quad m \in \Omega_{d'}^0, i = \overline{1, N}, \\ 0, \quad m \in \Omega_{d'}^1, \end{array} \right.$$

$$d_i = 0,1,3; \quad d'_k = d_k, \quad k \neq i; \quad a_m = \bigwedge_{k \in \Omega_d^3} u_k \wedge \bigwedge_{k \in \Omega_d^0} s_k \wedge \bigwedge_{k \in \Omega_d^1} (u_k - s_k);$$

$$u'_k = \begin{cases} u_k - t, & k \notin \Omega_d^2, \\ \tau_k, & k \in \Omega_d^2, \end{cases} \quad s'_k = \begin{cases} s_k - t, & k \in \Omega_d^0, \\ s_k, & k \notin \Omega_d^0, \end{cases}$$

$$u''_k = \begin{cases} u_k - a_m, & k \notin \Omega_d^2, \\ \tau_k, & k \in \Omega_d^2, \end{cases} \quad s''_k = \begin{cases} s_k - a_m, & k \in \Omega_d^0, \\ s_k, & k \notin \Omega_d^0, \end{cases}$$

$$\begin{aligned} \rho(\overline{id} \overline{x}^{(i)} \overline{us}) &= \int_0^{a_m} dt \int_0^{\tau_i - t} \frac{\overline{F}_i(\tau_i - s_i)}{\overline{F}_i(\tau_i - s_i - t)} \rho\left(\overline{id}'(\overline{x}^{(i)} + \overline{t})^{(i)} \overline{u}'s'\right) ds'_i + \\ &+ \int_0^{a_m} dt \int_0^{\tau_i - t} \overline{G}_i(t) \rho\left(\overline{id}''(\overline{x}^{(i)} + \overline{t})^{(i)} \overline{u}''s''\right) ds''_i + \int_0^{a_m} \overline{G}_i(t) \rho\left(\overline{id}''(\overline{x}^{(i)} + \overline{t})^{(i)} \overline{u}''s''\right) dt + \\ &+ \sum_{\substack{j=1, j \neq i \\ j \notin \Omega_d^3}}^N \int_0^{a_m} \psi_{j, u_j - t, s_j}^{(d'_j)}(x_j + t) dt \left[\int_0^\infty \rho\left(j\overline{d}'(\overline{x} + \overline{t})^{(j)} \overline{u}'s'^{(i)}\right) dx_i + \right. \\ &\quad \left. + \int_0^{\tau_i - t} ds'_i \int_0^\infty \rho\left(j\overline{d}'(\overline{x} + \overline{t})^{(j)} \overline{u}'s'\right) dx_i \right] + \\ &+ \sum_{\substack{j=1, j \neq i \\ j \notin \Omega_d^3}}^N \int_0^{a_m} \psi_{j, u_j - t, s_j}^{(d''_j)}(x_j + t) dt \int_0^\infty ds''_i \int_0^\infty \rho\left(j\overline{d}''(\overline{x} + \overline{t})^{(j)} \overline{u}''s''\right) dx_i + \\ &+ \left\{ \begin{aligned} &\overline{F}_i(\tau_i) \rho\left(\overline{id}'(\overline{x}^{(i)} + \overline{a}_i)^{(i)} \overline{u}'s'\right), \quad m = i, \\ &f_m(a_m + x_m) \int_0^\infty \left[\rho\left(m\overline{d}'(\overline{x} + \overline{a}_m)^{(m)} \overline{u}'s'^{(i)}\right) + \int_0^{\tau_i - a_m} \rho\left(m\overline{d}'(\overline{x} + \overline{a}_m)^{(m)} \overline{u}'s'\right) ds'_i + \right. \\ &\quad \left. + \int_0^{\tau_i - a_m} \rho\left(m\overline{d}''(\overline{x} + \overline{a}_m)^{(m)} \overline{u}''s''\right) ds''_i \right] dx_i, \quad m \in \Omega_d^3, \\ &g_m(a_m + x_m) \int_0^\infty \left[\rho\left(m\overline{d}'(\overline{x} + \overline{a}_m)^{(m)} \overline{u}'s'^{(i)}\right) + \int_0^{\tau_i - a_m} \rho\left(m\overline{d}'(\overline{x} + \overline{a}_m)^{(m)} \overline{u}'s'\right) ds'_i + \right. \\ &\quad \left. + \int_0^{\tau_i - a_m} \rho\left(m\overline{d}''(\overline{x} + \overline{a}_m)^{(m)} \overline{u}''s''\right) ds''_i \right] dx_i, \quad m \in \Omega_d^0, \\ &0, \quad m \in \Omega_d^1, \end{aligned} \right. \end{aligned}$$

$$d_i = 2; \quad d'_i = 1, \quad d''_i = 0; \quad d'_k = d''_k = d_k, \quad k \neq i;$$

$$\begin{aligned}
 a_m &= \tau_i \wedge \bigwedge_{k \in \Omega_d^3} u_k \wedge \bigwedge_{k \in \Omega_d^0} s_k \wedge \bigwedge_{k \in \Omega_d^1} (u_k - s_k); \\
 u'_k &= \begin{cases} u_k - t, & k \notin \Omega_{d'}^2, \\ \tau_k, & k \in \Omega_{d'}^2, \end{cases} \quad s'_k = \begin{cases} s_k - t, & k \in \Omega_{d'}^0, \\ s_k, & k \notin \Omega_{d'}^0, k \neq i, \\ s'_i, & k = i, \end{cases} \\
 s_k^{(i)} &= \begin{cases} s_k - t, & k \in \Omega_{d'}^0, \\ s_k, & k \notin \Omega_{d'}^0, k \neq i, \\ 0, & k = i, \end{cases} \\
 u''_k &= \begin{cases} u_k - t, & k \notin \Omega_{d''}^2, \\ \tau_k, & k \in \Omega_{d''}^2, \end{cases} \quad s''_k = \begin{cases} s_k - t, & k \in \Omega_{d''}^0, k \neq i, \\ s_k, & k \notin \Omega_{d''}^0, \\ s''_i, & k = i. \end{cases} \quad (3)
 \end{aligned}$$

Непосредственной подстановкой убедимся, что соотношения (2) определяют решение системы уравнений (3). Рассмотрим подробно случай $d_i = 0, d'_i = 3, s_i = 0$.

Подставим (2) в правую часть уравнения (3) и учтем, что

$$\frac{\partial}{\partial t} \omega_k^{(1)}(u_k - t, s_k, x_k + t) = -\frac{f_k(u_k - s_k + x_k)}{F_k(u_k - s_k - t)} n_k^{(1)}(u_k - t, s_k),$$

$$\omega_m^{(1)}(s_m, s_m, x_m + u_m - s_m) = 0,$$

$$\frac{\partial}{\partial t} \omega_k^{(0)}(u_k - t, s_k - t, x_k + t) = -g_k(x_k + t) n_k^{(1)}(u_k - t, s_k - t),$$

$$\omega_m^{(0)}(u_m - a_m, 0, x_m + a_m) = g_m(x_m + a_m) f_m(u_m - a_m).$$

Получим

$$\begin{aligned}
 & \sum_{j \in \Omega_{d'}^1} \int_0^{a_m} \rho \frac{f_j(u_j - s_j + x_j)}{F_j(u_j - s_j - t)} n_j^{(1)}(u_j - t, s_j) \prod_{\substack{k \in \Omega_{d'}^3 \\ x_i=0}} f_k(u_k + x_k) \times \\
 & \times \prod_{k \in \Omega_{d'}^0} \omega_k^{(0)}(u_k - t, s_k - t, x_k + t) \prod_{\substack{k \in \Omega_{d'}^1 \\ k \neq j}} \omega_k^{(1)}(u_k - t, s_k, x_k + t) \times \\
 & \times \prod_{k \in \Omega_{d'}^2} \bar{G}_k^p(x_k + t) dt + \sum_{j \in \Omega_{d'}^0} \int_0^{a_m} \rho g_j(x_j + t) n_j^{(0)}(u_j - t, s_j - t) \times \\
 & \times \prod_{\substack{k \in \Omega_{d'}^3 \\ x_i=0}} f_k(u_k + x_k) \prod_{\substack{k \in \Omega_{d'}^0 \\ k \neq j}} \omega_k^{(0)}(u_k - t, s_k - t, x_k + t) \prod_{k \in \Omega_{d'}^1} \omega_k^{(1)}(u_k - t, s_k, x_k + t) \times
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 & \times \prod_{k \in \Omega_{d'}^2} \bar{G}_k^p(x_k + t) dt + \sum_{j \in \Omega_{d'}^2} \int_0^{a_m} \rho g_j^p(x_j + t) \prod_{\substack{k \in \Omega_{d'}^3 \\ x_i=0}} f_k(u_k + x_k) \times \\
 & \times \prod_{k \in \Omega_{d'}^0} \omega_k^{(0)}(u_k - t, s_k - t, x_k + t) \prod_{k \in \Omega_{d'}^1} \omega_k^{(1)}(u_k - t, s_k, x_k + t) \times \\
 & \times \prod_{\substack{k \in \Omega_{d'}^2 \\ k \neq j}} \bar{G}_k^p(x_k + t) dt + \rho \prod_{\substack{k \in \Omega_{d'}^3 \\ x_i=0}} f_k(u_k + x_k) \prod_{k \in \Omega_{d'}^0} \omega_k^{(0)}(u_k - a_m, s_k - a_m, x_k + a_m) \times \\
 & \times \prod_{k \in \Omega_{d'}^1} \omega_k^{(1)}(u_k - a_m, s_k, x_k + a_m) \prod_{k \in \Omega_{d'}^2} \bar{G}_k^p(x_k + a_m) = \\
 & = - \int_0^{a_m} \rho \frac{\partial}{\partial t} \left[\prod_{\substack{k \in \Omega_{d'}^3 \\ x_i=0}} f_k(u_k + x_k) \prod_{k \in \Omega_{d'}^0} \omega_k^{(0)}(u_k - t, s_k - t, x_k + t) \times \right. \\
 & \quad \left. \times \prod_{k \in \Omega_{d'}^1} \omega_k^{(1)}(u_k - t, s_k, x_k + t) \prod_{k \in \Omega_{d'}^2} \bar{G}_k^p(x_k + t) \right] dt + \\
 & + \rho \prod_{\substack{k \in \Omega_{d'}^3 \\ x_i=0}} f_k(u_k + x_k) \prod_{k \in \Omega_{d'}^0} \omega_k^{(0)}(u_k - a_m, s_k - a_m, x_k + a_m) \times \\
 & \times \prod_{k \in \Omega_{d'}^1} \omega_k^{(1)}(u_k - a_m, s_k, x_k + a_m) \prod_{k \in \Omega_{d'}^2} \bar{G}_k^p(x_k + a_m) = \\
 & = \rho f_i(x_i) \prod_{k \in \Omega_d^3} f_k(u_k + x_k) \prod_{\substack{k \in \Omega_d^0 \\ k \neq i}} \omega_k^{(0)}(u_k, s_k, x_k) \prod_{k \in \Omega_d^1} \omega_k^{(1)}(u_k, s_k, x_k) \times \\
 & \quad \times \prod_{k \in \Omega_d^2} \bar{G}_k^p(x_k) = \rho \left(\overline{id x^{(i)} us} \right).
 \end{aligned}$$

Аналогично можно проверить, что формулы (2) определяют решение остальных уравнений системы. Постоянная ρ находится из условия нормировки.

НАХОЖДЕНИЕ СТАЦИОНАРНЫХ ХАРАКТЕРИСТИК СИСТЕМЫ

Разобьем фазовое пространство E состояний системы на два непересекающихся подмножества E_+ и E_- : где E_+ — подмножество работоспособных

состояний, E_- — подмножество отказовых состояний. Система находится в работоспособном состоянии тогда и только тогда, когда, по крайней мере, одна из последовательных структур минимального пути [1] работоспособна. Система считается в отказе, если, по крайней мере, одна из параллельных структур минимального сечения [1] находится в нерабочем состоянии (по причине ТО или АВ ее элементов). Предполагается, что в результате АВ или ТО какого-либо элемента не происходит отключение тех работоспособных элементов, функционально связанных с отказавшим, которые не принадлежат более ни одному работоспособному пути. Таким образом, подмножества E_+ и E_- содержат следующие состояния:

$$E_+ = \left\{ i\bar{d}x^{(i)-}u, \bar{d} \in D_+, i = \overline{1, N} \right\}, \quad E_- = \left\{ idx^{(i)-}u, \bar{d} \in D_-, i = \overline{1, N} \right\}.$$

Здесь $D_+(D_-)$ — множество векторов \bar{d} , компоненты которых равны кодам физических состояний элементов системы, находящейся в подмножестве работоспособных (отказовых) состояний $E_+(E_-)$. Заметим, что элемент считается в работоспособном состоянии, если он находится в состоянии 3 или 1, и в отказовом — если в состояниях 0 или 2.

Среднюю стационарную наработку на отказ T_+ , среднее стационарное время восстановления T_- и стационарный коэффициент технического использования (КТИ) K_u системы найдем по формулам [3, 4]:

$$T_+ = \frac{\int_{E_+} m(z)\rho(dz)}{\int_{E_+} \rho(dz)P(z, E_+)}, \quad T_- = \frac{\int_{E_-} m(z)\rho(dz)}{\int_{E_-} \rho(dz)P(z, E_-)}, \quad K_u = \frac{T_+}{T_+ + T_-}, \quad (4)$$

где $\rho(\cdot)$ — стационарное распределение ВЦМ $\{\xi_n, n \geq 0\}$, $m(z)$ — средние времена пребывания в состояниях системы, $P(z, E_+)$, $(P(z, E_-))$ — вероятности переходов ВЦМ $\{\xi_n, n \geq 0\}$ из отказовых (работоспособных) состояний в работоспособные (отказовые).

Средние времена пребывания системы в состояниях определяются формулой:

$$M\theta_{id\bar{x}^{(i)-}us} = \int_0^{z_i} \bar{\Psi}_{i, u_i, s_i}^{(d_i)}(t) dt.$$

С учетом вида стационарного распределения ВЦМ (2) формулы (4) преобразуются к виду

$$T_+ = \left[\sum_{d \in D_+} \prod_{k \in \Omega_d^3} \int_0^{\tau_k} \bar{F}_k(t) dt \prod_{k \in \Omega_d^1} \left(\int_0^{\tau_k} F_k(t) dt - \int_0^{\tau_k} (\tilde{H}_k^{(0)}(t) - \tilde{H}_k^{(1)}(t)) dt \right) \times \right. \\ \left. \times \prod_{k \in \Omega_d^0} \int_0^{\tau_k} (\tilde{H}_k^{(0)}(t) - \tilde{H}_k^{(1)}(t)) dt \prod_{k \in \Omega_d^2} M\beta_k^p \right] / \left\{ \sum_{d \in D_+} \left[\sum_{j \in G_1(d)} \tilde{H}_j^{(1)}(\tau_j) \times \right. \right.$$

$$\begin{aligned}
 & \times \prod_{k \in \Omega_d^3} \int_0^{\tau_k} \overline{F_k}(t) dt \prod_{\substack{k \in \Omega_d^1 \\ k \neq j}} \left(\int_0^{\tau_k} F_k(t) dt - \int_0^{\tau_k} (\tilde{H}_k^{(0)}(t) - \tilde{H}_k^{(1)}(t)) dt \right) \times \\
 & \times \prod_{k \in \Omega_d^0} \int_0^{\tau_k} (\tilde{H}_k^{(0)}(t) - \tilde{H}_k^{(1)}(t)) dt \prod_{k \in \Omega_d^2} M\beta_k^p + \sum_{j \in G_3(d)} \prod_{\substack{k \in \Omega_d^3 \\ k \neq j}} \int_0^{\tau_k} \overline{F_k}(t) dt \times \\
 & \times \prod_{k \in \Omega_d^1} \left(\int_0^{\tau_k} F_k(t) dt - \int_0^{\tau_k} (\tilde{H}_k^{(0)}(t) - \tilde{H}_k^{(1)}(t)) dt \right) \times \\
 & \times \prod_{k \in \Omega_d^0} \int_0^{\tau_k} (\tilde{H}_k^{(0)}(t) - \tilde{H}_k^{(1)}(t)) dt \prod_{k \in \Omega_d^2} M\beta_k^p \Bigg\}, \\
 T_- = & \left[\sum_{d \in D_-} \prod_{k \in \Omega_d^3} \int_0^{\tau_k} \overline{F_k}(t) dt \prod_{k \in \Omega_d^1} \left(\int_0^{\tau_k} F_k(t) dt - \int_0^{\tau_k} (\tilde{H}_k^{(0)}(t) - \tilde{H}_k^{(1)}(t)) dt \right) \times \right. \\
 & \left. \times \prod_{k \in \Omega_d^0} \int_0^{\tau_k} (\tilde{H}_k^{(0)}(t) - \tilde{H}_k^{(1)}(t)) dt \prod_{k \in \Omega_d^2} M\beta_k^p \right] / \\
 / & \left\{ \sum_{d \in D'_-} \left[\sum_{j \in I_0(d)} \tilde{H}_j^{(1)}(\tau_j) \prod_{k \in \Omega_d^3} \int_0^{\tau_k} \overline{F_k}(t) dt \prod_{k \in \Omega_d^1} \left(\int_0^{\tau_k} F_k(t) dt - \int_0^{\tau_k} (\tilde{H}_k^{(0)}(t) - \tilde{H}_k^{(1)}(t)) dt \right) \times \right. \right. \\
 & \times \prod_{\substack{k \in \Omega_d^0 \\ k \neq j}} \int_0^{\tau_k} (\tilde{H}_k^{(0)}(t) - \tilde{H}_k^{(1)}(t)) dt \prod_{k \in \Omega_d^2} M\beta_k^p + \sum_{j \in I_2(d)} \prod_{k \in \Omega_d^3} \int_0^{\tau_k} \overline{F_k}(t) dt \times \\
 & \left. \left. \times \prod_{k \in \Omega_d^1} \left(\int_0^{\tau_k} F_k(t) dt - \int_0^{\tau_k} (\tilde{H}_k^{(0)}(t) - \tilde{H}_k^{(1)}(t)) dt \right) \prod_{\substack{k \in \Omega_d^0 \\ k \neq j}} \int_0^{\tau_k} (\tilde{H}_k^{(0)}(t) - \tilde{H}_k^{(1)}(t)) dt \prod_{k \in \Omega_d^2} M\beta_k^p \right] \right\}, \\
 K_u = & \frac{\sum_{d \in D_+} \prod_{k \in \Omega_d^3} \int_0^{\tau_k} \overline{F_k}(t) dt \prod_{k \in \Omega_d^1} \left(\int_0^{\tau_k} F_k(t) dt - \int_0^{\tau_k} (\tilde{H}_k^{(0)}(t) - \tilde{H}_k^{(1)}(t)) dt \right)}{\prod_{k=1}^N (\tau_k + M\beta_k^p)} \rightarrow \\
 & \rightarrow \frac{\prod_{k \in \Omega_d^0} \int_0^{\tau_k} (\tilde{H}_k^{(0)}(t) - \tilde{H}_k^{(1)}(t)) dt \prod_{k \in \Omega_d^2} M\beta_k^p}{\phantom{\prod_{k \in \Omega_d^0} \int_0^{\tau_k} (\tilde{H}_k^{(0)}(t) - \tilde{H}_k^{(1)}(t)) dt \prod_{k \in \Omega_d^2} M\beta_k^p}} \quad (5)
 \end{aligned}$$

Здесь D'_+ — множество пограничных работоспособных физических состояний системы, т.е. множество векторов $\bar{d} \in D_+$, таких, что изменение некоторой одной компоненты с 1(3) на 0 или 2 переводит вектор \bar{d} во множество D_- ; $G_1(d)(G_3(d))$ — множество номеров компонент вектора $\bar{d} \in D'_+$, изменение значения каждой из которых с 1(3) на 0 или 2 переводит вектор \bar{d} во множество D_- ; D'_- — множество пограничных отказовых состояний системы, т.е. множество векторов $\bar{d} \in D_-$, таких, что изменение некоторой одной компоненты с 0 или 2 на 1 переводит вектор \bar{d} во множество D_+ ; $I_0(d)(I_2(d))$ — множество номеров компонент вектора $\bar{d} \in D'_-$, изменение значения каждой из которых с 0 (2) на 1 переводит вектор \bar{d} во множество D_+ .

Выразим стационарные характеристики T_+ , T_- , $K_u(\tau_1, \dots, \tau_N)$ системы через КТИ $K_i(\tau_i)$ элементов, которые определяются формулами [2]:

$$K_i(\tau_i) = \frac{\tau_i - \int_0^{\tau_i} (\tilde{H}_i^{(0)}(t) - \tilde{H}_i^{(1)}(t)) dt}{\tau_i + M\beta_i^p}, \quad i = \overline{1, N}.$$

Обозначим через M_1, \dots, M_ω все различные множества элементов путей системы [1]. Обратим внимание, что элементы, не принадлежащие множеству элементов пути, находятся в нерабочих состояниях, т.е. в состояниях 0 или 2. Введем также следующие обозначения: $M'_i, i = \overline{1, \omega'}$ — множества элементов пограничных путей; $G(M'_i), i = \overline{1, \omega'}$ — множества элементов пограничного пути M'_i , соответствующих номерам тех элементов, переход которых из работоспособного состояния в отказовое, приводит к отказу всей системы; $\Phi_i, i = \overline{1, s}$ — множества элементов сечений; $\Phi'_i, i = \overline{1, s'}$ — множества элементов пограничных сечений; $I(\Phi'_i), i = \overline{1, s'}$ — множества элементов пограничного сечения Φ'_i , соответствующих номерам тех элементов, переход которых из отказового состояния в работоспособное приводит к восстановлению работоспособности всей системы.

Формулы (5) после преобразований приводятся к виду:

$$T_+ = \frac{\sum_{i=1}^{\omega} \prod_{n \in M_i} K_n(\tau_n) \prod_{\substack{n=1 \\ n \notin M'_i}}^N (1 - K_n(\tau_n))}{\sum_{i=1}^{\omega'} \sum_{j \in G(M'_i)} \frac{(1 + \tilde{H}_j^{(1)}(\tau_j))}{\tau_j + M\beta_j^p} \prod_{\substack{n \in M'_i \\ n \neq j}} K_n(\tau_n) \prod_{\substack{n=1 \\ n \notin M'_i}}^N (1 - K_n(\tau_n))},$$

$$T_- = \frac{\sum_{i=1}^s \prod_{n=1}^N K_n(\tau_n) \prod_{n \in \Phi_i} (1 - K_n(\tau_n))}{\sum_{i=1}^{s'} \sum_{j \in I(\Phi'_i)} \frac{(1 + \tilde{H}_j^{(1)}(\tau_j))}{\tau_j + M\beta_j^p} \prod_{\substack{n=1 \\ n \notin \Phi'_i}}^N K_n(\tau_n) \prod_{\substack{n \in \Phi'_i \\ n \neq j}} (1 - K_n(\tau_n))},$$

$$K_u(\tau_1, \dots, \tau_N) = \sum_{i=1}^{\omega} \prod_{n \in M_i} K_n(\tau_n) \prod_{n \notin M_i} (1 - K_n(\tau_n)) = \varphi(K_1(\tau_1), \dots, K_N(\tau_N)). \quad (6)$$

Здесь структурная функция системы $\varphi(z_1, \dots, z_n)$ задана в дизъюнктивной нормальной форме, однако ее можно представить многими эквивалентными способами, например, в линейной форме [1, 5].

Для определения среднего удельного дохода $S(\tau_1, \dots, \tau_N)$, приходящегося на единицу календарного времени и средних удельных затрат $C(\tau_1, \dots, \tau_N)$, приходящихся на единицу времени исправного функционирования системы, используем формулы [6]

$$S = \frac{\int_{\mathbb{E}} m(z) f_s(z) \rho(dz)}{\int_{\mathbb{E}} m(z) \rho(dz)}, \quad C = \frac{\int_{\mathbb{E}_+} m(z) f_c(z) \rho(dz)}{\int_{\mathbb{E}_+} m(z) \rho(dz)}, \quad (7)$$

где $f_s(z)$, $f_c(z)$ — функции, определяющие соответственно доход и затраты в каждом состоянии.

Функции $f_s(z)$ и $f_c(z)$ с учетом обозначений, введенных в постановочной части статьи, имеют вид:

$$f_s(z) = \begin{cases} - \sum_{k \in \Omega_d^0} c_k - \sum_{k \in \Omega_d^2} c_k^p, & z \in \{\overline{idx^{(i)}} \overline{us}\}, & i = \overline{1, N}, \\ \sum_{k \in \Omega_d^1 \cup \Omega_d^3} c_k^0 - \sum_{k \in \Omega_d^0} c_k - \sum_{k \in \Omega_d^2} c_k^p, & z \in \{\overline{idx^{(i)}} \overline{us}\}, & i = \overline{1, N}, \end{cases}$$

если $\Omega_d^1 \cup \Omega_d^3 = \emptyset$,
если $\Omega_d^1 \cup \Omega_d^3 \neq \emptyset$,

$$f_c(z) = \begin{cases} \sum_{k \in \Omega_d^0} c_k + \sum_{k \in \Omega_d^2} c_k^p, & z \in \{\overline{idx^{(i)}} \overline{us}\}, & i = \overline{1, N}, \\ 0, & z \in \{\overline{idx^{(i)}} \overline{us}\}, & i = \overline{1, N}, \end{cases}$$

если $\Omega_d^0 \cup \Omega_d^2 \neq \emptyset$,
если $\Omega_d^0 \cup \Omega_d^2 = \emptyset$.

После преобразований формулы (7) приводятся к виду

$$S(\tau_1, \dots, \tau_N) = \sum_{i=1}^N S_i(\tau_i), \quad (8)$$

$$C(\tau_1, \dots, \tau_N) = \sum_{i=1}^N \frac{C_i(\tau_i) K_i(\tau_i)}{K_u(\tau_1, \dots, \tau_N)}, \quad (9)$$

где $S_i(\tau_i) = \frac{c_i^0 \tau_i - (c_i^0 + c_i) \int_0^{\tau_i} (\tilde{H}_i^{(0)}(t) - \tilde{H}_i^{(1)}(t)) dt - c_i^p M \beta_i^p}{\tau_i + M \beta_i^p}$ — средний

удельный доход i -го элемента, приходящийся на единицу календарного времени, а

$$C_i(\tau_i) = \frac{c_i^p M \beta_i^p + c_i \int_0^{\tau_i} (\tilde{H}_i^{(0)}(t) - \tilde{H}_i^{(1)}(t)) dt}{\tau_i - \int_0^{\tau_i} (\tilde{H}_i^{(0)}(t) - \tilde{H}_i^{(1)}(t)) dt}$$

— средние удельные затраты, приходящиеся на единицу времени исправного функционирования i -го элемента.

ОПТИМИЗАЦИЯ СРОКОВ ПРОВЕДЕНИЯ ТО ЭЛЕМЕНТОВ

Задача определения оптимальных показателей качества функционирования системы сводится к отысканию абсолютных экстремумов функций (6), (8) и (9) классическими методами математического программирования. Заметим, что для достижения максимальных значений КТИ $K_u(\tau_1, \dots, \tau_N)$ и среднего удельного дохода $S(\tau_1, \dots, \tau_N)$ системы необходимо и достаточно оптимизировать величину наработки каждого элемента системы для проведения его ТО, что нельзя утверждать относительно минимальных средних удельных затрат $C(\tau_1, \dots, \tau_N)$ системы.

Для доказательства существования решений этих оптимизационных задач приравняем нулю частные производные функций $K_u(\tau_1, \dots, \tau_N)$, $S(\tau_1, \dots, \tau_N)$ и $C(\tau_1, \dots, \tau_N)$. Получаем соответственно системы уравнений для определения оптимальных значений наработок τ_i^k , τ_i^s , τ_i^c , $i = \overline{1, N}$.

$$(M \beta_i^p + \tau_i) (\tilde{H}_i^{(0)}(\tau_i) - \tilde{H}_i^{(1)}(\tau_i)) - \int_0^{\tau_i} (\tilde{H}_i^{(0)}(t) - \tilde{H}_i^{(1)}(t)) dt = M \beta_i^p, \quad i = \overline{1, N}, \quad (10)$$

$$\begin{aligned} & (M \beta_i^p + \tau_i) (\tilde{H}_i^{(0)}(\tau_i) - \tilde{H}_i^{(1)}(\tau_i)) - \\ & - \int_0^{\tau_i} (\tilde{H}_i^{(0)}(t) - \tilde{H}_i^{(1)}(t)) dt = \frac{(c_i^p + c_i^0) M \beta_i^p}{(c_i + c_i^0)}, \quad i = \overline{1, N}, \quad (11) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 & c_i(M\beta_i^p + \tau_i)(\tilde{H}_i^{(0)}(\tau_i) - \tilde{H}_i^{(1)}(\tau_i)) - c_i \int_0^{\tau_i} (\tilde{H}_i^{(0)}(t) - \tilde{H}_i^{(1)}(t)) dt - \\
 & - \frac{\partial}{\partial K_i} \ln \varphi(K_1(\tau_1), \dots, K_N(\tau_N)) \left[\sum_{j=1}^N C_j(\tau_j) K_j(\tau_j) \right] \times \\
 & \times \left[M\beta_i^p - (M\beta_i^p + \tau_i)(\tilde{H}_i^{(0)}(\tau_i) - \tilde{H}_i^{(1)}(\tau_i)) + \int_0^{\tau_i} (\tilde{H}_i^{(0)}(t) - \tilde{H}_i^{(1)}(t)) dt \right] = \\
 & = c_i^p M\beta_i^p, \quad i = \overline{1, N}. \tag{12}
 \end{aligned}$$

Достаточные условия существования конечных решений уравнений (10)–(12) приводятся в работе [2]. В случае существования единственных решений систем уравнений оптимальные значения показателей качества функционирования системы определяются формулами

$$\begin{aligned}
 K_{u \max} &= \varphi(K_1(\tau_1^k), \dots, K_N(\tau_N^k)), \quad K_i(\tau_i^k) = 1 - \tilde{H}_i^{(0)}(\tau_i^k) + \tilde{H}_i^{(1)}(\tau_i^k), \\
 S_{\max} &= \sum_{i=1}^N S_i(\tau_i^s), \quad S_i(\tau_i^s) = c_i^0 + (c_i^0 + c_i) (\tilde{H}_i^{(1)}(\tau_i^s) - \tilde{H}_i^{(0)}(\tau_i^s)), \\
 C_{\min} &= \frac{\sum_{i=1}^N C_i(\tau_i^c) K_i(\tau_i^c)}{K_u(\tau_1^c, \dots, \tau_N^c)}.
 \end{aligned}$$

Если системы уравнений имеют несколько решений, то оптимальные значения показателей качества находятся подстановкой каждого из них в формулу для случая единственного решения с последующим выбором наилучшего из них. Достижение экстремума при $\tau_i \rightarrow \infty$ говорит о том, что проводить предупредительное ТО i -го элемента нецелесообразно, поскольку его проведение ухудшает показатель качества функционирования системы.

В заключение приведем пример применения полученных результатов. Рассмотрим систему из четырех элементов (рис. 2). Нарботки на отказ

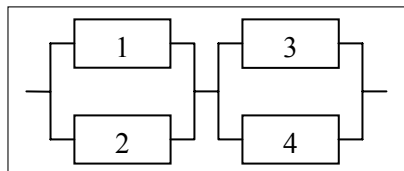


Рис. 2. Пример структурной схемы

элементов имеют распределения Вейбулла-Гнеденко с плотностями $f_i(t) = \frac{\lambda_i}{\theta_i} \left(\frac{t}{\theta_i} \right)^{\lambda_i - 1} e^{-\left(\frac{t}{\theta_i} \right)^{\lambda_i}}$, $i = \overline{1, 4}$. Времена ава-

рийного восстановления элементов распределены по закону Эрланга порядка m : $g_i(t) = \frac{\mu_i (\mu_i t)^{m-1}}{(m-1)!} e^{-\mu_i t}$, $i = \overline{1, 4}$.

Структурная функция системы имеет вид: $\varphi(z_1, z_2, z_3, z_4) = (z_1 + z_2 - z_1 z_2)(z_3 + z_4 - z_3 z_4)$.

Исходные данные и результаты расчетов приводятся в табл. 1 и 2.

Таблица 1. Исходные данные в примере

№	λ_i	θ_i	$M\alpha_i$, ч	μ_i	m	$M\beta_i$, ч	$M\beta_i^p$, ч	c_i^0 , грн/ч	c_i , грн/ч	c_i^p , грн/ч
1	2,5	20	17,745	0,9	4	4,444	1	3	3	2
2	1,4	30	27,343	2,1	4	1,905	0,6	6	4	3
3	1,3	40	36,943	1	3	3	1	7	5	3
4	1,7	15	13,384	1,5	3	2	0,5	8	2	1

Таблица 2. Результаты расчетов

τ_i^k , ч	K_u^{\max}	τ_i^s , ч	S^{\max} , ч	τ_i^c , ч	C^{\min} , грн/ч
10,578	0,981	9,882	20,545	9,053	1,110
24,908		22,832		19,692	
41,693		35,069		25,740	
8,200		7,606		5,246	

Предполагаемое направление для дальнейших исследований — решение задач оптимизации надежностных показателей системы при ограничении на стоимостные показатели и наоборот.

ЛИТЕРАТУРА

1. Байхельт Ф., Франкен П. Надежность и техническое обслуживание. Математический подход. — М.: Радио и связь, 1988. — 392 с.
2. Песчанский А.И. Календарное техническое обслуживание простой системы с учетом минимального аварийного восстановления // Системні дослідження та інформаційні технології. — 2010. — № 2. — С. 106–117.
3. Королюк В.С., Турбин А.Ф. Процессы марковского восстановления в задачах надежности систем. — Киев: Наук. думка, 1982. — 236 с.
4. Корлат А.Н., Кузнецов В.Н., Новиков М.И., Турбин А.Ф. Полумарковские модели восстанавливаемых систем и систем массового обслуживания. — Кишинев: Штиинца, 1991. — 209 с.
5. Половко А.М., Гуров С.В. Основы теории надежности. — СПб.: БХВ-Петербург, 2006. — 704 с.
6. Шуренков В.М. Эргодические процессы Маркова. — М.: Наука, 1989. — 336 с.

Поступила 12.01.2009

УДК 330.4, 336

«ALERT»-ТЕХНОЛОГІЇ, ЩО ҐРУНТУЮТЬСЯ НА ТЕОРІЇ ДИНАМІЧНИХ СИСТЕМ В ЕКОНОМІЧНИХ ЗАДАЧАХ

О.К. ЛОПАТІН

Запропоновано «Alert»-технологію (технологію попередження) для економічних та фінансових процесів, що задані числовими рядами. Показано, що на основі запропонованої методології використання старших показників Ляпунова (СПЛ) можна створити ефективну «Alert»-технологію виявлення критичних явищ в економічних та фінансових процесах.

ВСТУП

Розробка «Alert»-технології (технології попередження) для економічних та фінансових процесів є складною та вкрай необхідною задачею. Основна складність полягає в урахуванні величезної кількості факторів, через які може виникнути кризове явище. Отже, виникає необхідність розглядати ці події як результати функціонування єдиної системи. Стандартні підходи лише прогнозують майбутнє значення одного з показників системи, але нічого не кажуть про стан системи. Наприклад, за допомогою найпоширенішої технології VaR (Value at Risk) можна встановити інтервал, в якому може опинитися прогнозована величина. Але, якщо система перебуває в кризовому стані такий прогноз є небезпечним: у ній може бути присутня сильна залежність від початкових умов, як наслідок, найменша неточність може призвести до зовсім протилежних результатів. А використання прогнозу на певний період у майбутньому, взагалі може призвести до фатальних наслідків.

Розробки «Alert»-технологій є важливим завданням не тільки для фінансових установ, але й для держави в цілому. Підтвердженням цього є світова фінансова криза 2007–2009 рр.

Ця робота є розвитком досліджень із застосування апарату хаотичної динаміки [1] для системного аналізу кризових явищ в економіці [2]–[4]. Тут простежуються три етапи:

1. Побудова статистичних циклів для критичного явища, яке представлено тимчасовими рядами (неформальний етап).
2. Кількісна оцінка — стан досліджуваної системи за допомогою спеціальних статистик (V- і LHI- статистик) і методами теорії динамічних систем.
3. Кількісна оцінка стану досліджуваної системи на основі побудови старших показників Ляпунова (СПЛ) на виділених циклах.

Отже, ми приходимо до такої задачі: на основі запропонованої методології використання СПЛ можна створити ефективну «Alert»-технологію виявлення критичних явищ в економічних та фінансових процесах. Але потрібно розуміти, що справжній системний аналітик повинен оперувати не тільки «голими» формулами, але й використовувати системний підхід.

ПОСТАНОВКА ЗАДАЧІ

Мета роботи — на основі сучасних методів теорії динамічних систем та теорії хаосу дати конструктивні «кількісні» критерії виникнення кризових явищ в економіці.

Розробити ефективну математичну модель для дослідження та виявлення кризових явищ в економічних процесах на основі побудови СПЛ на статистичних циклах досліджуваної системи. В якості реальної моделі було використано DJI (індекс Доу Джонса) та S&P500, а також курс долара відносно євро [5] для аналізу початкової стадії фінансової кризи в США 2007–2008 рр. Відправною точкою цієї кризи є іпотечна криза в США 19 липня 2007 р. та 15 серпня 2007 р.

АНАЛІЗ РЕАЛЬНИХ ДАНИХ (НА ПРИКЛАДІ ЕКОНОМІЧНОЇ КРИЗИ В США)

Аналіз реальних даних — це не лише використання «сухих» формул та теорії. Системний аналітик повинен також використовувати здоровий глузд і чітко розуміти властивості та особливості даних, які використовуються. У цьому випадку необхідно провести аналіз не тільки даних, але і ключових подій в американській економіці. Тільки тоді можна інтерпретувати отримані результати.

Основними економічними показниками для США є індекси DJI та S&P500, а також курс долара відносно євро.

Основні причини економічної кризи в США (хронологічний порядок):

1. Банкрутство фірми Bear Stearns (Міжнародна інвестиційна та торгова група) (24 березня 2008 р.).
2. Зупинення рейсів наступних американських авіакомпаній Aloha Airlines, Champion Air, ATA Airlines and Skybus Airlines (квітень 2008 р.).
3. Криза на міжнародних біржах (21 січня 2008 р.).
4. Іпотечна криза в США (два періоди): 19 липня 2007 р. та 15 серпня 2007 р.

Постійний вплив на економіку США мають такі фактори:

1. Ціна на пальне (рис. 2).
2. Воєнні дії в Іраку.

Щоб ефективно провести аналіз необхідно чітко визначити області для аналізу, виділити статистичні цикли [7]–[9]. Основна ідея полягає в тому, щоб визначити локальні значення показника Ляпунова та порівняти результати із показником усєї системи. І вже для визначених періодів розрахуємо показник Ляпунова.

Для вирішення цього завдання скористаємося методом Херста, оскільки він дуже добре виокремлює різні види циклів. Варто зауважити, що зазначений метод не завжди дає можливість чітко виділити кінець одного і початок іншого циклу. Крім того, якщо детально аналізувати графік, то можна помітити цикли в циклах. Щоб уникнути таких проблем, системному

аналітику необхідно проводити аналіз не «пустими» формулами, а й використовувати реальні дані, наприклад, дати ключових подій. І, аналізуючи цикли, порівнювати отримані результати з реальними датами.

У вказаний період можна виділити п'ять (DJI) (рис. 1), чотири (S&P500) (рис. 2) і три (USDEUR FX) (рис. 3) основних статистичних циклів, виділених на рисунках похилими лініями. Перенесемо знайдені періоди на графіки еволюції DJI та S&P500, а також курс долару відносно євро (рис. 1, 2, 3).

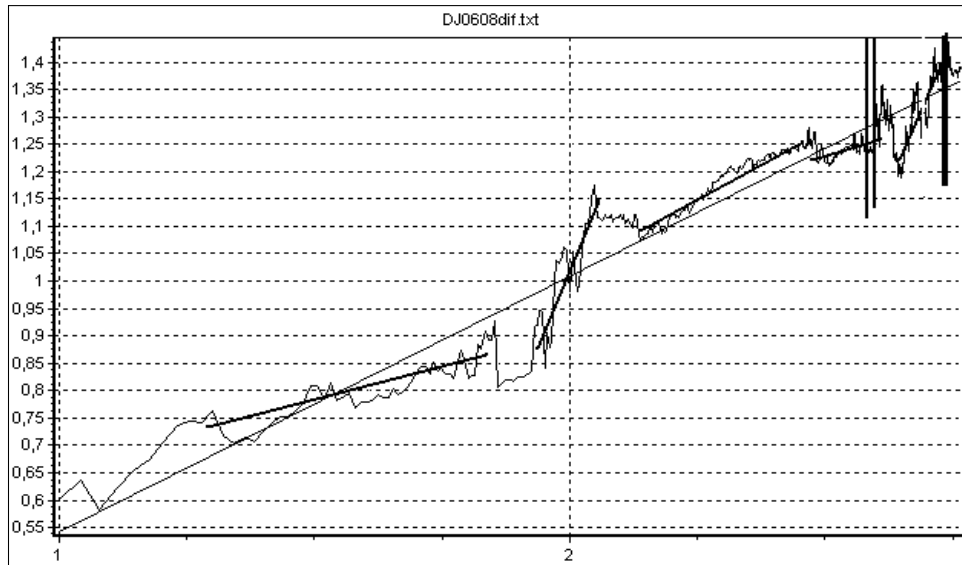


Рис. 1. Показник Херста індексу DJI за період із 1 січня 2006 р. по 27 квітня 2008 р. (вертикальні лінії — основні події в економіці США, похилі — періоди)

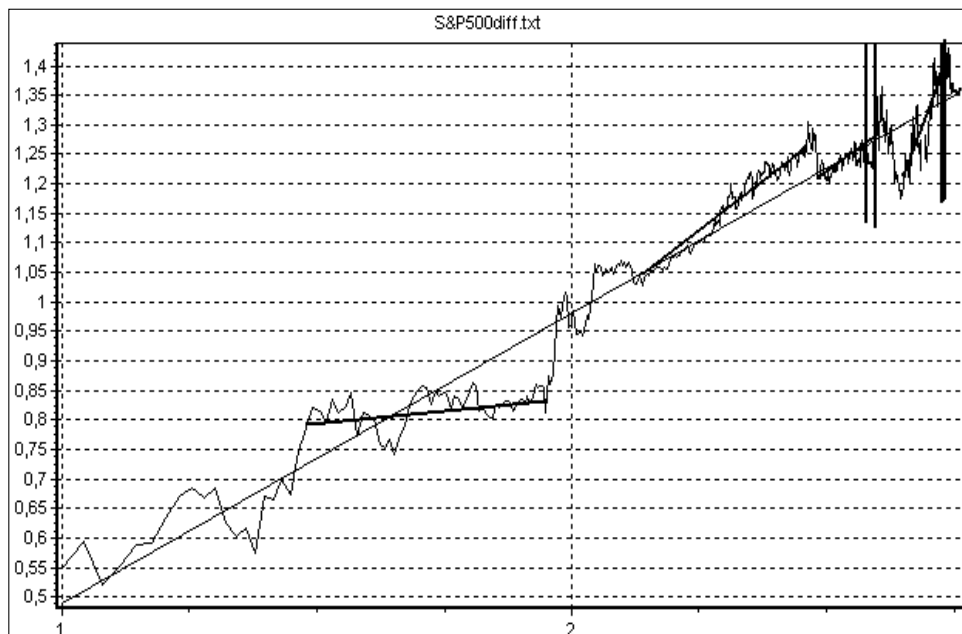


Рис. 2. Показник Херста індексу S&P500 за період із 1 січня 2006 р. по 27 квітня 2008 р. (вертикальні лінії — основні події в економіці США, похилі — періоди)

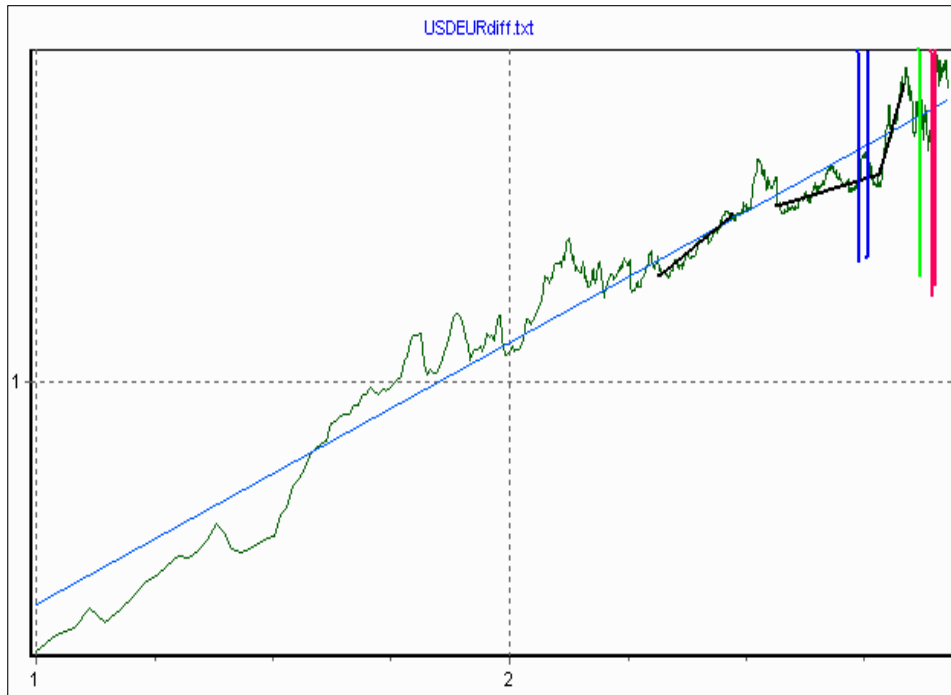


Рис. 3. Показник Херста долар/євро (USDEUR FX) за період із 1 січня 2006 р. по 27 квітня 2008 р. (вертикальні лінії — основні події в економіці США, похилі — періоди)



Рис. 4. Індекс DJI за період із 1 січня 2006 р. по 27 квітня 2008 р. (вертикальні лінії — основні події в економіці США, лінії з цифрами — початок та кінець статистичного циклу)

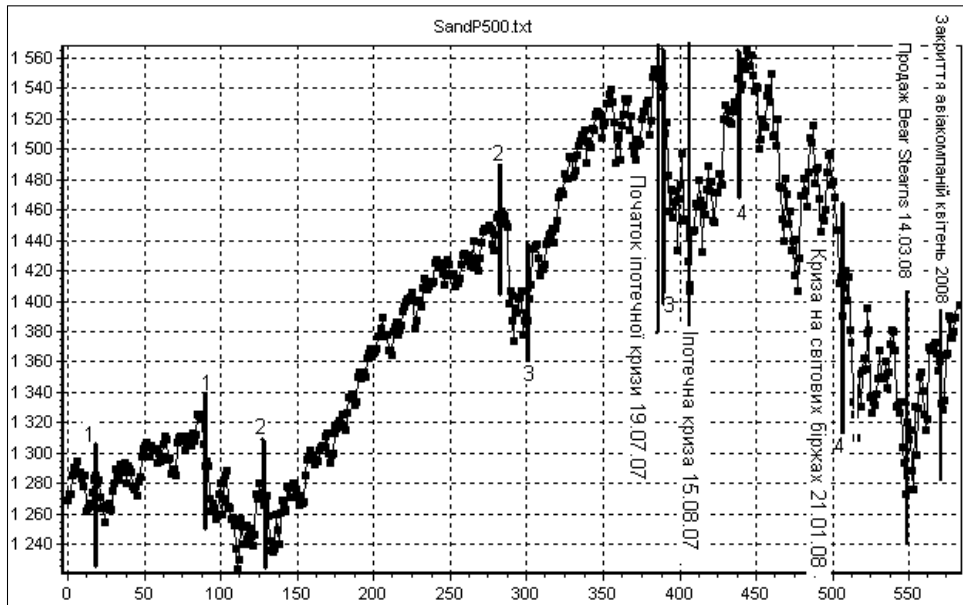


Рис. 5. Індекс S&P500 за період із 1 січня 2006 р. по 27 квітня 2008 р. (вертикальні лінії — основні події в економіці США, лінії з цифрами — початок та кінець статистичного циклу)

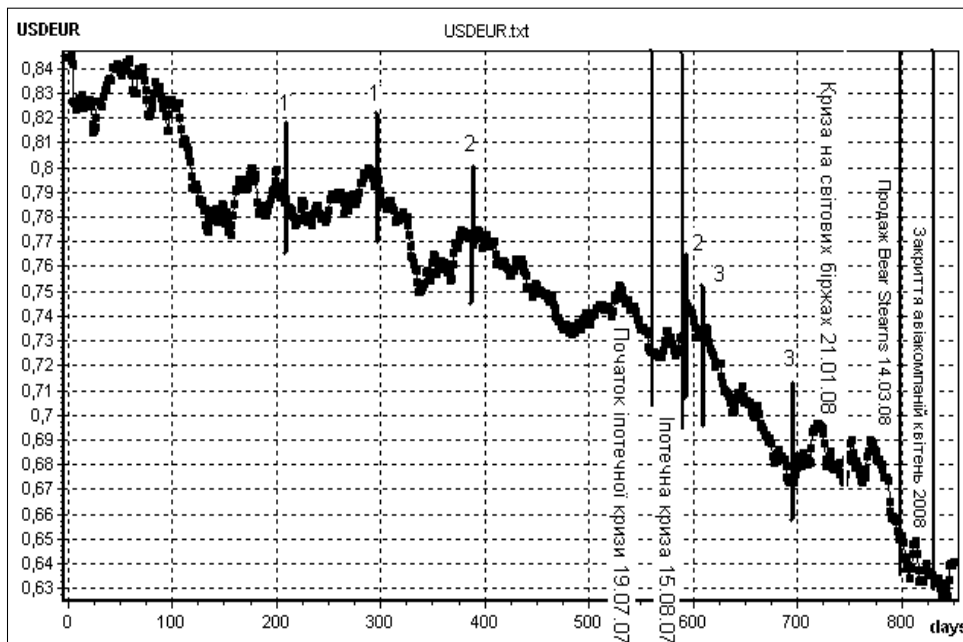


Рис. 6. Курс USDEUR FX за період із 1 січня 2006 р. по 27 квітня 2008 р. (вертикальні лінії — основні події в економіці США, лінії з цифрами — початок та кінець статистичного циклу)

Було розраховано СПЛ для кожного періоду та порівняно його із загальним показником Ляпунова всієї системи. Результати обчислення СПЛ на виділених циклах наведені в таблиці. Також було використано алгоритм роботи [6], програмно реалізований магістрантом М. Сладким.

Таблиця. Результати тестувань

DJI	S&P500	USDEUR FX
$\lambda_{\text{заг}} = 0,53867$	$\lambda_{\text{заг}} = 0,8172$	$\lambda_{\text{заг}} = 0,075$
$\lambda_{1,2} = 0,6734$	$\lambda_1 = 0,376$	$\lambda_1 = 0,2203$
$\lambda_3 = 0,1464$	$\lambda_2 = 0,1344$	$\lambda_2 = 0,2848$
$\lambda_4 = 0,4491$	$\lambda_3 = 0,502$	$\lambda_3 = 0,208$
$\lambda_5 = 0,7226$	$\lambda_4 = 0,6206$	$\lambda_{\text{зал}} = 0,2727$

Відомо, що для режиму динамічного хаосу характерна наявність експоненціальної нестійкості траєкторій, кількісною мірою якої є позитивний Ляпуновський показник, який характеризує ступінь чутливості системи до вибору початкових умов [1]. Число позитивних експонент в спектрі Ляпуновських показників визначається кількістю нестійких напрямів періодичних орбіт, вбудованих в хаотичних аттрактор, хоча можливі і складніші ситуації (що полягають у співіснуванні періодичних орбіт з різним числом нестійких напрямів).

ВИСНОВКИ

Отже, показник Ляпунова насправді реагує на кризисні явища, оскільки саме тоді в системі домінує хаотичний рух. Потрібно зазначити, що за допомогою показника Херста не завжди можна виділити всі ключові цикли. Особливо це відноситься до останніх днів (рис. 2, 3). Це спричинено недостатністю даних на останніх днях. Крім того, якщо детально аналізувати графік, то можна помітити цикли в циклах, тому важко визначити кінець одного, або початок другого циклу. Щоб уникнути таких проблем, аналіз проводився не «пустими» формулами, а використовувалися реальні дані (дати ключових подій).

Для індексу DJI були отримані найкращі результати — поступове збільшення показника Ляпунова. Важливим є те, що на спокійному 3 періоді (рис. 4) показник Ляпунова виявився найменшим, а на останньому перевищив показник усієї системи. Для періоду, що включає всі ключеві події, показник Ляпунова склав $\lambda_{\text{зал}} = 0,588$ порівняно з $\lambda_{\text{заг}} = 0,53867$.

Для індексу S&P500 ми отримали поступове зростання показника Ляпунова для розрахованих періодів. Показник λ не перевищив $\lambda_{\text{заг}}$ (усієї системи). Але, необхідно зазначити, що для періоду, що включає всі ключеві події, показник Ляпунова склав $\lambda_{\text{зал}} = 0,8630$ порівняно з $\lambda_{\text{заг}} = 0,8172$.

Для курсу USDEUR було виявлено, що дана система постійно перебуває в сталому хаотичному стані, оскільки на кожному із вказаних періодів ми отримали значне збільшення показника Ляпунова щодо загального значення. Це свідчить про те, що курс USDEUR постійно коливається. Основна причина такого явища полягає в тому, що, не дивлячись на загальну економічну кризу в США, багато країн світу (в тому числі і Україна) змушені виконувати свої зобов'язання по взятим кредитам. Одним із цих зобов'язань є

підтримка американського долара. Крім того, такі потужні країни сходу, як Китай та Індія, більшість торгових операцій проводять у доларах. Тобто, з одного боку, долар намагається «задовольнити» кризу, а з іншого — його постійно «підтримують». Також, необхідно додати всі чутки, які оточують цю валюту. І знову результат обчислень показника Ляпунова для періоду, що включає всі ключові події, складає $\lambda_{\text{зал}} = 0,2727$ порівняно з $\lambda_1 = 0,2203$, $\lambda_2 = 0,2848$, $\lambda_3 = 0,208$.

Отже, можна зробити такі остаточні висновки із проведених розрахунків. Отримані результати точно відображають реальну економічну ситуацію, що склалася на американських та світових біржах на сьогодні. Показник Ляпунова доцільно використовувати як міру хаосу. Для більш точного та глибшого аналізу пропонується використовувати метод Херста для визначення основних статистичних періодів, і на отриманих результатах обчислювати показник Ляпунова. На основі такого підходу можна створити «Alert»-технологію, технологію попередження та виявлення негативних наслідків в економічних та фінансових процесах. Основна проблема підходу полягає в об'ємі даних на період. Як рішення пропонується об'єднувати періоди з малою кількістю точок (DJI $\lambda_{1,2}$).

ЛІТЕРАТУРА

1. Кузнецов С.П. Динамический хаос (курс лекций). — М.: Изд. Физ.-мат. лит-ры, 2001. — 296 с.
2. Лопатин А.К., Черненко О.Б. Статистические циклы числовых рядов курса USD-UAH и их качественная характеристика // Актуальные проблемы экономики. — 2007. — № 10. — С. 142–150.
3. Лопатин А.К. Статистическая периодичность числовых рядов и их качественная классификация // Искусственный интеллект. — 2007. — № 3. — С. 93–104.
4. Лопатин А.К. Системный анализ мирового финансового кризиса 2007–2008 гг. (статистические аспекты) // Искусственный интеллект. — 2008. — № 3. — С. 179–186.
5. Статистичні дані. — <http://finance.yahoo.com>.
6. Rosenstein M.T., Collins J.J. and De Luca C.J. A practical method for calculating largest Lyapunov exponents from small data sets // Physica D. — 1993. — **65**, № 117. — С. 117–134.

Надійшла 23.05.2009

ОЦЕНКА СХОДСТВА СТРУКТУРНЫХ ОБЪЕКТОВ КАК МНОЖЕСТВ КОМПОНЕНТ

В.А. ГОРОХОВАТСКИЙ

Рассматриваются вопросы сопоставления изображений визуальных объектов в системах компьютерного зрения. Предложены меры сходства, учитывающие искажение и появление ложных компонент в структурном описании. Проведен анализ свойств методов. Описаны результаты компьютерного моделирования для реальных изображений.

ВВЕДЕНИЕ

Распознавание образов решает проблемы построения и применения формальных операций над отображениями объектов в некотором пространстве признаков, что отражается в отношениях эквивалентности между объектами. Эти отношения выражают принадлежность к классам, рассматриваемым как самостоятельные семантические единицы. Наиболее часто в целях классификации используются следующие методы интеллектуального анализа данных: ранжирование, сравнение, непосредственное оценивание [1–6].

Путем перехода от изображения к множеству ключевых точек (КТ) или множеству информативных фрагментов удастся достичь существенного снижения объема информации, в то время как характеристики распознавания (достоверность, помехозащищенность) при этом практически не снижаются. При представлении изображений в пространствах КТ визуальные данные можно рассматривать как мультимножества [7], т.к. значения признаков КТ бывают достаточно близкими между собой. КТ представляет собой числовой вектор фиксированной размерности с вещественными значениями, связанный с точкой пространства координат. Одним из наиболее эффективных современных способов построения описания в виде множества КТ есть применение детектора SIFT (Scale-invariant feature transform — масштабно-инвариантное преобразование признаков), который формирует КТ как вектор размерностью 128 [8]. Множество КТ является базой для формирования компонентного представления, например, путем построения отношений между КТ. Будем рассматривать распознаваемый визуальный объект как многоэлементную совокупность (объединение) *компонент*, а значение вектора признаков для компоненты назовем *дескриптором*. Компонентное представление позволяет осуществлять структурный анализ визуальной информации в виде составных объектов. Выбор типов дескрипторов и компонент в значительной мере влияет на свойства классов в плане их разделения между собой. Основной задачей компонентного сопоставления объектов есть надежное функционирование систем в неполном пространстве признаков, а также исключение ложных компонент. Для этих целей необходима разработка специальных мер сходства [4, 7, 8].

Цель работы — формализация и анализ свойств мер сходства и расстояний на множествах КТ применительно к задаче сопоставления изображений в условиях неполного представления и ложных воздействий.

Задачи исследования — построение мер сходства для конечных множеств дескрипторов, изучение особенностей применения мер для визуальных объектов, описание сходства в терминах соответствий и отношений на множестве признаков, анализ и оценка эффективности предлагаемых подходов.

КЛЮЧЕВЫЕ ТОЧКИ И КОМПОНЕНТЫ

Компонента — это либо одиночная КТ, либо некоторое множество КТ, сформированное путем построения отношений. Отношения дают возможность анализировать комбинации признаков, которые в информационном плане часто являются более значимыми для распознавания, чем сами признаки [1]. В этом аспекте не накладывается никаких требований на способ построения компонент, в частности, допускается их пространственное пересечение. В то же время сами КТ характеризуют свойства изображения в конкретных точках. Рис. 1 иллюстрирует схему компонентного представления объектов.

Задача отнесения объекта к некоторому классу решается путем оценки сходства множеств. Сходство отличается тем, что вычисляемые величины сравниваются не со шкалой, а относительно друг друга, это дает возможность наряду с упорядочиванием различать между собой объекты, которые могут включать схожие элементы. Современные технологии для построения сходства-различия в качестве первого этапа предполагают сравнение пар дескрипторов объект-эталон и получение локальных характеристик. Затем локальные значения интегрируются с целью получения глобальной (общей) меры соответствия [7–10].

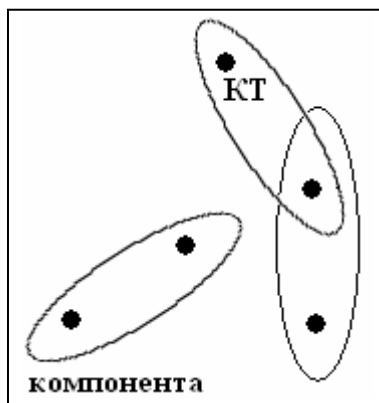


Рис. 1. Объект в виде компонент из пар КТ

Для решения задачи оценки сходства-различия применимы не все классические меры и метрики. Например, метрики Хаусдорфа и ближнего (дальнего) соседа фактически формируются по величине одного из расстояний между элементами и по этой причине не могут считаться устойчивыми к локальным искажениям. С другой стороны, интегрально учитывающая схожесть всех без исключения элементов величина «средней связи», которая вычисляется как среднее арифметическое всевозможных попарных расстояний между элементами, обладает хорошей помехозащищенностью относительно аддитивных помех, однако, к локальным искажениям она также неустойчива. Наиболее близкими к требуемым свойствам являются меры, связанные с операциями пересечения и симметрической разности множеств. Они вычисляются путем подсчета соответствий элементов (голосование). Подсчет эквивалентных компонент реализует аппроксимацию полного

соответствия объектов. Голосование компонент высоких уровней в виде совокупности КТ позволяет учесть внутреннее сходство структур объектов. В соответствии со значениями мер формируются оценки классов для реализации задач распознавания (рис. 2).

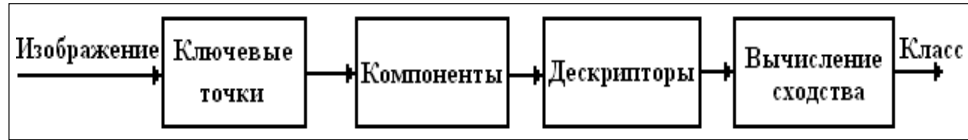


Рис. 2. Схема обработки данных при распознавании

ПРИМЕНЕНИЕ АССОЦИАТИВНЫХ МЕР И МЕТРИК

В задачах анализа двумерных сигналов и оценки биометрической информации различают три типа мер сходства-различия [3–5, 11, 12]: ассоциативные, выражающие отношения числа совпадающих признаков к общему их числу (коэффициенты связи, парные функции); корреляционные («косинусные» меры); показатели расстояния в метрическом пространстве.

Выбор конкретных мер зависит в первую очередь от цели их применения или исследования. Существующие меры тесно связаны между собой в том плане, что оценивают в конечном итоге вероятность того, что сравниваемые объекты будут идентичными. Достаточно простыми в вычислительном плане есть ассоциативные меры, которые сводятся к «подсчету» числа нужных элементов, что отражает меру частичного соответствия объектов. Кроме того, ассоциативные меры легко распространяются на случай анализа компонент. При применении мер для элементов сравниваемых множеств необходимо ввести некоторый критерий эквивалентности.

Пусть U — некоторый универсум дескрипторов $\lambda \in U$. Обозначим Λ^1, Λ^2 — конечные множества дескрипторов, $\Lambda^1, \Lambda^2 \subset U$, $\Lambda^1 = \{\lambda_i^1\}_{i=1}^{\mu(1)}$, $\Lambda^2 = \{\lambda_i^2\}_{i=1}^{\mu(2)}$, $\mu(1), \mu(2)$ — мощности множеств. Введем на U некоторое расстояние $\rho(\lambda, \lambda_0)$ между дескрипторами $\lambda, \lambda_0 \in U$, которое определяет нормированное метрическое пространство $\mathfrak{Z} = (U, \rho)$, $\rho: U \times U \rightarrow [0, 1]$. В качестве ρ может быть использована произвольная метрика, чаще всего для КТ применяют евклидово или манхэттенское расстояние в вещественном векторном пространстве R^n , $U \subseteq R^n$. Распространенными способами нормировки дескрипторов есть деление на норму вектора или на максимальное значение среди компонент [11].

Рассмотрим правило φ , соответствующее попаданию дескриптора λ внутрь шара радиуса δ с центром в λ_0

$$\varphi: \rho(\lambda, \lambda_0) \leq \delta. \quad (1)$$

Правило (1) определяет для каждого из множеств Λ^1, Λ^2 некоторое семейство шаров с параметрами δ, ρ и устанавливает бинарное отношение неразличимости дескрипторов [2]. Принадлежность шару означает эквивалентность λ, λ_0 . Параметр δ определяет степень точности при установле-

нии неразличимости. С увеличением δ растет размер конгломератов эквивалентных КТ. Заметим, что $\delta \in [0,1]$ в силу нормированной метрики ρ . Правилом (1) задаются эквивалентные подмножества элементов как между множествами Λ^1, Λ^2 , так и внутри каждого из них. Выполнение условия (1) проверяется посредством предиката

$$L[\rho(\lambda, \lambda_0), \delta] = \begin{cases} 0, & \rho(\lambda, \lambda_0) \leq \delta, \\ 1, & \text{else,} \end{cases}$$

равного 0 или 1 в зависимости от истинности неравенства и определяющего некоторое подмножество эквивалентных элементов. Применение L означает переход к представлению компоненты в виде дихотомического признака. Вторым способом анализа есть пороговая обработка вида

$$L^\delta[\rho(\lambda, \lambda_0), \delta] = \begin{cases} \rho(\lambda, \lambda_0), & \rho(\lambda, \lambda_0) \leq \delta, \\ 1, & \text{else,} \end{cases}$$

где при выполнении правила (1) сходство элементов равно значению метрики $\rho(\lambda, \lambda_0)$. Области формирования близких значений для L и L^δ совпадают, однако при использовании L^δ сохраняются значения метрики $\rho(\lambda, \lambda_0)$, которые можно использовать как веса элементов.

Применим ассоциативные меры сходства с целью определения величины близости множеств Λ^1, Λ^2 [3–5]. Определим для множеств Λ^1, Λ^2 на основе (1) операции пересечения $C = \Lambda^1 \cap \Lambda^2$ и разности $A_1 = \Lambda^1 \setminus \Lambda^2$, $A_2 = \Lambda^2 \setminus \Lambda^1$. Обозначим мощности полученных множеств как $c = \mu(C)$, $a = \mu(A_1)$, $b = \mu(A_2)$. Наиболее популярны в задачах обработки сложных сигналов меры, полученные на основе множеств C, A_1, A_2 : функция Жаккара $K_1 = c/(a + b + c)$; функция Сьеренсена $K_2 = 2c/(a + b)$; функция Дейка $K_3 = 2c/(a + b + 2c)$; функция Кульчинского $K_4 = (a + b)/(2ab)$; процент несогласия $K_5 = (a + b)/(a + b + c)$; функция Соукала и Снита $K_6 = c/(c + 2(a + b))$; несимметричный трансформированный коэффициент Дейка $K_7 = (c - \min(a, b))/(c + \min(a, b))$ и другие.

Ассоциативные меры обладают такими достоинствами, как универсальность и быстрое действие вычислений. Кроме того, они, как правило, безразмерны и ограничены отрезком $[0;1]$. Каждая из мер имеет свои особенности. Например, мера K_7 задана отрезком $[-1;1]$, а K_2 ненормирована, т.к. пересечение может превышать величину симметрической разности. Значения отдельных функций, например, K_2, K_4 не определены при совпадении множеств, т.к. при этом выполняется $a = b = 0$, поэтому меры нужно доопределить для этих случаев. Заметим также, что меры K_1, K_5 можно выразить друг через друга. Значение $(a + b)$ — мощность симметрической разности множеств Λ^1, Λ^2 , широко используемой в интеллектуальном ана-

лизе данных, связанном с проблемами грануляции информации [2, 6]. Величина $(a + b)$ есть расстояние между множествами Λ^1, Λ^2 [6]. Значение $(a + b + 2c)$ соответствует сумме мощностей $\mu(1) + \mu(2)$. Одним из критериев выбора конкретной функции есть относительная важность событий совпадения или несовпадения элементов. Например, функция K_3 придает вдвое больший вес совпадающим элементам, а функция K_6 — несовпадающим. Самым естественным вариантом функции сходства есть отношение числа совпадающих признаков к их общему числу.

В работе [3] обсуждается понятие эквивалентности мер в том плане, что две идентичные меры приводят к одной и той же последовательности объектов, упорядоченных по их сходству, близкие объекты остаются близкими и т.д. Например, можно показать, что свойством эквивалентности обладает континуум мер сходства, представленных формулой:

$$K = 2c / [(1 + \alpha)(a + b + 2c) - 2\alpha c], \quad (2)$$

где $-1 < \alpha < \infty$. Нетрудно заметить, что при $\alpha = 0$ из (2) имеем функцию K_2 , при $\alpha = 1$ — функцию K_1 , тогда $\alpha = 3$ соответствует величине K_6 , поэтому споры о том, какой из коэффициентов лучше, считаются беспредметными. Определение эквивалентности мер приводит к необходимости использования на практике именно неэквивалентных мер, оценивающих разносторонние свойства анализируемых объектов. Если, например, выводы, полученные на основе корреляционных мер сходства, совпадут с выводами анализа на основе евклидовой метрики, то с уверенностью можно утверждать, что они действительно основаны на свойствах исходных данных, а не на способе их извлечения [3]. Выражения для функций K_1, \dots, K_7 и (2) могут быть обобщены для количественных признаков, принимающих конечное множество числовых значений [5]. Здесь величины a, b, c для выражений K_1, \dots, K_7 вычисляются следующим образом:

$$a = b = \sum_{i,k} [\max(\lambda_i^1, \lambda_k^2) - \min(\lambda_i^1, \lambda_k^2)], \quad c = \sum_{i,k} \min(\lambda_i^1, \lambda_k^2). \quad (3)$$

В случае фиксированного соответствия между компонентами сравниваемых множеств, как это применено в модификациях корреляционных подходов при анализе изображений [9], реализация мер сходства упрощается и приобретает вид векторно-пространственной модели, когда необходимо осуществить сопоставление и подсчитать число сходных компонент векторов. В то же время для более общего случая в силу наличия геометрических преобразований нет возможности точно установить соответствие компонент в процессе измерений, поэтому требуется осуществлять перебор на некотором подмножестве соответствий. Наиболее полный вариант анализа соответствий реализуется путем перебора всевозможных пар $(\lambda_i^1, \lambda_k^2)$ элементов. Количество сравнений при этом оценивается произведением $\mu_{12} = \mu(1)\mu(2)$.

Схема применения более сложных в вычислительном аспекте корреляционных мер или расстояний для задач компонентного представления прак-

тически не отличается от использования ассоциативных мер. Преимущество метрик состоит в возможности построения на их основе быстродействующих процедур поиска [6]. Принципиальным моментом, позволяющим осуществить анализ структуры объектов, есть включение в процесс обработки отбора близких дескрипторов, что дает возможность оценить частичное сходство. Оценка сходства путем подсчета совпадений элементов приводит к мысли о возможности применения на множестве соответствий расстояния Хемминга [5], в классическом представлении подсчитывающего число различающихся элементов для двух последовательностей одинаковой длины. Для оценки степени соответствия множеств Λ^1, Λ^2 можно предложить следующую модификацию метрики Хемминга

$$\rho_H(\Lambda^1, \Lambda^2) = [\mu_{12}]^{-1} \sum_{i=1}^{\mu(1)} \sum_{k=1}^{\mu(2)} L[\rho(\lambda_i^1, \lambda_k^2), \delta], \quad (4)$$

где в качестве нормировочного коэффициента используется произведение мощностей μ_{12} . Значение ρ_H принадлежит отрезку $[0,1]$. Метрика (4) по сравнению с другими обладает важным свойством структурного анализа данных внутри сравниваемых множеств. Запишем выражение для метрики $\rho_\Lambda(\Lambda^1, \Lambda^2)$ на основе обработки L^δ в следующем виде:

$$\rho_\Lambda(\Lambda^1, \Lambda^2) = [\mu_{12}]^{-1} \sum_{i=1}^{\mu(1)} \sum_{k=1}^{\mu(2)} L^\delta[\rho(\lambda_i^1, \lambda_k^2), \delta]. \quad (5)$$

Соотношение (5) как линейную комбинацию метрик можно считать метрикой [11]. Метрика (5) является модификацией расстояния «средней связи», однако, в отличие от (4) не отражает напрямую числа различающихся элементов множеств и поэтому носит символический характер «средней температуры». Сумма значений в пределах порога δ при фиксированном μ_{12} может дать лишь приближенную оценку числа таких элементов. Заметим, что в случае, когда для всех элементов первого множества выполняется правило (1), величина (5) равна значению метрики средней связи. В частном случае ненулевое значение метрики (5) может быть получено даже по одной паре схожих компонент, что может быть недопустимым с точки зрения достоверности решения. В таком случае метрику (5) нужно дополнить логическим условием вида

$$\rho_\Lambda^\varepsilon(\Lambda^1, \Lambda^2) = \begin{cases} \rho_\Lambda(\Lambda^1, \Lambda^2), & N_L > N^\varepsilon, \\ \rho^\varepsilon, & \text{else,} \end{cases} \quad (6)$$

где N^ε — некоторое пороговое значение для минимально допустимого числа соответствий, N_L — реальное число соответствий, полученное в процессе вычисления (5) и равное числу неединичных значений предиката L ; ρ^ε — некоторое символическое значение метрики, означающее ситуацию «полного отсутствия» сходства при введенных ограничениях. Логический анализ вида (6) дает возможность обеспечить заданную достоверность принятия решения о сходстве, определяемую числом имеющихся соответствий. Еще один вариант модификации метрики средней связи можно получить нормировкой на число N_L близких элементов

$$\rho_{\Lambda}(\Lambda^1, \Lambda^2) = [N_L]^{-1} \sum_{i=1}^{\mu(1)} \sum_{k=1}^{\mu(2)} L^N[\rho(\lambda_i^1, \lambda_k^2), \delta], \quad (7)$$

где предикат L^N отличается от L^δ заменой 1 на 0. Принципы, использованные при построении (4)–(7), можно распространить и на другие метрики.

СХОДСТВО В ТЕРМИНАХ АНАЛИЗА СООТВЕТСТВИЙ

Опишем множество θ_i^{12} соответствий элемента $\lambda_i^1 \in \Lambda^1$ во множестве Λ^2 в виде $\theta_i^{12} = \{\lambda_k^2 \in \Lambda^2 : L^*[\rho(\lambda_i^1, \lambda_k^2), \delta]\}$, где L^* — один из рассмотренных предикатов. В частных случаях множество θ_i^{12} может включать лишь один элемент (однозначное соответствие) или вообще не содержать элементов $\theta_i^{12} = \emptyset$ (пустое соответствие). Аналогичным образом описываются множества соответствий θ_i^{11} и θ_i^{22} внутри объектов Λ^1, Λ^2 . Совместный анализ множеств соответствий $\theta_i^{11}, \theta_i^{22}$ может использоваться для оценки потенциальных возможностей различения объектов в пространстве дескрипторов. Учитывая, что мощности множеств соответствий и несоответствий для конечных множеств связаны между собой однозначным образом, меру множества соответствий считаем мерой сходства.

Основой для вычисления сходства (4), (5) компонентных объектов является прямоугольная матрица расстояний $\rho(i, k) = \rho(\lambda_i^1, \lambda_k^2)$, $i = 1, \dots, \mu(1)$; $k = 1, \dots, \mu(2)$. Строка матрицы $\rho(i, k)$ соответствует расстояниям i -го дескриптора первого объекта до каждого из дескрипторов второго. Перейдем от матрицы расстояний к ее представлению в виде матрицы соответствий $\Theta(i, k)$ тех же размеров путем реализации отображения $\Omega: \rho(i, k) \rightarrow \Theta(i, k)$, и на основе $\Theta(i, k)$ определим функцию сходства. Построение матрицы $\Theta(i, k)$ и ее анализ сводится к нескольким возможным вариантам. Во-первых, должен быть выбран однозначный или множественный тип соответствия θ_i^{12} дескрипторов, который определяется количеством элементов множества Λ^2 , которые могут считаться эквивалентными элементу из Λ^1 . При однозначном типе множество θ_i^{12} содержит максимум один элемент, тогда строка матрицы $\Theta(i, k)$ может содержать только один неединичный элемент (единица означает отсутствие соответствия). При множественном соответствии в строке $\Theta(i, k)$ может быть произвольное или строго фиксированное число элементов (в пределах от 0 до $\mu(2)$).

Во-вторых, в зависимости от применяемого предиката задается бинарный или многозначный вид соответствия. Бинарная обработка реализуется предикатом L и матрица $\Theta(i, k)$ приобретает двоичный вид. При многозначном представлении матрица $\Theta(i, k)$, кроме единиц, содержит элементы $\rho(i, k)$, т.е. $\Theta(i, k) = [\rho(i, k) | L^\delta[\rho(i, k), \delta]]$, где отличие от 1 означает соответствие.

Каждый из вариантов обработки имеет свои особенности применения. Например, при множественном многозначном представлении имеем матрицу, каждая строка которой содержит определенное число элементов со значениями из отрезка $[0, \delta]$, что при построении общего сходства требует дополнительных действий по выбору одного из них либо нормировки. Учет множественных соответствий предполагает при формировании общего сходства выбор одного из вариантов для веса соответствия: все соответствия равноценны с весом 1; соответствия равноценны с весом, равным $1/m$, где m — их число в строке; вес соответствия определяется величиной $\rho(i, k)$ и т.д. Однако множественные соответствия в целом оказываются устойчивее к действию помех, чем однозначные [7, 10]. Кроме того, при получении однозначных соответствий по сравнению с множественными необходимы дополнительные вычисления, связанные с поиском оптимумов, ранжированием и т.д. В методах SIFT получил применение вариант однозначного способа установления соответствий с дополнительной проверкой надежности такого решения путем анализа величины второго оптимума [8].

Опишем теперь сходство как функцию $\Theta(i, k)$. Одним из вариантов есть выражение

$$\rho_{\Lambda}(\Lambda^1, \Lambda^2) = [\mu_{12}]^{-1} \sum_{i=1}^{\mu(1)} \sum_{k=1}^{\mu(2)} \Theta(i, k), \quad (8)$$

представляющие собой значение метрики (4), (5) с учетом типа соответствия. Для случая однозначных бинарных соответствий значение суммы в (8) есть число строк, содержащих ноль, что соответствует числу «одинаковых» элементов множеств. В случае многозначных бинарных соответствий сумма в соотношении (8) означает общее число всех не совпавших элементов (с учетом повторений). Для других типов соответствия значение (8) можно отнести к модификациям метрик: ближнего соседа (однозначные соответствия), m ближайших соседей (фиксированное число m наиболее сходных элементов), метрики средней связи (многозначные). Во всех перечисленных модификациях учитываются близкие элементы множеств, для сходства которых выполнена пороговая обработка L^{δ} .

Заметим, что нормировка в (8) играет важную роль для анализа сходства. Например, при бинарных однозначных соответствиях для двух одинаковых множеств с различающимися элементами (без повторений) значение суммы в (8) равно $\mu_{12} - \mu(1)$, или $\mu(1)[\mu(2) - 1]$, а величина (8) для этой ситуации равна $\rho_{\Lambda} = 1 - 1/\mu(2)$. В то же время для идентичных множеств $\rho_{\Lambda} = 0$. Это говорит о необходимости применения различных подходов для этих ситуаций, по-своему отражающих событие совпадения множеств. Например, более практичным вариантом для случая неповторяющихся элементов вместо метрики (8) может оказаться сходство

$$K = [\min[\mu(1), \mu(2)]]^{-1} \sum_{i=1}^{\mu(1)} \sum_{k=1}^{\mu(2)} [1 - \Theta(i, k)], \quad (9)$$

равное 1 при полном совпадении. Выражение (9) точнее отражает суть сопоставления множеств компонент как подсчет относительной доли одинаковых элементов. В то же время (8) более универсально и не требует дополнительной проверки повторяемости элементов.

При построении мер сходства в задачах распознавания, когда анализируемый объект (например, множество Λ^2) поочередно сравнивается с базой эталонов, нормировка при определении доли однозначных соответствий может быть реализована путем деления на $\mu(1)$, которое в данном случае отражает максимально возможное их число. Тогда мера сходства есть доля элементов эталона, которые нашли свое соответствие в объекте, и вычисляется как $K = \eta / \mu(1)$, где числитель η равен числу установленных соответствий.

Важным для задач анализа визуальных данных является также расположение нулей в матрице соответствий. Понятно, что если в каждой строке и каждом столбце содержится только один ноль, то мы имеем дело с одновременным соответствием нескольких пар элементов разных множеств, что должно отражаться на значении метрики. Этим качеством описанные метрики и меры сходства не обладают, что говорит о необходимости их дальнейшего усовершенствования. В некоторой мере это учтено в мерах на основе отношений, изложенных ниже.

На базе значений i -той строки матриц $\rho(i, k)$ или $\Theta(i, k)$ может быть сформирована промежуточная мера сходства типа элемент-множество, на основе которой в дальнейшем можно вычислить сходство двух множеств. Особенно актуален такой вид сходства для тех задач распознавания, где для каждого структурного элемента объекта вначале осуществляется оценка класса, а затем по совокупности полученных оценок принимается глобальное решение о классе объекта. С другой стороны, практика задач компьютерного зрения показывает, что результат распознавания по сходству множеств часто оказывается более достоверным в условиях помех, чем принятие решения по совокупности локальных решений.

МЕРЫ НА МНОЖЕСТВЕ ОТНОШЕНИЙ

Введем на универсуме U дескрипторов некоторое отношение R_U , $R_U \subseteq U \times U \times \dots \times U$. Для конкретности рассмотрим бинарные отношения $R_U \subseteq U \times U$ и сформулируем принципы построения и сравнения отношений из множества R_U . Наиболее применимы в анализе данных отношения неразличимости (равенство), предшествования (ранжирование) и соседства [2]. При анализе изображений дополнительно рассматривают два типа отношений: амплитудные и пространственные [7]. Амплитудные отношения характеризуют связь на множестве значений дескрипторов (неразличимость), пространственные — связь между их координатами, отражающую важные для визуальных данных геометрические аспекты (соседство).

Бинарное амплитудное отношение $r^{11} \in R_U$ для элементов $\lambda_i^1, \lambda_j^1 \in \Lambda^1$ множества Λ^1 может быть описано в виде совокупности $r^{11} = \{(\lambda_i^1, \lambda_j^1) \mid R(\lambda_i^1, \lambda_j^1)\}$, где $R(\lambda_i^1, \lambda_j^1)$ (или $R[r^{11}]$) — правило, формирующее отношение. Примером $R(\lambda_i^1, \lambda_j^1)$ могут быть предикаты L, L^δ .

Конкретно для элементов первого множества отношение имеет вид: $r^{11} = \{(\lambda_i^1, \lambda_j^1) \mid \rho(\lambda_i^1, \lambda_j^1) \leq \delta\}$ или $r^{11} = \{(\lambda_i^1, \lambda_j^1) \mid L\}$. Аналогично можно описать отношение r^{12} и между элементами множеств Λ^1, Λ^2 . Пространственное бинарное отношение для элементов $\lambda_i^1, \lambda_j^1 \in \Lambda^1$ имеет вид $r_c^{11} = \{(c_i^1, c_j^1) \mid R_c(c_i^1, c_j^1)\}$ или конкретно $r_c^{11} = \{(c_i^1, c_j^1) \mid \rho_c(c_i^1, c_j^1) \leq \delta_c\}$, где c_i^1, c_j^1 — координаты элементов λ_i^1, λ_j^1 , ρ_c — метрика в координатном пиксельном пространстве, δ_c — порог, определяющий размер пространственной окрестности, в пределах которой элементы λ_i^1, λ_j^1 считаются удовлетворяющими отношению R_c . Как правило, координатные отношения имеют смысл близости или соседства. Величина δ_c должна быть согласована с соответствующим значением для множества Λ^2 с учетом допустимых геометрических преобразований и определяет возможность «склеивания» (в плане совместного анализа) для пары компонент между собой. Другой пример правила R_c может быть связан с заданием бинарных пространственных отношений в виде дуальных графов [12], отражающих связь пар компонент.

Правило для формирования отношения r^{12} представим в виде конъюнкции

$$R[r^{12}] : (\rho(\lambda_i^1, \lambda_j^2) \leq \delta) \& (\rho(\lambda_k^1, \lambda_l^2) \leq \delta).$$

Установим теперь правило $R \& R_c$ для одновременного применения $r^{12}, r_c^{11}, r_c^{22}$ в виде

$$\begin{aligned} R \& R_c[r^{12}, r_c^{11}, r_c^{22}] : & (\rho(\lambda_i^1, \lambda_j^2) \leq \delta) \& (\rho(\lambda_k^1, \lambda_l^2) \leq \delta) \& \\ & \& (\rho_c(c_i^1, c_k^1) \leq \delta_c) \& (\rho_c(c_j^2, c_l^2) \leq \delta_c), \end{aligned} \quad (10)$$

которое означает выполнение (1) для каждой из пар элементов (амплитудное отношение r^{12}) и двух условий для соответствующих координат, реализующих пространственное отношение r_c^{kk} , $k = 1, 2$. В целом выражение (10) можно представить как новое отношение r_4^{12} для четверки:

$$\begin{aligned} r_4^{12} = & \{(\lambda_i^1, c_i^1), (\lambda_k^1, c_k^1), (\lambda_j^2, c_j^2), (\lambda_l^2, c_l^2)\} \mid r^{12}(\lambda_i^1, \lambda_j^2), \\ & r^{12}(\lambda_k^1, \lambda_l^2), r_c^{11}(c_i^1, c_k^1), r_c^{22}(c_j^2, c_l^2)\}. \end{aligned} \quad (11)$$

Отношение (11) можно трактовать как установление соответствия для пары точек двух разных объектов, причем координаты точек, в свою очередь, включены в пространственные отношения r_c^{11}, r_c^{22} внутри каждого из объектов. Выражение (11) можно использовать для построения новых компонент. Оно легко распространяется на произвольное число пар компонент, пространственное отношение которых фиксирует некоторую геометрию визуального объекта.

В целом отношение (11) построено на метриках ρ , ρ_c и может быть использовано в выражениях для ассоциативных мер K_1, \dots, K_7 и метриках типа (4)–(7). При этом фактически будет реализован подсчет количества отношений, установленных для элементов двух множеств. Здесь вместо предиката L необходимо использовать новый предикат L' , проверяющий выполнение отношения вида (11). В метриках на основе обработки L^δ и сходствах, связанных с ранжированием, дополнительно можно численно оценивать степень выполнения отношения (11). Примером такой оценки есть сумма $\rho(\lambda_i^1, \lambda_j^2) + \rho(\lambda_k^1, \lambda_l^2)$.

Некоторые координатные подмножества точек, применяемые в ряде задач компьютерного зрения, дают возможность построить геометрические инварианты относительно аффинных преобразований [10]. В этом случае координатные отношения точек в виде значений геометрических инвариантов могут быть дополнены значениями соответствий их дескрипторов, устанавливаемых посредством (10), (11), что в целом даст возможность усовершенствовать существующие подходы и повысить достоверность решений.

Применение отношений по сравнению с использованием одиночных дескрипторов в плане достоверности распознавания имеет существенно лучшие показатели. Заметим, что предлагаемая схема анализа визуальных данных путем построения отношений может быть успешно расширена на любую арность (число элементов), которые они содержат. С другой стороны, увеличение числа элементов приводит к усилению интегральных качеств системы сопоставления, одновременно снижая устойчивость к локальным искажениям элементов множеств. Учитывая направленность таких схем обработки на устранение локальных искажений, целесообразно применять только двух- или трехместные отношения КТ, причем в целях ускорения вычислений использовать не полные, а целенаправленно сформированные усеченные подмножества отношений [10].

ЭКСПЕРИМЕНТЫ

Предварительный расчетный анализ рассмотренного разнообразия мер структурного соответствия показал следующее. Меры K_2 , K_4 в силу своих особенностей не обладают свойством непрерывности при изменении объема информации, выражающемся в числе дескрипторов, в меньшую или большую сторону. Мера K_7 также слабо реагирует на изменения структуры объекта. Метрика (5) при удачно выбранном пороге δ практически не отличается от метрики (4), и ее целесообразно применять лишь с нормировкой на число «близких» элементов аналогично (7). Среди остальных мер из набора K_1, \dots, K_7 следует выделить K_1 , K_3 , K_5 , в одинаковой степени реагирующие на добавление и удаление дескрипторов списка, а при необходимости выбора предпочтение следует все-таки отдать мере K_1 , более точно отражающей уровень структурных изменений по сравнению с K_3 .

В целях более тщательного качественного анализа обсуждаемых мер для практических наборов признаков проведены компьютерные экспери-

менты на реальных изображениях. В качестве компонент использованы множества КТ, полученные применением варианта детектора SIFT для базы данных, содержащей 30 полутоновых изображений аквариумных рыбок размером 100×100 пикселей, описанной в [7]. На рис. 3 показано изображение одного из эталонов, а также размещенные в оверлейном режиме на нем и еще на трех эталонах дескрипторы (темные точки). Число дескрипторов на выделенном эталоне равно 42.

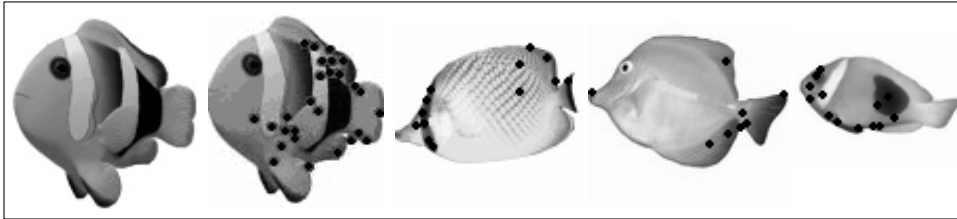


Рис. 3. Эталоны и характерные признаки

По результатам моделирования представлена таблица значений мер при сравнении выбранного эталона в пространстве признаков с собой (столбец 1) и с другими 4-мя эталонами с примерно таким же числом признаков. Наряду со значениями мер K_1, \dots, K_7 и метрик (4), (5) в таблицу включены значения меры для бинарных соответствий на базе отношения r^{12} , вычисленной как $K_9 = \eta_r / \mu_r$, где η_r — число полученных соответствий пар, μ_r — общее число пар. Рассмотрены две разновидности: K_9^1 — однозначные соответствия с нормировкой на число пар в Λ^1 и K_9^2 — многозначные соответствия (порог) с нормировкой на произведение числа пар. В целях сравнения приведены также аналогичные значения мер K_8^1, K_8^2 для однозначных соответствий, установленных по оптимуму сходства. Для сопоставления дескрипторов использовано евклидово расстояние векторов, а значение порога выбрано $\delta = 0,113$, что соответствует 1% от максимального значения метрики, равного $\sqrt{128}$. Как видим из таблицы, значения мер (4) и (5) отличаются, только начиная со 2-го знака после запятой, что говорит об удачно выбранном пороге δ , отражающем близость дескрипторов. При этом меры (4) и (5) на «своем» эталоне дают величину сходства около 0,88, что несколько отклоняется от минимально возможного значения, равного 0. Несмотря на это, с применением всех обсуждаемых мер без помех достигается безошибочное распознавание на анализируемой базе из 30 эталонов. Значения мер для реальных изображений, приведенные в таблице, в целом подтверждают предварительные оценки.

Оценим теперь свойства мер с точки зрения влияния на их величину искажений типа исключения КТ или появления ложных КТ. Уровень помехи добавления ложного элемента задавался вероятностью β_1 , а вероятность β_2 отражала событие исключения признака из списка КТ. Заметим, что для ряда мер, где нормировка происходит путем деления на величину μ_{12} , действие этих двух типов помех имеет некоторые различия. В частности, бывают ситуации, когда исключение общих дескрипторов не изменяет значения меры, что означает ее нечувствительность к таким искажениям.

Координаты и значения ложных дескрипторов в эксперименте формировались с использованием равномерного распределения. В таблице в качестве примера приведены величины сходства исходного и искаженного множеств дескрипторов объекта на рис. 3 при значениях $\beta_1 = 0,25$ и $\beta_2 = 0,25$, что соответствует изменению примерно четвертой части состава дескрипторов. Из таблицы путем сравнения с первым столбцом видим, что все рассматриваемые меры в той или иной степени реагируют на локальные искажения, однако более точно отражают действие таких помех меры $K_1(K_5)$, K_8 , K_9 и метрики (4), (5). Мера K_7 не реагирует на искажения такого типа. Анализ пар в мерах K_8^2 , K_9^2 по отношению к одиночным соответствиям, как видим, обеспечивает большую чувствительность к помехам исключения, а также более высокую достоверность решений относительно других эталонов базы, т.к. локальные оптимумы мер относительно глобального оптимума здесь менее значительны, чем в мерах K_8^1 , K_9^1 . Отметим, что для мер (4), (5) при помехе исключения наблюдаются значения ниже, а у мер K_8^2 , K_9^2 выше, чем у эталона. Это объясняется изменением базы суммирования при помехе исключения и говорит о сложности использования в этих мерах пороговых способов для принятия решений. Несмотря на эти особенности, все обсуждаемые меры обеспечивают правильное распознавание изображения на рис. 3 для используемой базы данных при заданном уровне помех.

Таблица. Значения мер для множеств дескрипторов

Функция	1	2	3	4	5	$\beta_1 = 0,25$	$\beta_2 = 0,25$
K_1	1	0,68	0,64	0,54	0,76	0,85	0,89
K_2	84	4,21	3,53	2,38	6,33	5,5	6,8
K_3	1	0,81	0,78	0,70	0,86	0,92	0,94
K_4	0	0,28	0,14	0,15	0,19	0,5	0,5
K_5	0	0,31	0,36	0,46	0,24	0,15	0,11
K_6	1	0,51	0,47	0,37	0,61	0,73	0,79
K_7	1	0,90	0,71	0,72	0,81	1	1
(4)	0,8775	0,9494	0,9324	0,9259	0,9365	0,8992	0,874
(5)	0,8826	0,9520	0,9355	0,9296	0,9400	0,9034	0,8792
K_8^1	1	0,7142	0,9523	0,5952	0,9047	0,8461	1
K_8^2	0,1224	0,0676	0,0505	0,0741	0,0663	0,1007	0,1260
K_9^1	1	0,53	0,74	0,46	0,62	0,87	1
K_9^2	0,0107	0,0044	0,0028	0,0046	0,0043	0,0073	0,0115

ВЫВОДЫ

Методы вычисления мер эквивалентности для компонентного представления визуальных объектов в условиях искажений компонент сводятся к по-

строению частичных мер для множеств, учитывающих модель искажений. Основная идея состоит в построении модификаций, связанных с отдельным анализом сходства-различия комбинаций компонент. Применение аппарата соответствий сосредотачивает решение проблемы на выделении наиболее значимых данных, а построение отношений для дескрипторов позволяет обеспечить высокую достоверность решений. С точки зрения вычислительных затрат и возможности реагирования на определенный уровень частичных искажений предпочтение следует отдать мерам K_1 , K_8 , K_9 , (4), (5).

Впервые показано, как формализовать и применить метрические подходы для сопоставления структурных визуальных объектов в признаковом пространстве, изучены особенности известных подходов и обсужден синтез мер с новыми свойствами.

Практически важным есть сравнение принципов построения и нормировки мер, получение конкретных характеристик на используемой экспериментальной базе изображений, что подтверждает целесообразность применения предложенных модификаций в задачах компьютерного зрения.

Перспективы исследования состоят в разработке теоретических основ для построения интегрированного сходства по совокупности разнотипных признаков, включающих как значения, так и отношения разной арности, а также оценка предельных характеристик методов в задаче распознавания объектов при действии фоновых и локальных мешающих воздействий.

ЛИТЕРАТУРА

1. *Поспелов Д.А.* Искусственный интеллект. Модели и методы: Справочник. — В 3-х кн. Кн. 2. — М.: Радио и связь, 1990. — 304 с.
2. *Миркин Б.Г.* Анализ качественных признаков и структур. — М.: Статистика, 1980. — 319 с.
3. *Шитиков В.К.* Количественная гидроэкология: методы системной идентификации. — Тольятти: ИЭВБ РАН, 2003. — 463 с.
4. *Баклицкий В.К.* Методы фильтрации сигналов в корреляционно-экстремальных системах навигации. — М.: Радио и связь, 1986. — 216 с.
5. *Елисеева И.И.* Группировка, корреляция, распознавание образов (Статистические методы классификации и измерения связей). — М.: Статистика, 1977. — 144 с.
6. *Каграманян А.Г.* Метрические свойства грануляции информации // Бионика интеллекта. — 2007. — № 1 (66). — С. 17–24.
7. *Гороховатский В.А.* Структурное распознавание изображений на основе моделей голосования признаков характерных точек // Реєстрація, зберігання і обробка даних. — 2008. — Т. 10, № 4. — С. 75–85.
8. *Lowe D.G.* Distinctive Image Features from Scale-Invariant Keypoints // International Journal of Computer Vision. — 2004. — **60**, № 2. — P. 91–110.
9. *Путятін Є.П.* Методи та алгоритми комп'ютерного зору: навч. посіб. — Х.: ТОВ «Компанія СМІТ», 2006. — 236 с.
10. *Гороховатский В.А.* Иерархия пространственных отношений структурных признаков в задачах сопоставления визуальных объектов // Системи управління, навігації та зв'язку. — Київ: Центральний наук.-досл. ін-т навігації і управління, 2008. — Вип. 3 (7). — С. 85–89.
11. *Айвазян С.А., Бухштабер В.М., Енюков И.С., Мешалкин Л.Д.* Прикладная статистика: Классификация и снижение размерности: справ. изд. — М.: Финансы и статистика, 1989. — 607 с.
12. *Дуда Р.* Распознавание образов и анализ сцен. — М.: Мир, 1976. — 512 с.

Поступила 26.01.2009

УДК 004.891.3: 004.3

ПРОЦЕС ПОВТОРНОГО ТЕСТУВАННЯ ПІД ЧАС ЕКСПЕРТИЗИ ПРОГРАМНОГО ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ

Т.О. ГОВОРУЩЕНКО

Описано задачі експертизи програмного забезпечення (ПЗ). Запропоновано використовувати повторне тестування з метою перевірки ПЗ відповідно до встановлених вимог та оцінки якості й безпомилковості розробленого ПЗ. Розроблено нейромережну категорійну модель і нейромережний метод процесу повторного тестування ПЗ. Виконано програмну реалізацію та дослідження імітаційної моделі штучної нейронної мережі в пакеті Matlab. Зроблено оцінку підвищення достовірності процесу повторного тестування ПЗ. Розроблено структуру та виконано програмну реалізацію системи визначення необхідності повторного тестування на основі звіту про основне тестування ПЗ.

ВСТУП

Процес розробки програмного продукту подібний до інших інженерних задач. Його найбільш вдала адаптація для програмістів називається уніфікований процес розробки програмного забезпечення (Unified Software Development Process — USDP). Інститутом IEEE було розроблено стандарти документації такого процесу розробки програмного забезпечення (ПЗ). Згідно із цими стандартами, документація проекту складається з таких складових, які розроблялися в порядку перерахування [1]:

- План експертизи програмного забезпечення (Software Verification and Validation Plan — SVVP) описує, яким чином і в якій послідовності мають перевірятися стадії проекту і сам продукт відповідно до вимог.
- План контролю якості ПЗ (Software Quality Assurance Plan — SQAP) показує, яким чином проект має досягти відповідності встановленому рівню якості.
- План управління конфігураціями ПЗ (Software Configuration Management Plan — SCMP) описує, де і як розробник зберігатиме версії документації, програмного коду і як визначатиме, яким чином код пов'язано із документацією.
- План управління програмним проектом (Software Project Management Plan — SPMP) описує, як розробник керуватиме проектом створення програмного продукту, щоб довести розробку до вдалого фіналу.
- Специфікація вимог до програмного забезпечення (Software Requirements Specification — SRS) — це найважливіший документ. Він

складатися із двох частин: перша включає те, що «попросив» замовник, друга — що «зроблять програмісти»;

- Проектна документація ПЗ (Software Design Document — SDD) — це архітектура і деталі проектування додатку.
- Документація по тестуванню ПЗ (Software Test Documentation — STD) — опис того, як має проводитись тестування, хто при цьому присутній, результати тестування тощо.

Експертна оцінка програм (peer review) призначена для ефективного та раннього виявлення дефектів у ПЗ і може бути реалізована за допомогою перегляду вихідних текстів, наскрізного структурного контролю або інших методів колективного вивчення.

Основу методології експертизи ПЗ складає оцінка виконання вимог до ПЗ на різних етапах життєвого циклу. При цьому необхідно оцінювати виконання функційних вимог і вимог до цілісності безпеки [2].

МІСЦЕ ПРОЦЕСУ ПОВТОРНОГО ТЕСТУВАННЯ ПІД ЧАС ЕКСПЕРТИЗИ ПЗ

Розглянемо методи оцінки виконання вимог до ПЗ. Така оцінка може проводитись не лише експертами в процесі ліцензування, але й розробником (під час тестування та верифікації) та замовником ПЗ (під час прийняття ПЗ в експлуатацію). Метою проведення оцінки ПЗ є перевірка його відповідно до встановлених вимог. Не менш важливою метою роботи експерта є здійснення реального впливу на підвищення рівня якості та надійності ПЗ. Для цього всі зауваження та рекомендації експертів мають передаватись розробникам для оперативного усунення виявлених недоліків. У результаті сумісної діяльності розробників і експертів можуть вноситись корективи в проект та знижуватись кількість невиявлених дефектів ПЗ. Методи, що застосовуються, можуть включати проведення додаткових незалежних випробувань [2–5].

Підвищити достовірність тестування (імовірність проведення вірного та вичерпного тестування ПЗ, під час якого не припускались помилки) і, відповідно, якість ПЗ можна не тільки шляхом тестування дефектів на етапах розроблення та налагодження (праці відомих вітчизняних та іноземних учених: В.С. Харченка [5, 6], В.А. Гуляєва [7], В.М. Локазюка [8], В.В. Ліпаєва [9–11], Г. Майєрса [12, 13], С. Канера [14], І. Соммервіла [15], Б. Бейзера [16, 17]), а й шляхом повторного тестування з метою виявлення прихованих помилок у програмах після основного тестування. Це підтверджується тим, що достовірність тестування й якість ПЗ залежать від кількості виявлених помилок, а також і прихованих.

Мета роботи — проведення оцінки замовником ПЗ із метою перевірки його відповідно до встановлених вимог і підвищення рівня якості та надійності ПЗ. Для досягнення цієї мети слід використовувати повторне тестування — тестування з метою виявлення прихованих помилок, яке здійснюється після розроблення та налагодження ПЗ і є окремим технологічним процесом [18, 19].

Повторне тестування здійснюється на етапі вхідного контролю, який виконує замовник, тобто допомагає замовнику оцінити якість тестування

програмного забезпечення, яке приймається, і вказує на наявність у ньому прихованих помилок [20, 21]. Повторне тестування може застосовуватись на вимогу замовника, або якщо на його необхідність вказують результати основного тестування (за перевищенням порогових значень кількостей помилок кожного рівня).

Під час використання паралельної каскадної моделі життєвого циклу ПЗ можна показати, яке місце відводиться повторному тестуванню в життєвому циклі ПЗ (рис. 1).

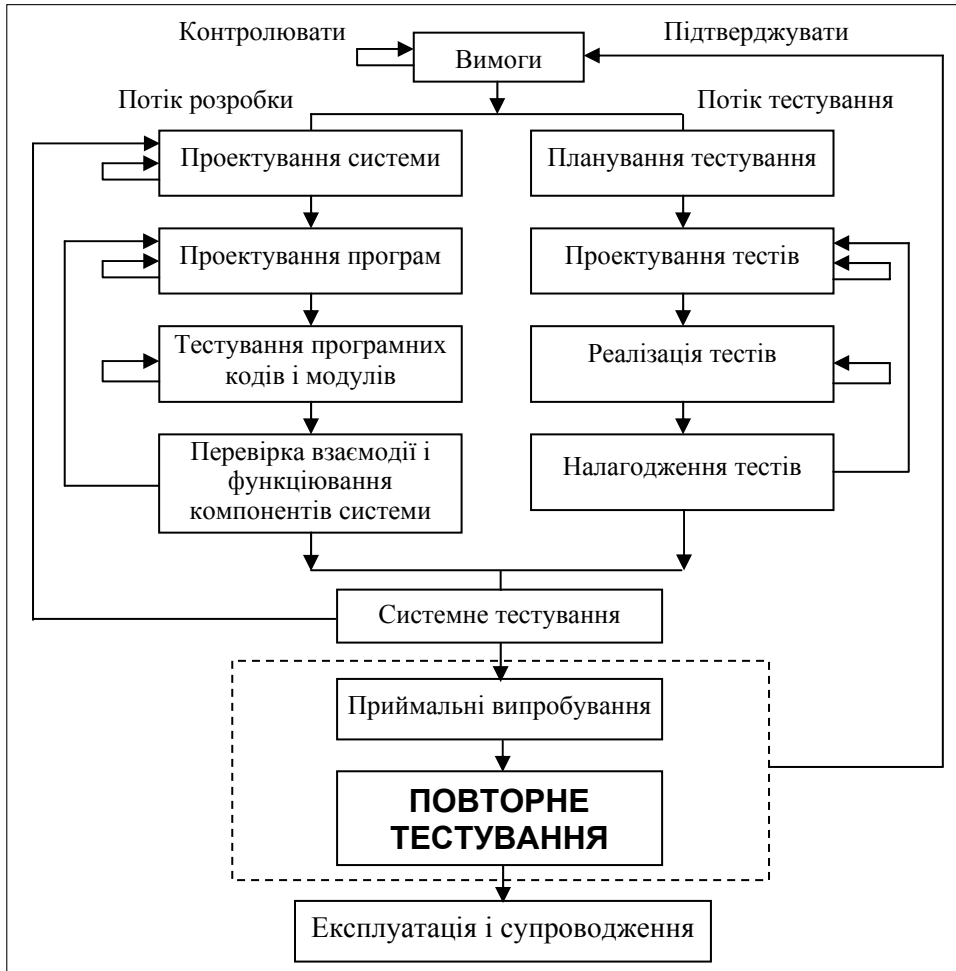


Рис. 1. Місце повторного тестування в паралельній каскадній моделі життєвого циклу програмного забезпечення

НЕЙРОМЕРЕЖНА КАТЕГОРІЙНА МОДЕЛЬ ПРОЦЕСУ ПОВТОРНОГО ТЕСТУВАННЯ ПЗ

Усі приховані помилки розподілимо за їх небезпечністю та ступенем впливу на ПЗ: незначні (НПП), помірні (ППП), серйозні (СПП) та катастрофічні (КПП) приховані помилки. НПП програмного забезпечення вважатимемо такі, що не впливають на дії користувача, програмний продукт із їх наявніс-

тю придатний для використання. ППП програмного забезпечення вважатимемо такі, що впливають на дії користувача. Програмний продукт за їх наявністю придатний для використання з частковою втратою функційності. СПП програмного забезпечення вважатимемо такі, що призводять до помилкових результатів, внаслідок чого програмний продукт непридатний для використання. КПП програмного забезпечення вважатимемо такі, що призводять до спотворення інформації (даних), внаслідок чого програмний продукт непридатний для використання і спроби його опрацювати призводить до відмови програмної системи. НПП присвоїмо найнижчий рівень категорійності — 1. ППП присвоїмо, відповідно, рівень 2; серйозним — рівень 3. Найвищим рівнем вважатимемо КПП — рівень 4. Таким чином, рівнів прихованих помилок буде чотири.

Вперше пропонується концептуальна модель підвищення достовірності тестування ПЗ із виявленням прихованих помилок різних типів шляхом повторного тестування ПЗ із розподілом прихованих помилок на різні категорії і припущенням, що певна кількість помилок попередньої за серйозністю категорії призводить до появи окремих типів помилок наступної категорії, що забезпечило б вибір та обґрунтування моделі процесу на базі ШНМ.

Вірність такої концепції можна легко проілюструвати. Наприклад, потрібно порівняти між собою два аргументи — a і b : якщо $a > b$, то знайти різницю $a - b$, у протилежному випадку — суму $a + b$. Припустимо, що було внесено помилку логічної умови або помилку в гілках true, false, які належать до серйозних помилок. У результаті дії цієї помилки виникає наступна помилка — програма та її функціонування не відповідає специфікації вимог, яка вже належить до катастрофічних.

На основі запропонованого підходу до розподілу прихованих помилок за категорійністю введемо поріг a_i допустимої кількості помилок і важливості помилок різних типів одного виду, при перевищенні якого необхідно здійснювати повторне тестування з метою виявлення прихованих помилок цього виду. Знаходження більшої кількості прихованих помилок під час повторного тестування підвищить, у свою чергу, достовірність процесу тестування взагалі і, відповідно, якість програмного продукту.

На основі запропонованої концепції повторного тестування і розподілу прихованих помилок за категорійністю з урахуванням порогів допустимої кількості помилок і важливості помилок [18, 20, 21], розроблено математичну модель процесу повторного тестування, в основі якої лежить штучна нейронна мережа (ШНМ), структура якої представлена на рис. 2.

Вибір апарату ШНМ мотивований тим, що штучні нейронні мережі завдяки можливості апроксимації нелінійних функцій надають можливість враховувати важливість (ваги) кожного типу неприхованих та прихованих помилок, пороги граничної кількості допустимих помилок кожної категорії, взаємний вплив прихованих помилок одних типів на помилки інших типів. Визначення вихідного функціоналу кожного із шарів ШНМ, що відповідають категорійності помилок, дає можливість оцінити сумарний вплив кожної категорії помилок на якість розробленого ПЗ, яке пройшло основне тестування, і зробити висновки щодо необхідності повторного тестування з

тування з метою виявлення й усунення помилок тієї чи іншої категорії. Важкоформалізованою задачею повторного тестування є визначення ваг впливу помилок різних типів однієї категорії [18, 20] на помилки іншої категорії, причиною яких є помилки попередніх категорій [18, 20].

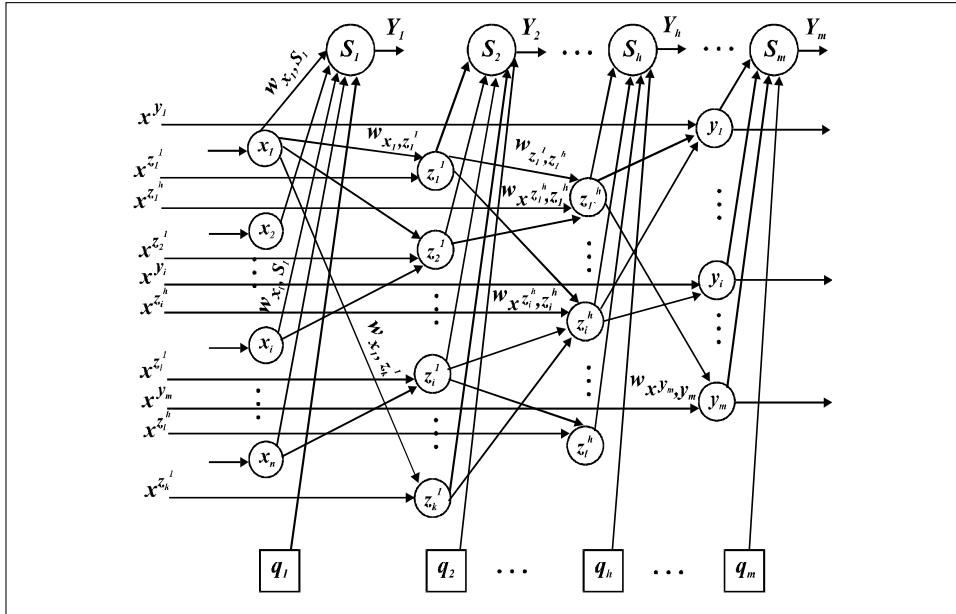


Рис. 2. Нейромережна категорійна модель процесу повторного тестування

НЕЙРОМЕРЕЖНИЙ МЕТОД ПРОЦЕСУ ПОВТОРНОГО ТЕСТУВАННЯ ПЗ

Початковими даними для реалізації повторного тестування є інформація про типи помилок (множина $P = \{p_k \mid k=1\dots n\}$), виявлених під час основного тестування, та методи (множина $M = \{m_k \mid k=1\dots n\}$) і операції, що були застосовані для їх виявлення (множина $O = \{o_k \mid k=1\dots n\}$). Ця інформація береться зі звітів про результати основного тестування. Оскільки основне тестування здійснює тестувальник, то на результати тестування можливий вплив суб'єктивного та людського факторів, що може як позитивно, так і негативно впливати на ефективність повторного тестування. Саме для зменшення зазначеного суб'єктивного фактора враховуються не тільки типи виявлених помилок, а й методи та операції тестування. Суть нейромережного методу процесу повторного тестування ПЗ [22] відображена на рис. 3.

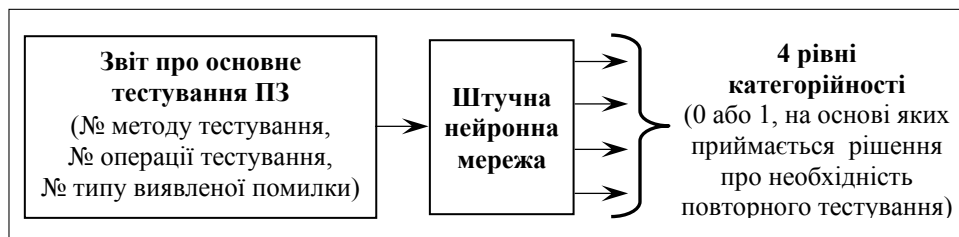


Рис. 3. Принцип застосування ШНМ для процесу повторного тестування

Вхідні дані для реалізації повторного тестування подаються у вигляді

матриці $VD = \begin{vmatrix} m_1 & o_1 & p_1 \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ m_i & o_i & p_i \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ m_n & o_n & p_n \end{vmatrix}$, де m_i, o_i, p_i — елементи множин M , O та P

відповідно. Кожен елемент матриці VD , представлений у вигляді тексту, піддається перетворенню для подання його у кількісному вигляді. Використовуючи матриці $MN = \begin{vmatrix} 1 & m_1 \\ \cdot & \cdot \\ i & m_i \\ \cdot & \cdot \\ s & m_s \end{vmatrix}$, де m_i — елемент множини M ,

$ON = \begin{vmatrix} 1 & o_1 \\ \cdot & \cdot \\ i & o_i \\ \cdot & \cdot \\ v & o_v \end{vmatrix}$, де o_i — елемент множини O , $PN = \begin{vmatrix} 1 & p_1 \\ \cdot & \cdot \\ i & p_i \\ \cdot & \cdot \\ z & p_z \end{vmatrix}$, де p_i — еле-

мент множини P , які представляють собою присвоєння номерів методам тестування, операціям тестування та типам виявлених помилок відповідно, $[i,1]$ -й елемент матриці VD , представлений у вигляді тексту, піддається перетворенню для подання його у кількісній формі. Відбувається пошук елемента в другому стовпці матриці MN , одержується порядковий номер j рядка елемента. $[j,1]$ -й елемент матриці MN заноситься в $[i,1]$ -й елемент

матриці $VDM = \begin{vmatrix} mn_1 & on_1 & pn_1 \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ mn_i & on_i & pn_i \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ mn_n & on_n & pn_n \end{vmatrix}$, де mn_i, on_i, pn_i — кількісне представлення значень елементів множин M , O та P відповідно.

Далі $[i,2]$ -й елемент матриці VD піддається перетворенню в кількісне представлення. Відбувається пошук елемента в другому стовпці матриці ON , одержується порядковий номер j рядка елемента. $[j,1]$ -й елемент матриці ON заноситься в $[i,2]$ -й елемент матриці VDM . Останнім піддається перетворенню в кількісне представлення $[i,3]$ -й елемент матриці VD . Відбувається пошук елемента в другому стовпці матриці PN , одержується порядковий номер j рядка елемента. $[j,1]$ -й елемент матриці PN заноситься в $[i,3]$ -й елемент матриці VDM .

Після одержання кількісного представлення значень кожного елемента матриці VD формується набір вхідних векторів для ШНМ. На вхід q_i подається 1, якщо використовувався відповідний для i -го рівня категорійності

метод основного тестування (дану відповідність наведено в матриці

$$NMRK = \begin{pmatrix} nm_1 & rk_1 \\ nm_2 & rk_2 \\ nm_3 & rk_3 \\ nm_4 & rk_4 \end{pmatrix}, \text{ де } nm \text{ — номер методу основного тестування, } rk \text{ —}$$

рівень категорійності). На вхід x'_i подається номер i -ї операції основного тестування on_i ($[i,2]$ -й елемент матриці VDM), на вхід x_i подається номер i -го типу виявленої під час основного тестування помилки pn_i ($[i,3]$ -й елемент матриці VDM). На всі інші входи подається «0».

ШНМ опрацьовує набір вхідних векторів згідно із методом вирішення задачі повторного тестування та видає матрицю вихідних векторів

$$VV = \begin{pmatrix} rk_{i1} & rk_{i2} & rk_{i3} & rk_{i4} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ rk_{i1} & rk_{i2} & rk_{i3} & rk_{i4} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ rk_{n1} & rk_{n2} & rk_{n3} & rk_{n4} \end{pmatrix}, \text{ де } i\text{-й рядок містить } i\text{-й вихідний вектор;}$$

елемент rk_{i1} містить значення «нуль» або «одиниця» для рівня категорійності з номером 1 i -го вихідного вектора; елемент rk_{i2} містить значення «нуль» або «одиниця» для рівня категорійності з номером 2 i -го вихідного вектора; елемент rk_{i3} містить значення «нуль» або «одиниця» для рівня категорійності з номером 3 i -го вихідного вектора; rk_{i4} містить значення «нуль» або «одиниця» для рівня категорійності з номером 4 i -го вихідного вектора. Вихідні вектори необхідно піддати перетворенню для одержання результатів у лінгвістичній формі. Для цього використовується матриця присвоєння рівнів категорійності типам прихованих помилок

$$RK = \begin{pmatrix} 1 & rk_1 \\ 2 & rk_2 \\ 3 & rk_3 \\ 4 & rk_4 \end{pmatrix}, \text{ де } rk_i \text{ — тип прихованих помилок. Перетворенню з кіль-}$$

кісної в лінгвістичну форму піддається окремо кожен вихідний вектор, тобто окремо кожен рядок матриці VV . Для перетворення i -го рядка в ньому відбувається пошук «одиниці», запам'ятовується номер стовпця h та знаходиться $[h,2]$ -й елемент матриці RK . Знайдений елемент rk_h є лінгвістичним представленням одержаного результату. Цей елемент заноситься в множину результатів $R = \{rk_k \mid k = 1 \dots n\}$. На основі аналізу складу множини R робиться висновок про необхідність та тип повторного тестування.

ПРОГРАМНА РЕАЛІЗАЦІЯ ТА ДОСЛІДЖЕННЯ ШНМ У ПАКЕТІ МАТЛАВ

У пакеті Matlab було виконано програмну реалізацію моделі ШНМ. Структурну схему імітаційної моделі ШНМ у пакеті Matlab зображено на рис. 4.

На кожен із входів $q_1 - q_4$ необхідно подати «одиницю», тому що тестування здійснюється одним із методів тестування, які утворюються внаслідок об'єднання двох методів тестування під одним номером, що відображено в матриці присвоєння номерів методам тестування.

За статистикою [24] тестувальник тестує програму не більш як чотирма операціями одного методу тестування, тому на кожен із входів Input2–Input5 можна подати не більше чотирьох номерів операцій тестування. На входи Input2 (x^{z_1}), Input3 (x^{z_2}), Input4 (x^{z_3}), Input5 (x^{z_4}) подаються номери операцій основного тестування ПЗ.

На вхід Input1 (x) подаються номери результатів операцій основного тестування ПЗ, тобто номери типів помилок виявлених під час основного тестування. Оскільки за статистикою [24] у програмі буває максимум 14–15 помилок, то на даний вхід можна подати не більше 16 типів помилок.

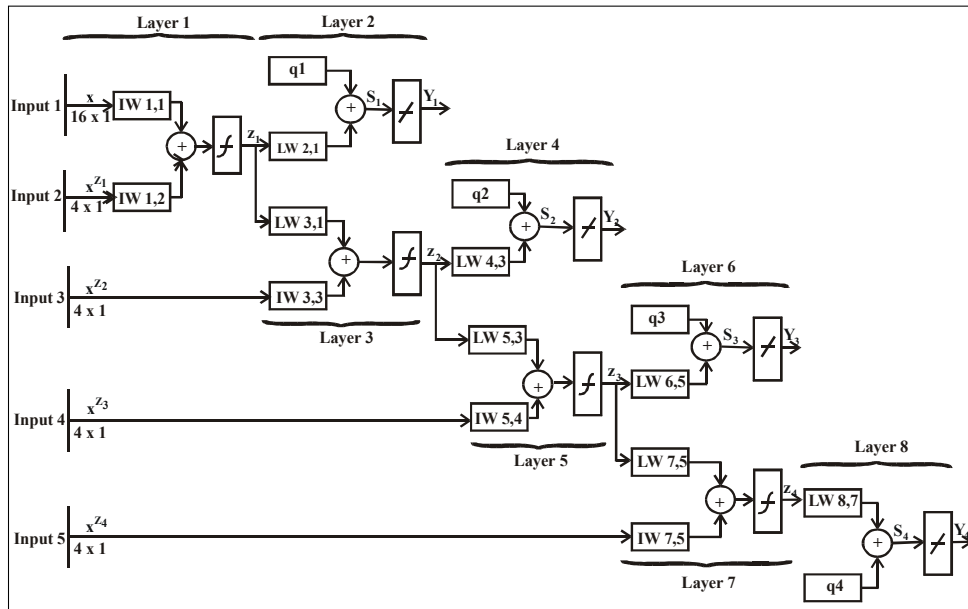


Рис. 4. Структурна схема імітаційної моделі ШНМ у пакеті Matlab

У першому шарі ШНМ (Layer1) значення входів x і x^{z_1} множимо на відповідні вагові коефіцієнти і додаємо; від одержаної суми беремо активізаційну функцію гіперболічного тангенса, у результаті чого одержимо значення z_1 . Це значення передаємо на другий (Layer2) та третій (Layer3) шари ШНМ. У другому шарі до значення z_1 , помноженого на відповідний ваговий коефіцієнт, додаємо значення добутку значення q_1 і його вагового коефіцієнта; від одержаної суми S_1 беремо лінійну активізаційну функцію, у результаті чого одержимо значення функції виходу Y_1 . У третьому шарі значення z_1 , помножене на ваговий коефіцієнт, додається зі значенням добутку значення входу x^{z_2} і його вагового коефіцієнта; від одержаної суми береться активізаційна функція гіперболічного тангенса, у результаті чого одержуємо значення z_2 . Це значення передаємо на четвертий (Layer4) і

п'ятий (Layer5) шари ШНМ, які функціонують аналогічно другому (Layer2) і третьому (Layer3) шарам відповідно. Із четвертого (Layer4) шару одержуємо значення функції виходу Y_2 . Із п'ятого шару (Layer5) одержуємо значення z_3 , що передається на шостий (Layer6) і сьомий (Layer7) шари ШНМ, які функціонують аналогічно другому (Layer2) і третьому (Layer3) шарам відповідно. Із шостого шару (Layer6) одержуємо значення функції виходу Y_3 . Із сьомого шару (Layer7) одержуємо значення z_4 , що передається на восьмий шар (Layer8), який функціонує аналогічно другому шару (Layer2). Із восьмого шару одержуємо значення функції виходу Y_4 .

Кожен із виходів Y_i відповідає за один із чотирьох рівнів категорійності (Y_1 — перший рівень категорійності, Y_2 — другий рівень категорійності, Y_3 — третій рівень категорійності, Y_4 — четвертий рівень категорійності) і приймає значення «1», якщо штучною нейронною мережею спрогнозовано наявність у програмі помилок i -го рівня категорійності, у протилежному випадку значення виходу Y_i становить «0».

Для вибору алгоритму навчання ШНМ та критерію оцінки якості навчання ШНМ досліджувалась під час навчання вибіркою з 2250 векторів різними алгоритмами із використанням різних критеріїв оцінки якості навчання [20, 23]. У результаті проведеного аналізу було зроблено висновки, що похибка навчання змодельованої ШНМ залежить від критерію оцінки якості навчання та від форми представлення вхідних даних. Тому надалі використовується комбінований критерій якості навчання і масштабована навчальна вибірка. Мінімальна похибка, яку було досягнуто при використанні комбінованого критерію якості навчання та масштабованої навчальної вибірки з 2250 векторів, становить 0,448359. Меншої похибки навчання досягати неможливо і не потрібно, оскільки виходи мережі, які знаходяться в інтервалі $[-1; 1]$ перетворюються для представлення цілими значеннями «1» або «0» (є чи немає помилки i -го рівня категорійності відповідно):

$$Y_i = \begin{cases} 1, & \text{якщо } Y_i > 0; \\ 0, & \text{якщо } Y_i \leq 0. \end{cases}$$

У результаті аналізу імітаційної моделі ШНМ за часовим показником та за показником «кількість епох» найкращими є: алгоритм навчання CGV на основі методу спряженого градієнта з оберненим поширенням і рестартами в модифікації Пауела-Біеле, алгоритм навчання SCG, алгоритм навчання Флетчера-Рівса, алгоритм навчання Полака-Рібейри та пороговий алгоритм оберненого поширення помилки Rprop. Оскільки алгоритм навчання CGV на основі методу спряженого градієнта з оберненим поширенням і рестартами в модифікації Пауела-Біеле, алгоритм навчання Флетчера-Рівса та алгоритм навчання Полака-Рібейри є модифікаціями методу спряженого градієнта, то для навчання обрано один із них — алгоритм навчання CGV на основі методу спряженого градієнта з оберненим поширенням і рестартами в модифікації Пауела-Біеле. Для тестування ШНМ було побудовано тестову вибірку з 200 векторів, яка також підлягала масштабуванню.

ОЦІНКА ДОСТОВІРНОСТІ ПРОЦЕСУ ПОВТОРНОГО ТЕСТУВАННЯ ПЗ

Із запропонованої моделі випливає, що при $Y_h > 0$ у програмі є помилки категорії, якій відповідає Y_h . Нехай без урахування впливу на початку в програмі було p_x -помилку першого рівня категорійності, p_{z^1} -помилку другого рівня категорійності, ..., p_{z^h} -помилку h -го рівня категорійності. Із урахуванням впливу помилок попереднього рівня категорійності на наступний, помилку стало: p_x — першого рівня категорійності, $p_{z^1} + p_{z_i^{h-1}}$ — h -го рівня категорійності.

За критерій достовірності процесу повторного тестування ПЗ приймемо кількість виявлених помилок згідно із запропонованою моделлю [25, 20].

Достовірність D процесу повторного тестування ПЗ дорівнюватиме:

$$D = kn_1 p_x + kn_2 \frac{p_{z^1} + p_{x_i}}{p_{z^1}} + \dots + kn_h \frac{p_{z^h} + p_{z_i^{h-1}}}{p_{z^h}} + \dots,$$

де $KN = \{kn_h\}$ — множина коефіцієнтів нормування категорійності прихованих помилок.

Підвищення достовірності процесу повторного тестування ПЗ дорівнюватиме $\Delta D = 1 - \frac{D'}{D}$, де D' — достовірність процесу повторного тестування

ПЗ без урахування впливу прихованих помилок кожного попереднього рівня категорійності на помилки наступного рівня категорійності.

Для згаданих раніше чотирьох рівнів категорійності:

$$D = kn_1 p_x + kn_2 \frac{p_{z^1} + p_{x_i}}{p_{z^1}} + kn_3 \frac{p_{z^2} + p_{x_i}^{z^1}}{p_{z^2}} + kn_4 \frac{p_{z^3} + p_{x_i}^{z^2}}{p_{z^3}}.$$

Із j -ї вибірки одержано такі значення величин для визначення достовірності процесу повторного тестування (табл. 1).

Таблиця 1. Значення величин для визначення достовірності повторного тестування

№ експерименту	p_x	p_{z^1}	p_{z^2}	p_{z^3}	p_{x_i}	$p_{x_i}^{z^1}$	$p_{x_i}^{z^2}$
1	28	16	10	4	6	4	2
2	32	20	10	6	8	6	2
3	46	28	14	8	10	6	4
4	50	30	18	10	12	8	2

Експертним шляхом (за результатами роботи дев'ять експертів Хмельницької філії софтверної організації Sitronics Telecom Solutions) присвоєно такі значення коефіцієнтам нормування категорійності прихованих помилок: $kn_1 = 0,08$; $kn_2 = 0,22$; $kn_3 = 1,7$; $kn_4 = 8$.

Підвищення достовірності процесу повторного тестування ПЗ дорівнює:

$$\Delta D_1 = 1 - \frac{12,16}{16,923} = 0,28; \dots \Delta D_4 = 1 - \frac{13,92}{16,364} = 0,15.$$

Врахування впливу помилок попередніх рівнів категорійності підвищило достовірність процесу повторного тестування ПЗ на 15–28 %.

ПОРОГОВІ ЗНАЧЕННЯ КІЛЬКОСТІ ПОМИЛОК КОЖНОГО РІВНЯ КАТЕГОРІЙНОСТІ

Оскільки уточнення підходу розподілу помилок за пріоритетами і категоріями [24] щодо опису прихованих помилок із введенням концепції категорійності помилок проведено вперше, то порогові значення кількості помилок кожного рівня категорійності, із перевищення яких приймається висновок про необхідність повторного тестування, у відомих літературних джерелах не описано.

Для встановлення цих порогових значень проводились дослідження кількості помилок програмного забезпечення. Програмне забезпечення складалось із різної кількості операторів, із урахуванням і без урахування впливу помилок одного типу (рівня категорійності) на виникнення помилок наступного типу (рівня категорійності) (табл. 2).

Таблиця 2. Кількість помилок програмного забезпечення з урахуванням і без урахування впливу помилок одного типу на виникнення помилок наступного типу

Кількість операторів у програмі	Кількість виявлених помилок без урахування взаємовпливу помилок					Реальна кількість помилок				
	100	500	1000	5000	10000	100	500	1000	5000	10000
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
Загальна кількість помилок	10	18	25	42	68	16	24	36	42	85
НПП	8	14	19	31	51	8	14	19	31	51
ППП	2	4	5	11	16	5	9	14	11	33
СПП	0	0	1	0	1	2	1	2	0	1
КПП	0	0	0	0	0	1	0	1	0	0

Порогові значення вводяться на основі евристичних оцінок (за табл. 2):

1) якщо кількість помилок 4-го рівня категорійності (катастрофічних) перевищує 1, то повторне тестування необхідне за причини можливості відмови програмної системи;

2) якщо кількість помилок 3-го рівня категорійності (серйозних) перевищує 2, то повторне тестування необхідне за причини виникнення помилок вищого рівня категорійності;

3) якщо кількість помилок 2-го рівня категорійності (помірні) дорівнює або перевищує 50 % від загальної кількості виявлених під час основного

тестування помилок, то повторне тестування необхідне за причини виникнення помилок вищих рівнів категорійності;

4) якщо кількість помилок 1-го рівня категорійності (незначні) дорівнює або перевищує 75 % від загальної кількості виявлених під час основного тестування помилок, то повторне тестування необхідне за причини виникнення помилок вищих рівнів категорійності.

З аналізу табл. 2 видно, що при перевищенні саме таких значень виникають приховані помилки більш високих рівнів категорійності, тому ці значення використовуються як порогові під час формування висновку про необхідність повторного тестування прикладного програмного забезпечення.

ПРОГРАМНІ ЗАСОБИ ДЛЯ РЕАЛІЗАЦІЇ ПРОЦЕСУ ПОВТОРНОГО ТЕСТУВАННЯ ПЗ

На основі нейромережного методу процесу повторного тестування розроблено структурну схему системи ідентифікації прихованих помилок ПЗ (рис. 5).

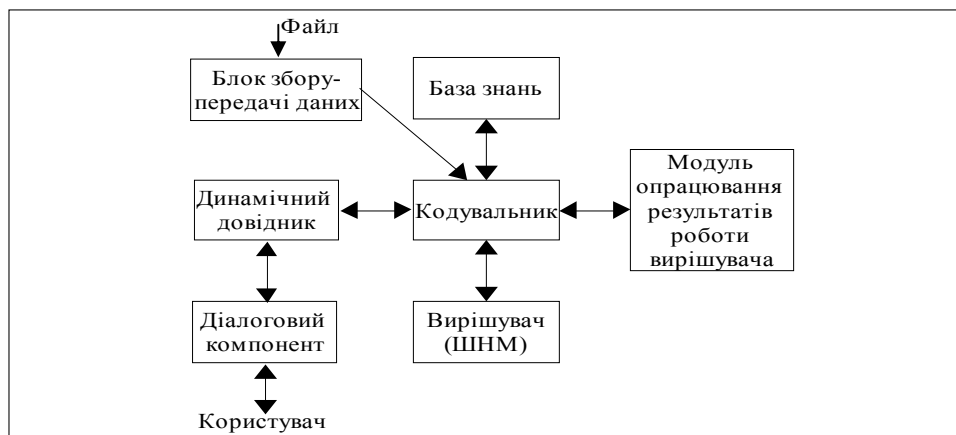


Рис. 5. Структурна схема системи ідентифікації прихованих помилок ПЗ

Система ідентифікації прихованих помилок ПЗ складається з таких компонентів:

1) блок збору – передачі даних — підключає наданий користувачем файл із результатами основного тестування, представленими у вигляді журналу «Метод тестування – Операція тестування – Тип виявленої помилки»;

2) кодувальник — виконує перетворення вхідних даних із лінгвістичної форми представлення в кількісну форму за допомогою відповідних таблиць бази знань та формування вхідних векторів для модуля вирішувача. Здійснює заповнення бази знань вихідними даними, перетворення результуючих векторів вирішувача з кількісної в лінгвістичну форму за допомогою відповідної таблиці бази знань, а також передачу їх модулю опрацювання результатів роботи вирішувача;

3) база знань містить:

- таблиці присвоєння номерів методам і операціям основного тестування, типам виявлених помилок та присвоєння номерів рівням категорійності прихованих помилок;

- таблицю кількісного представлення вхідних даних, в якій містяться вхідні дані, перетворені кодувальником у кількісну форму;
- таблицю текстового представлення результуючих векторів вирішувача (ШНМ), в якій представлені результуючі вектори, перетворені кодувальником в лінгвістичну форму;
- таблиці відповідності методу та операцій основного тестування, типів виявлених під час основного тестування помилок; відповідності між номером методів тестування ПЗ та рівнем категорійності прихованих помилок ПЗ; відповідності між операціями тестування ПЗ та рівнем категорійності прихованих помилок, на основі яких система формує висновок про метод, яким рекомендується проводити повторне тестування прикладного ПЗ;
- правила для формування висновку про необхідність повторного тестування;

4) вирішувач — штучна нейронна мережа, на входи якої подається інформація про методи й операції основного тестування та типи виявлених під час основного тестування помилок, а на виході одержується рівень категорійності прихованих помилок;

5) модуль опрацювання результатів роботи вирішувача — на основі правил та таблиці результатів роботи вирішувача, які взято із бази знань, генерує висновок про необхідність повторного тестування, що передається користувачу через кодувальник, динамічний довідник та діалоговий компонент;

6) динамічний довідник — надає користувачу довідку про формат вхідного файлу, про відомі системі методи і операції основного тестування ПЗ, типи виявлених під час основного тестування помилки ПЗ, а також представляє в наочній формі всі повідомлення будь-якого із компонентів системи;

7) діалоговий компонент — візуалізує повідомлення динамічного довідника та видає їх користувачу в зрозумілій для сприйняття формі.

Запропонована система ідентифікації прихованих помилок програмного забезпечення дозволяє користувачу, на основі звіту про результати основного тестування, одержати висновок про необхідність повторного тестування, а також про наявність у програмному забезпеченні прихованих помилок та їх рівень категорійності.

Систему ідентифікації прихованих помилок ПЗ було реалізовано в Borland C++ Builder 6.0 із застосуванням системи управління базами даних Paradox7.

Під час проведення експериментів розглядалися тільки звіти про основне тестування прикладного програмного забезпечення. Наприклад, на вхід системи подавався такий звіт (звіт 1) про результати основного тестування (табл. 3).

Результат роботи системи визначення необхідності повторного тестування ПЗ виводиться в лінгвістичній формі, зрозумілій користувачу, програмісту та тестувальнику. Так, після аналізу звіту 1 із застосуванням введених порогових значень система видає висновок, що повторне тестування не потрібне, оскільки жодне порогове значення не досягнуто.

Таблиця 3. Звіт 1 про результати основного тестування

Метод тестування	Операція тестування	Тип виявленої помилки
Тестування елементів	Перевірка коректності кожної гілки програми (графу керування)	Помилки незалежних маршрутів програми
Тестування незалежних шляхів (гілок), низхідне тестування	Перевірка пріоритету арифметичних операцій на правильність і зрозумілість	Помилки обчислень
Тестування незалежних шляхів (гілок), низхідне тестування	Перевірка коректності роботи «заглушок»	Некоректна робота «заглушок»
Висхідне тестування, тестування спрягань між елементами	Перевірка правильності розробки та функціонування драйверів	Помилки драйверів та їх розробки
Висхідне тестування, тестування спрягань між елементами	Перевірка даних на втрати при проходженні через спрягання	Помилки спрягань модуля
Висхідне тестування, тестування спрягань між елементами	Перевірка, чи немає несприятливого впливу одного модуля на інший	Помилки спрягань модуля
Тестування незалежних шляхів (гілок), низхідне тестування	Перевірка форми операцій	Помилки обчислень
Тестування незалежних шляхів (гілок), низхідне тестування	Перевірка логічних операцій на коректність Перевірка пріоритету арифметичних операцій на правильність і зрозумілість	Помилки порівняння Помилки обчислень

ВИСНОВКИ

Експертиза програмного забезпечення полягає в тому, що замовник має переконатись, що розробник виконав поставлені вимоги та розробив якісний безпомилковий продукт із заданою функційністю. Важливою метою роботи експерта в процесі проведення оцінки (експертизи) ПЗ є перевірка ПЗ відповідно до встановлених вимог і здійснення впливу на підвищення якості, достовірності та надійності розробленого ПЗ. Для цього експерти можуть використовувати проведення додаткових незалежних випробувань. Одним із таких випробувань для проведення оцінки замовником ПЗ із метою виявлення прихованих помилок може бути визначення необхідності повторного тестування програмного забезпечення на основі прогнозування наявності прихованих помилок ПЗ та встановлення їх небезпечності та ступеня впливу на ПЗ. Повторне тестування допомагає замовнику оцінити якість програмного забезпечення, яке приймається, та якість тестування цього ПЗ.

Для оцінки небезпечності та ступеня впливу прихованих помилок на ПЗ введено 4 рівні категорійності. На основі запропонованої концепції повторного тестування та розподілу прихованих помилок за рівнями катего-

рійності розроблено нейромережну категорійну модель процесу повторного тестування ПЗ і нейромережний метод процесу повторного тестування ПЗ, дослідження яких дало можливість зробити висновок про підвищення достовірності процесу повторного тестування з врахуванням впливу помилок попередніх рівнів категорійності на 15–28 %. На основі нейромережного методу процесу повторного тестування розроблено структуру та виконано програмну реалізацію системи визначення необхідності повторного тестування, яка на основі звіту про основне тестування ПЗ дає висновок про необхідність повторного тестування ПЗ на основі прогнозу наявності прихованих помилок в аналізованому ПЗ, тобто дає можливість замовнику оцінити якість одержуваного ПЗ.

ЛІТЕРАТУРА

1. *Документирование* программного обеспечения и эффективный процесс разработки. — http://creograf.ru/?messPress_ShowR_161=1.
2. *Скляр В.В.* Оценка качества и экспертиза программного обеспечения: лекционный материал. — Х.: НАУ «ХАИ», 2008. — 204 с.
3. *Ястребенецкий М.А., Васильченко В.Н., Виноградская С.В.* и др. Безопасность атомных станций: Информационные и управляющие системы. — Киев: Техніка, 2004. — 472 с.
4. *Сидельников Ю.В.* Экспертология — новая научная дисциплина // Автоматика и телемеханика. — 2000. — № 2. — С. 107–126.
5. *Харченко В.С., Скляр В.В., Гордеев А.А.* Верификация программного обеспечения. — Х.: НАУ «ХАИ», 2006. — 132 с.
6. *Харченко В.С., Скляр В.В., Тарасюк О.М.* Методы моделирования и оценки качества и надежности программного обеспечения. — Х.: НАУ «ХАИ», 2004. — 159 с.
7. *Гуляев В.А., Коростиль Ю.М.* Диагностирование программного обеспечения микропроцессорных систем. — Киев: Техніка, 1991. — 138 с.
8. *Локачюк В.М.* Надійність, помилки і тестування програмного забезпечення комп'ютерних пристроїв та систем: навч. посіб. — Хмельницький: ТУП, 2003. — 74 с.
9. *Луцаев В.В.* Качество программного обеспечения. — М.: Финансы и статистика, 1983. — 263 с.
10. *Луцаев В.В.* Отладка сложных программ: Методы, средства, технология. — М.: Энергоатомиздат, 1993. — 384 с.
11. *Луцаев В.В.* Тестирование программ. — М.: «Радио и связь», 1986. — 411 с.
12. *Майерс Г.* Надежность программного обеспечения. — М.: Мир, 1980. — 360 с.
13. *Myers G.J.* The Art of Software Testing. — NY: John Wiley and Sons, 1979. — 312 с.
14. *Канер Сэм* и др. Тестирование программного обеспечения: пер. с англ. — Киев: ДияСофт, 2001. — 544 с.
15. *Соммервил И.* Инженерия программного обеспечения. — 6-е изд. — М.: Изд. дом «Вильямс», 2002. — 624 с.
16. *Beizer V.* Software Testing Techniques. — NY: International Thomson Publishers, 1990. — 503 p.
17. *Beizer V.* Black-Box Testing: Techniques for Functional Testing of Software and Systems. — NY: John Willey & Sons, 1995. — 320 p.
18. *Локачюк В.М., Пантелеева (Говоруценко) Т.О.* Категорійна модель процесу повторного тестування дефектів програмного забезпечення // Вісн. Технологічного ун-ту Поділля. — 2004. — Т. 1, Ч. 1 — С. 53–58.

19. *Lokazyuk V.M., Govoruschenko T.O.* Category Model of Process of Repeated Software Testing // Proceedings of the Third IEEE Workshop on Intelligent Data Acquisition and Advanced Computing Systems: Technology and Applications. — Sofia, Bulgaria, 2005. — P. 241–245.
20. *Говорущенко Т.О.* Підвищення достовірності тестування програмного забезпечення // Вісн. Нац. ун-ту «Львівська політехніка» «Комп'ютерні науки та інформаційні технології». — 2007. — С. 186–196.
21. *Lokasyuk V., Pomorova O., Govorushchenko T.* Neural Nets Method for Estimation of the Software Retesting Necessity // Proceedings of the 2008 international workshop on Software Engineering in east and south Europe. — Germany, Leipzig, 2008. — P. 9–14.
22. *Говорущенко Т.О.* Система повторного тестування програмного забезпечення // Радіоелектронні і комп'ютерні системи. — Х.: НАУ «ХАІ», 2005. — № 4. — С. 120–126.
23. *Говорущенко Т.О.* Дослідження моделі вирішувача системи повторного тестування прикладного програмного забезпечення // Вісн. Хмельницького нац. ун-ту. — 2007 — 1, № 3. — С. 236–244.
24. *Калбертсон Р., Браун К., Кобб Г.* Быстрое тестирование: пер. с англ. — М.: Изд. дом «Вильямс», 2002. — 384 с.
25. *Говорущенко Т.О.* Оцінка ефективності виявлення прихованих помилок у програмному забезпеченні // Вісн. Хмельницького нац. ун-ту. — 2005. — Т. 2, Ч. 1. — С. 190–195.

Надійшла 21.02.2009

ПРИБЛИЖЕННЫЙ АНАЛИЗ МОДЕЛЕЙ МОНОСЕРВИСНЫХ БЕСПРОВОДНЫХ СЕТЕЙ МИКРОСОТОВОЙ СТРУКТУРЫ

М.И. ФАТТАХОВА

Предлагаются формулы для приближенного расчета показателей качества обслуживания новых и хэндовер вызовов в беспроводных сетях связи микросотовой структуры, в которых разнотипные вызовы обоих типов образуют очередь неограниченной или ограниченной длины. Даны результаты численных экспериментов.

ВВЕДЕНИЕ

В беспроводных сетях связи для эффективного использования дефицитных частотных ресурсов существующие несущие частоты группируются, и число сот, в которых эта группа частот используется, определяет так называемый фактор повторения частот. В густонаселенных районах с большим количеством мобильных пользователей, следовательно, должны использоваться соты с небольшими геометрическими размерами (микросоты) из-за ограничений объемов и фактора повторения частот. В результате этого в сетях микросотовой структуры помимо новых вызовов (o -вызовы), которые порождаются пользователями данной соты, существует и хэндовер-вызовы (h -вызовы), т.е. активные пользователи, поступившие из соседних сот. Если в новой соте имеется хотя бы один свободный канал, то разговор h -вызова возобновляется для него незаметно; в противном случае происходит вынужденное прерывание разговора h -вызова. Поскольку h -вызовы являются более чувствительными к возможным потерям и задержкам, чем o -вызовы, то в доступной литературе предложены различные схемы приоритизации h -вызовов. Эти схемы подразумевают использование резервных каналов для h -вызовов и/или организацию их очереди в базовой станции (БС).

В настоящей работе решаются задачи расчета показателей качества обслуживания (Quality of Service — QoS) моделей беспроводных сетей связи микросотовой структуры. Подобные модели были исследованы в многочисленных работах, достаточно подробный обзор которых можно найти в [1]. Вкратце рассмотрим обзор работ, в которых исследованы модели, наиболее близкие к изучаемым здесь моделям. Так, модели изолированной соты лишь с очередями h -вызовов и резервными каналами для вызовов этого типа были исследованы в работах [2]–[4]. При этом в [2] получены аналитические результаты для расчета показателей QoS-модели с идентичными (по длительности занятия канала) вызовами и бесконечной очередью нетерпеливых h -вызовов. Численные результаты для аналогичных моделей с неидентичными (по длительности занятия канала) вызовами и конечными и бесконечными очередями терпеливых и/или нетерпеливых h -вызовов получены в работах [3] и [4], соответственно.

Модели лишь с очередями o -вызовов и резервными каналами для h -вызовов изучены в работах [5]–[7]. Предложенный в [5] подход приемлем лишь для моделей с классической схемой резервирования каналов. В [6] и [7] разработаны алгоритмы расчета подобных моделей с более сложными схемами резервирования каналов. При этом подход, предложенный в последних работах, оказывается более конструктивным и полученные там результаты в частных случаях полностью совпадают с результатами работы [5].

Модели с ограниченными очередями вызовов обоих типов и резервными каналами для h -вызовов исследованы в работе [8], в которой предложен подход, позволяющий вычислить показателей QoS изучаемых моделей лишь очень малой размерности. Иными словами, он не позволяет исследовать модели даже умеренной размерности буферов для ожидания разнотипных вызовов в очереди. Исходя из этого, в данной работе предлагается приближенный подход к исследованию моделей последнего типа. Основные достоинства предложенного подхода состоят в следующем. Во-первых, в отличие от подхода работы [8], он позволяет исследовать не только модели с ограниченными очередями, но и модели с бесконечными очередями, и, во-вторых, при использовании данного подхода удастся разработать простые аналитические формулы для расчета желаемых показателей QoS изучаемых сетей.

ОПИСАНИЕ МОДЕЛЕЙ И ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ

Рассмотрим модель соты моносервисной беспроводной сети связи, предложенной в работе [8]. Она содержит $N > 1$ радиоканалов. Предполагается, что o -вызовы (h -вызовы) поступают согласно закону Пуассона с интенсивностью λ_o (λ_h), а время занятия канала вызовами любого типа является экспоненциально распределенной случайной величиной со средним μ^{-1} . Если в период обслуживания вызова любого типа происходит процедура хэндовер, то время дообслуживания данного вызова в новой соте (уже в качестве h -вызова) также имеет место экспоненциальное распределение с тем же средним вследствие отсутствия памяти экспоненциального распределения.

Обслуживание вызовов в моменты их поступления осуществляется согласно схеме резервирования каналов, т.е. поступивший o -вызов принимается лишь тогда, когда число свободных каналов БС больше g , $0 \leq g \leq N - 1$; в противном случае o -вызов присоединяется к очереди. Хэндовер вызов принимается при наличии хотя бы одного свободного канала. Если все N каналы являются занятыми, то h -вызов присоединяется к очереди.

Из описания модели видно, что она является неконсервативной, т.е. в ней возможны простои каналов при наличии очереди o -вызовов. Иными словами, в момент освобождения канала выбор вызова из очереди для обслуживания осуществляется следующим образом: если в этот момент число свободных каналов БС равно g , то один o -вызов из очереди (если таковые имеются) выбирается для обслуживания, в противном случае освобожденный канал простаивает даже при наличии очереди o -вызовов. Простои каналов не допустимы при наличии в соте h -вызовов. Внутри каждого трафика

вызовов может быть использована любая дисциплина обслуживания, и для определенности изложения предположим, что используется наиболее справедливая дисциплина FCFS (первым пришел — первым обслужился).

В работе исследуются модели с ограниченными и неограниченными очередями, при этом предполагается, что новые вызовы в очереди являются весьма терпеливыми и потеря хэндовер-вызова из-за окончания интервала деградации является маловероятным событием. В моделях с ограниченными очередями имеются отдельные (ограниченные) буферные накопители для разнотипных вызовов, т.е. если поступивший вызов застаёт соответствующий буфер полностью заполненным, то он теряется. Однако в моделях с неограниченными очередями такие потери невозможны.

Цель работы — разработка эффективного метода расчета показателей QoS изучаемых моделей. При этом для моделей с неограниченными очередями под этими показателями понимаются средние длины очередей разнотипных вызовов и среднее число занятых каналов соты, а для моделей с ограниченными очередями еще требуется найти вероятности потери разнотипных вызовов из-за переполненности соответствующих буферных накопителей.

ПРИБЛИЖЕННЫЙ МЕТОД РАСЧЕТА МОДЕЛЕЙ

Сначала рассмотрим модель соты с неограниченными очередями. Для более детального описания ее работы используется двумерная цепь Маркова, т.е. состояние соты в произвольный момент времени задается вектором $\mathbf{k} = (k_1, k_2)$, где k_1 означает суммарное число занятых каналов и h -вызовов в очереди, а k_2 указывает число o -вызовов в очереди. Тогда множество всех возможных состояний системы определяется следующим образом:

$$S = \bigcup_{i=0}^{\infty} S_i, \quad (1)$$

где

$$S_0 := \{\mathbf{k} : k_1 = 0, 1, \dots; k_2 = 0\}; \quad S_i := \{\mathbf{k} : k_1 = N - g, N - g + 1, \dots; k_2 = i\}, \quad i \geq 1.$$

Исходя из описания модели приходим к выводу, что элементы производящей матрицы соответствующей цепи Маркова $q(\mathbf{k}, \mathbf{k}')$, $\mathbf{k}, \mathbf{k}' \in S$, определяются таким образом (рис. 1):

$$q(\mathbf{k}, \mathbf{k}') = \begin{cases} \lambda_o + \lambda_h, & \text{если } k_1 \leq N - g - 1, k_2 = 0, \mathbf{k}' = \mathbf{k} + \mathbf{e}_1, \\ \lambda_o, & \text{если } k_1 \geq N - g, \mathbf{k}' = \mathbf{k} + \mathbf{e}_2, \\ \lambda_h, & \text{если } k_1 \geq N - g, \mathbf{k}' = \mathbf{k} + \mathbf{e}_1, \\ f(k_1)\mu, & \text{если } \mathbf{k}' = \mathbf{k} - \mathbf{e}_1, \\ (N - g)\mu, & \text{если } k_1 = N - g, k_2 > 0, \mathbf{k}' = \mathbf{k} - \mathbf{e}_2, \\ 0 & \text{в остальных случаях.} \end{cases} \quad (2)$$

Здесь и в дальнейшем приняты следующие обозначения: $\mathbf{e}_1 = (1, 0)$, $\mathbf{e}_2 = (0, 1)$, $f(x) = \min(x, N)$. Стационарная вероятность состояния $\mathbf{k} \in S$

обозначается $p(\mathbf{k})$. Тогда среднее число o -вызовов (L_o) и h -вызовов (L_h) в очереди и среднее число занятых каналов соты (N_{av}) определяются через стационарное распределение вероятностей состояний модели:

$$L_o = \sum_{k_2=1}^{\infty} k_2 \sum_{k_1=N-g}^{\infty} p(k_1, k_2), \quad (3)$$

$$L_h = \sum_{k_1=N+1}^{\infty} (k_1 - N) \sum_{k_2=0}^{\infty} p(k_1, k_2), \quad (4)$$

$$N_{av} = \sum_{k \in S} f(k_1) p(k_1, k_2). \quad (5)$$

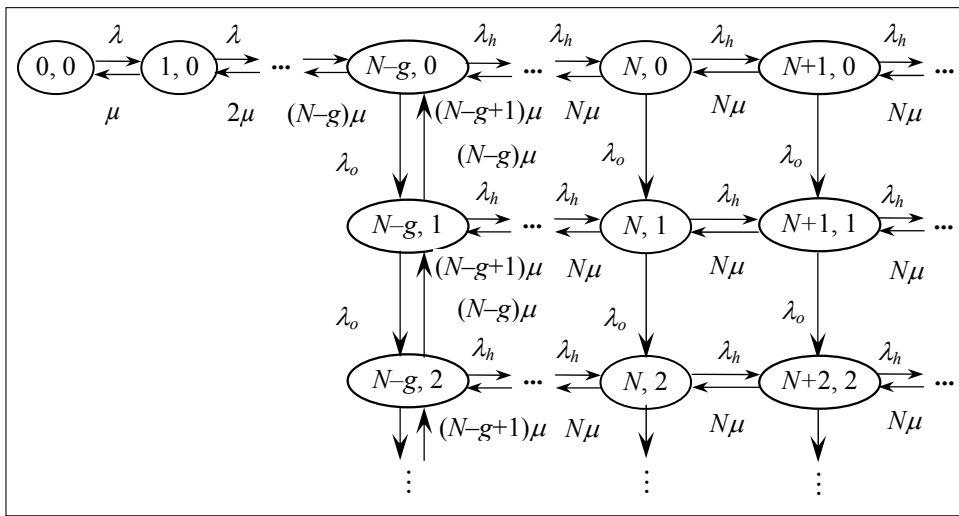


Рис. 1. Граф-схема модели

С использованием (4) и (5) из известной формулы Литтла находится среднее время ожидания разнотипных вызовов в системе. Следовательно, для нахождения характеристик (3)–(5) необходимо определить стационарное распределение вероятностей состояний модели из соответствующей системы уравнений равновесия (СУР). Она составляется на основе соотношений (2) и ввиду очевидности ее явный вид здесь не приводится.

Метод производящих функций для нахождения стационарного распределения оказывается весьма громоздким и неконструктивным. Поэтому в работе предлагается использовать приближенный метод расчета стационарного распределения данной модели, основанный на принципах фазового укрупнения состояний двумерных цепей Маркова [9]. Этот метод является приемлемым для исследования изучаемых здесь моделей микросот с небольшими геометрическими размерами, для которых интенсивность h -вызовов намного превосходит интенсивность o -вызовов и время разговора является коротким. Иными словами, предполагается, что $\lambda_h \gg \lambda_o \gg \mu$.

Замечание 1. Важно отметить, что последние допущения не являются чрезмерно тяжелыми, так как они выполняются во многих реальных сетях подобного типа [1]. Более того, как будет видно из дальнейшего изложения,

конечные результаты прямо не зависят от нагрузочных параметров входящих трафиков, а зависят лишь от их отношений $v_x := \lambda_x / \mu$, $x \in \{o, h\}$.

Очевидно, что в представлении (1) множества S_i , $i = 0, 1, 2, \dots$ не пересекаются, иными словами, оно является определенным расщеплением (по строкам) фазового пространства состояний модели (рис. 1). В силу принятых выше допущений относительно соотношений нагрузочных параметров разнотипных трафиков заключаем, что интенсивности переходов внутри каждого класса состояний S_i намного превосходит интенсивности переходов между ними. Поэтому, далее множества S_i объединяются в отдельные укрупненные состояния $\langle i \rangle$, и вводится функция укрупнения с областью определения (1):

$$U(\mathbf{k}) = \langle i \rangle, \text{ если } \mathbf{k} \in S_i \quad i = 0, 1, 2, \dots \quad (6)$$

Функция укрупнения (6) определяет укрупненную модель, являющуюся бесконечной цепью Маркова с фазовым пространством состояний $\tilde{S} := \{\langle i \rangle : i = 0, 1, 2, \dots\}$.

Для нахождения стационарного распределения исходной модели требуется предварительное определение стационарных распределений расщепленной и укрупненной модели. Расщепленная модель с пространством состояний S_0 представляет собой одномерный процесс размножения и гибели, параметры которых определяются так (рис. 1):

$$\lambda_j = \begin{cases} \lambda_o + \lambda_h, & \text{если } j < N - g, \\ \lambda_h, & \text{если } j \geq N - g; \end{cases} \quad \mu_j = f(j)\mu.$$

Стационарное распределение вероятностей состояний этой модели обозначается $\rho_0(i)$, $i = 0, 1, 2, \dots$. Оно определяется таким образом:

$$\rho_0(i) = \begin{cases} \frac{v^i}{i!} \rho_0(0), & 1 \leq i \leq N - g, \\ \left(\frac{v}{v_h}\right)^{N-g} \frac{v_h^i}{i!} \rho_0(0), & N - g + 1 \leq i \leq N, \\ \frac{v^{N-g}}{N!} v_h^g \tilde{v}_h^{i-N} \rho_0(0), & i \leq N + 1, \end{cases} \quad (7)$$

где

$$v := v_o + v_h, \quad \tilde{v}_h := v_h / N,$$

$$\rho_0(0) = \left(\sum_{i=0}^{N-g} \frac{v^i}{i!} + \left(\frac{v}{v_h}\right)^{N-g} \sum_{i=N-g+1}^N \frac{v_h^i}{i!} + \frac{v^{N-g}}{N!} \frac{v_h^{g+1}}{N} \frac{1}{1 - \tilde{v}_h} \right)^{-1}.$$

Отсюда находим первое условие эргодичности исследуемой модели:

$$v_h < N. \quad (8)$$

Расщепленные модели с пространством состояний S_i представляют собой идентичные для всех $i \geq 1$ процессы размножения и гибели, в которых

интенсивность размножения является постоянной величиной и равна λ_h , а интенсивность гибели в состоянии j равна $f(j)\mu$, где $j \geq N - g$. Следовательно, после определенных алгебраических преобразований заключаем, что стационарное распределение вероятностей состояний расщепленных моделей с пространством состояний S_i , $i \geq 1$, обозначаемое $\rho_i(j)$, $j \geq N - g$ вычисляется следующим образом (поскольку все расщепленные модели с пространством состояний S_i , $i \geq 1$ имеют одинаковое распределение, то ниже индекс i в обозначении $\rho_i(j)$ опускается):

$$\rho(j) = \begin{cases} \frac{v_h^j (N-g)!}{j! v_h^{N-g}} \rho(N-g), & j = \overline{N-g+1, N}, \\ \frac{\tilde{v}_h^{j-N} v_h^g}{N!} \rho(N-g), & j \geq N+1, \end{cases} \quad (9)$$

где

$$\rho(N-g) = \left(1 + v_h^g (N-g)! \left(\sum_{i=N-g+1}^N \frac{v_h^{i-N}}{i!} + \frac{1}{N!} \frac{\tilde{v}_h}{1-\tilde{v}_h} \right) \right)^{-1}.$$

Для нахождения стационарного распределения $\pi(\langle j \rangle)$, $\langle j \rangle \in \tilde{S}$ укрупненной модели достаточно определения элементов ее производящей матрицы. Обозначим их через $q(\langle j', \langle j'' \rangle)$, $\langle j' \rangle, \langle j'' \rangle \in \tilde{S}$. Они определяются так:

$$q(\langle j' \rangle, \langle j'' \rangle) = \sum_{\substack{k' \in S_{j'} \\ k'' \in S_{j''}}} \rho_{i'}(j') q(k', k''), \quad (10)$$

где $\mathbf{k}' = (i', j')$, $\mathbf{k}'' = (i'', j'')$.

Учитывая (2), (7) и (9) из (10) находим, что искомые величины определяются из следующих соотношений:

$$q(\langle j' \rangle, \langle j'' \rangle) = \begin{cases} \tilde{\lambda}_0, & \text{если } j' = 0, j'' = j' + 1, \\ \lambda_0, & \text{если } j' > 0, j'' = j' + 1, \\ \tilde{\mu}, & \text{если } j'' = j' - 1, \\ 0 & \text{в остальных случаях.} \end{cases} \quad (11)$$

Здесь и в дальнейшем приняты следующие обозначения:

$$\tilde{\lambda}_0 := \lambda_0 \left(1 - \sum_{i=0}^{N-g-1} \rho_0(i) \right); \quad \tilde{\mu} := (N-g)\mu \rho(N-g).$$

Следовательно, стационарное распределение вероятностей состояний укрупненной модели определяется как стационарное распределение вероятностей состояний процесса размножения и гибели с интенсивностями, заданными соотношениями (11), т.е.

$$\pi(\langle j \rangle) = \frac{\tilde{\lambda}_0}{\tilde{\mu}} \tilde{v}_0^{j-1} \pi(\langle 0 \rangle), \quad j \geq 1, \quad (12)$$

где

$$\tilde{v}_o := \lambda_o / \tilde{\mu}, \quad \pi(<0>) = \left(1 + \frac{\tilde{\lambda}_o}{\tilde{\mu}} \frac{1}{1 - \tilde{v}_o}\right)^{-1}.$$

При выводе формул (12) находится второе условие эргодичности модели, которое легко проверяется:

$$v_o < (N - g)\rho(N - g). \quad (13)$$

Замечание 2. Условие (13) имеет простую вероятностную интерпретацию. Так, поскольку o -вызовы из очереди обслуживаются лишь тогда, когда число занятых каналов равно $N - g$, то их суммарная интенсивность обслуживания равна $\mu(N - g)\rho(N - g)$, где $\rho(N - g)$ определяет вероятность того, что число занятых каналов равно $N - g$ при наличии очереди o -вызовов. Для существования стационарного режима требуется, чтобы интенсивность входящего трафика o -вызовов (λ_o) была меньше суммарной интенсивности их обслуживания и, следовательно, отсюда находится условие (13).

При выполнении условий эргодичности (8) и (13) с использованием (7), (9) и (12) стационарное распределение исходной модели приближенно находится так:

$$p(0, k_2) \approx \rho_0(k_2)\pi(<0>),$$

$$p(k_1, k_2) \approx \rho(k_2)\pi(<k_1>), \quad k_1 \geq 1. \quad (14)$$

Тогда, с учетом (3) и (14) заключаем, что среднее число o -вызовов в очереди определяется следующим образом:

$$L_o \approx \sum_{i=1}^{\infty} i \sum_{j=N-g}^{\infty} \rho(j)\pi(<i>) = \sum_{i=1}^{\infty} i\pi(<i>) = \frac{1}{(1 - \tilde{v}_o)^2} \frac{\tilde{\lambda}_o}{\tilde{\mu}} \pi(<0>). \quad (15)$$

Среднее число h -вызовов в очереди определяется так (4):

$$\begin{aligned} L_h &\approx \left(\sum_{i=1}^{\infty} i\rho_0(N+i) \right) \pi(<0>) + \sum_{i=1}^{\infty} i \sum_{j=1}^{\infty} \rho(N+i)\pi(j) = \\ &= \pi(<0>) \sum_{i=1}^{\infty} i\rho_0(N+i) + (1 - \pi(<0>)) \sum_{i=1}^{\infty} i\rho(N+i) = \\ &= \frac{\tilde{v}_h}{(1 - \tilde{v}_h)^2} (a\pi(<0>) + b(1 - \pi(<0>))). \end{aligned} \quad (16)$$

Здесь и в дальнейшем приняты следующие обозначения:

$$a := \frac{v^{N-g}}{N!} v_h^g \rho_0(0), \quad b := \frac{(N-g)!}{N!} v_h^g \rho(N-g).$$

После выполнения определенных преобразований получаем следующее приближенное выражение для вычисления среднего числа занятых каналов соты (5):

$$N_{av} \approx A\pi(<0>) + B(1 - \pi(<0>)), \quad (17)$$

где

$$A := N \left(1 - \sum_{i=0}^{N-1} \rho_0(i) \right) + \sum_{i=1}^{N-1} i \rho_0(i), \quad B := N \left(1 - \sum_{i=N-g}^{N-1} \rho(i) \right) + \sum_{i=N-g}^{N-1} i \rho(i).$$

Далее рассмотрим модель с конечными очередями разнотипных вызовов при наличии резервных каналов для h -вызовов. В данной модели предполагается, что для ожидания в очереди o -вызовов (h -вызовов) имеется ограниченный буфер размером R_o (R_h), иными словами, вызовы каждого типа могут быть потеряны, если в моменты их поступления соответствующий буфер оказывается полностью заполненным.

Фазовое пространство состояний данной модели задается аналогично (1), но здесь множества S_i , $i = 0, 1, \dots, R_o$, определяются следующим образом:

$$S_0 := \{k : k_1 = 0, 1, \dots, N + R_h; k_2 = 0\},$$

$$S_i := \{k : k_1 = N - g, N - g + 1, \dots, N + R_h; k_2 = i\}, \quad i = 1, \dots, R_o.$$

Замечание 3. В целях упрощения изложения в данной модели используются прежние обозначения для ее пространства состояний и стационарное распределение вероятностей состояний расщепленных и укрупненной моделей.

Элементы производящей матрицы соответствующей цепи Маркова определяются аналогично из (2). Среднее число разнотипных вызовов и занятых каналов в данной модели также определяются аналогично (3)–(5), однако здесь верхние пределы суммирования в формулах (3) и (4) заменяются соответствующими максимально возможными значениями параметров k_1 и k_2 (т.е. $N + R_h$ и $N + R_o$). Вместе с тем, для данной модели требуется определить также вероятности потери разнотипных вызовов. Так, эти вероятности потери, обозначаемые P_o и P_h , определяются следующим образом:

$$P_o = \sum_{k_1=N-g}^{N+R_h} p(k_1, R_o), \quad (18)$$

$$P_h = \sum_{k_2=0}^{R_o} p(N + R_h, k_2). \quad (19)$$

Стационарное распределение вероятностей состояний этой модели можно определить из соответствующей СУР [8]. Однако этот подход является эффективным лишь для моделей малой размерности, т.е. при малых значениях структурных параметров N , R_h и R_o . В связи с этим, здесь также используется описанный выше приближенный подход расчета стационарного распределения вероятностей состояний данной модели.

Не повторяя уже описанные выше процедуры, лишь отметим, что здесь также используется аналогичная (1) схема расщепления пространства состояний модели. Поскольку выбор схемы расщепления полностью определяет структуры расщепленных и укрупненной моделей, то ниже приводятся лишь краткие комментарии к предложенным формулам.

Отметим, что в данной модели не требуется выполнения условий эргодичности (8) и (13), т.е. при любых значениях нагрузочных и структурных параметров модели существует стационарный режим работы системы. Так, стационарное распределение вероятностей состояний расщепленной модели с пространством состояний S_o определяется как соответствующее распределение многоканальной системы обслуживания $M / MN / R_h$ с переменной интенсивностью поступления, в которой скорость обслуживания одного канала равна μ . Иными словами, искомые вероятности состояний определяются таким образом:

$$\rho_0(i) = \begin{cases} \frac{v^i}{i!} \rho_0(0), & 1 \leq i \leq N - g, \\ \left(\frac{v}{v_h}\right)^{N-g} \frac{v_h^i}{i!} \rho_0(0), & N - g + 1 \leq i \leq N, \\ \frac{v^{N-g}}{N!} v_h^g \tilde{v}_h^{i-N} \rho_0(0), & N + 1 \leq i \leq N + R_h, \end{cases} \quad (20)$$

где

$$\rho_0(0) = \left(\sum_{i=0}^{N-g} \frac{v^i}{i!} + \left(\frac{v}{v_h}\right)^{N-g} \sum_{i=N-g+1}^N \frac{v_h^i}{i!} + \frac{v^{N-g}}{N!} \frac{v_h^{g+1}}{N} \frac{1 - \tilde{v}_h^{R_h}}{1 - \tilde{v}_h} \right)^{-1}.$$

Стационарное распределение вероятностей состояний расщепленных моделей с пространством состояний S_i являются идентичными для всех $i \geq 1$, и они определяются аналогично (9):

$$\rho(j) = \begin{cases} \frac{v_h^j}{j!} \frac{(N-g)!}{v_h^{N-g}} \rho(N-g), & j = \overline{N-g+1, N}, \\ \tilde{v}_h^{j-N} v_h^g \frac{(N-g)!}{N!} \rho(N-g), & N+1 \leq j \leq N+R_h, \end{cases} \quad (21)$$

где

$$\rho(N-g) = \left(1 + v_h^g (N-g)! \left(\sum_{i=N-g+1}^N \frac{v_h^{i-N}}{i!} + \frac{\tilde{v}_h}{N!} \frac{1 - \tilde{v}_h^{R_h}}{1 - \tilde{v}_h} \right) \right)^{-1}.$$

Стационарное распределение вероятностей состояний укрупненной модели в данном случае определяется так:

$$\pi(\langle j \rangle) = \frac{\tilde{\lambda}_o}{\tilde{\mu}} \tilde{v}_o^{j-1} \pi(\langle 0 \rangle), \quad 1 \leq j \leq R_o, \quad (22)$$

где

$$\pi(\langle 0 \rangle) = \left(1 + \frac{\tilde{\lambda}_o}{\tilde{\mu}} \frac{1 - \tilde{v}_o^{R_o}}{1 - \tilde{v}_o} \right)^{-1}.$$

Таким образом, с использованием (20)–(22) приближенно находим стационарное распределение вероятностей состояний исходной модели и,

после выполнения необходимых алгебраических преобразований, определяем следующие приближенные формулы для вычисления показателей QoS-модели с ограниченной очередью разнотипных вызовов:

$$L_o \approx \pi(< 0 >) \frac{\tilde{\lambda}_o}{\lambda_o} \sum_{i=1}^{R_o} i \tilde{V}_o^i, \quad (23)$$

$$L_h \approx (a\pi(< 0 >) + b(1 - \pi(< 0 >))) \sum_{i=1}^{R_h} i \tilde{V}_h^i, \quad (24)$$

$$P_o \approx \pi(< R_o >), \quad (25)$$

$$P_h \approx (a\pi(< 0 >) + b(1 - \pi(< 0 >))) \tilde{V}_h^{R_h}. \quad (26)$$

Среднее число занятых каналов соты для данной модели определяется аналогично (17). Здесь следует иметь ввиду, что при определении параметров a и b ((24), (26)) используется стационарное распределение вероятностей состояний расщепленных моделей, вычисляемых с помощью соотношений (20) и (21).

ЧИСЛЕННЫЕ РЕЗУЛЬТАТЫ

Разработанные явные формулы расчета желаемых показателей QoS исследуемых моделей беспроводных сетей позволяют легко осуществить их анализ при любых значениях нагрузочных и структурных параметров сети. Для краткости изложения в работе приводятся лишь некоторые результаты численных экспериментов для модели с неограниченными очередями. При этом целью исследования является изучение поведения показателей QoS модели относительно параметра g (число резервных каналов для h -вызовов).

Исходные данные для гипотетической модели выбираются так: $N = 30$, $\lambda_h = 12$, $\mu = 1$. При $\lambda_o = 2$ условие эргодичности (13) удовлетворяется для значений $0 \leq g \leq 15$, а при $\lambda_o = 4$ оно удовлетворяется для значений $0 \leq g \leq 18$, и поэтому в графиках для соответствующих кривых указаны эти интервалы изменения параметра g (рис. 2–4).

Из рис. 2 видно, что увеличение значений параметра g приводит к возрастанию функции L_o , но при этом уменьшается функции L_h . Эти результаты имеют вполне логический смысл, так как с ростом числа резервных каналов увеличиваются шансы h -вызовов для прямого доступа в каналы, но при этом одновременно уменьшаются шансы o -вызовов для прямого доступа в каналы, и тем самым они присоединяются к очереди. Отметим, что среднее число o -вызовов в очереди растет с большой скоростью, чем среднее число h -вызовов в очереди (рис. 3). Также следует отметить, что рост интенсивности любого потока приводит к увеличению среднего числа занятых каналов (рис. 4). Из этих графиков видно, что для данной системы нет необходимости организации бесконечного буфера для ожидания разнотипных вызовов, так как средние длины очередей разнотипных вызовов являются достаточно короткими. Так, например, если в изучаемой гипотетиче-

ской сети для ожидания o -вызовов и h -вызовов в очереди организовать буферы соответственно объемом 5 и 3, то эти буферы окажутся достаточными для обработки разнотипных вызовов. При этом вероятность их потери находится в приемлемых границах. Иными словами, в каждом конкретном случае имеются возможности проведения исследования по выбору необходимых объемов буферных накопителей с целью удовлетворения заданных ограничений на показатели QoS сети.

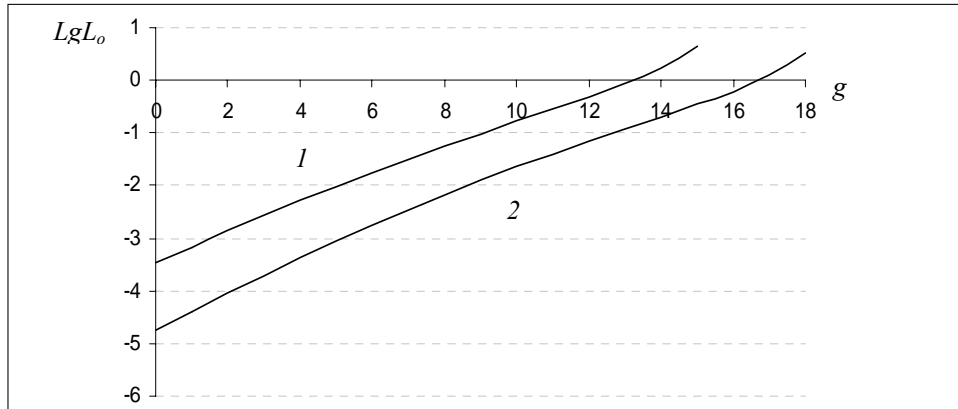


Рис. 2. Зависимость средней длины очереди o -вызовов от числа резервных каналов, $1 - \lambda_0 = 4$, $2 - \lambda_0 = 2$

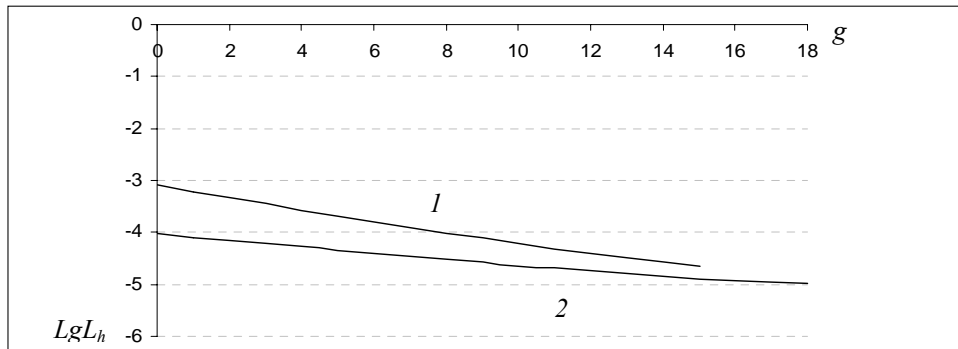


Рис. 3. Зависимость средней длины очереди h -вызовов от числа резервных каналов, $1 - \lambda_0 = 4$, $2 - \lambda_0 = 2$

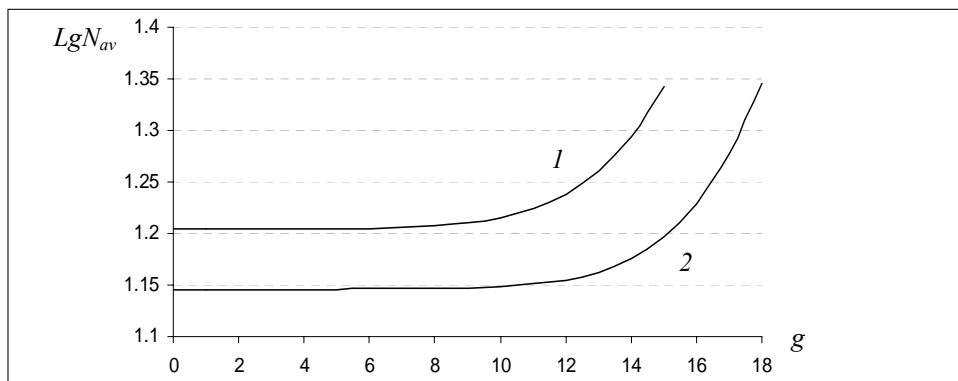


Рис. 4. Зависимость среднего числа занятых каналов от числа резервных каналов, $1 - \lambda_0 = 4$, $2 - \lambda_0 = 2$

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В данной работе предложены аналитические результаты для приближенного расчета показателей QoS моносервисных беспроводных сетей микросотовой структуры, в которых допускается конечной и/или бесконечной очереди новых и хэндовер вызовов. Разработанный метод может быть использован при исследовании моделей подобных сетей с конечным временем деградации хэндовер вызовов и/или нетерпеливыми новыми вызовами. Эти проблемы представляют собой предмет специальных исследований.

ЛИТЕРАТУРА

1. *Das Bit S., Mitra S.* Challenges of computing in mobile cellular environment — a survey // *Computer Communications*. — 2003. — **26**. — P. 2090–2105.
2. *Hong D., Rapoport S.S.* Traffic model and performance analysis of cellular mobile radio telephones systems with prioritized and non-prioritized handoff procedures // *IEEE Transactions on Vehicular Technology*. — 1986. — **35**, № 3. — P. 77–92.
3. *Ponomarenko L.A., Melikov A.Z., Babaev A.T.* Investigation of cellular network characteristics with limited queue of impatient h-calls // *Journal of Automation and Information Sciences*. — 2006. — **38**, № 8. — P. 17–28.
4. *Kim C.S., Ponomarenko L.A., Melikov A.Z.* Two-dimensional models of wireless cellular networks with infinite queues of handover calls // *Journal of Automation and Information Sciences*. — 2007. — **39**, № 12. — P. 25–41.
5. *Guerin R.* Queuing-blocking system with two arrival streams and guard channels // *IEEE Transactions on Communications*. — 1988. — **36**, № 2. — P. 153–163.
6. *Меликов А.З., Велибеков А.М.* Расчет характеристик смешанной системы обслуживания с резервированием каналов // *Системні дослідження та інформаційні технології*. — 2008. — № 3. — С. 66–77.
7. *Меликов А.З., Велибеков А.М.* Численный метод анализа модели беспроводной сети связи со сложной схемой резервирования каналов и очередями // *Системні дослідження та інформаційні технології*. — 2009. — № 2. — С. 76–89.
8. *Chang C.J., Su T.T., Chiang Y.Y.* Analysis of a cutoff priority cellular radio system with finite queuing and renegeing/dropping // *IEEE/ACM Transactions on Networking*. — 1994. — **2**, № 2. — P. 166–175.
9. *Меликов А.З., Пономаренко Л.А., Фаттахова М.И.* Управление мультисервисными сетями связи с буферными накопителями. — Киев: Изд. НАУ «НАУ-друк». — 2008. — 156 с.

Поступила 26.05.2009

ВЫБОР ПРОТОКОЛА ДИНАМИЧЕСКОЙ МАРШРУТИЗАЦИИ В КОРПОРАТИВНОЙ IP-СЕТИ

В.А. БАЧИНСКИЙ, В.Ш. ГИОРГИЗОВА-ГАЙ

Представлен краткий обзор и сравнительная характеристика протоколов динамической маршрутизации, наиболее распространенных в корпоративных IP-сетях. Предложены некоторые рекомендации по выбору протокола в зависимости от размеров и требований корпоративной сети.

ВВЕДЕНИЕ

Сегодня трудно найти компанию или учебное заведение, которое не имело бы сетевой инфраструктуры. Практически все современные сети являются маршрутизируемыми. С ростом размеров сети компании для поддержания ее нормальной работоспособности сетевому администратору приходится переходить от статической маршрутизации к динамической и, следовательно, к использованию одного из протоколов динамической маршрутизации. Поскольку выбор протокола оказывает существенное влияние на эффективность и надежность работы сети организации в целом, то он должен быть хорошо обоснован. В настоящее время доступны спецификации [5] и существует много литературных и Internet-ресурсов, посвященных данной теме (например [1–7]). Однако в них, как правило, достаточно подробно описывают сами протоколы и их настройки. Тогда как для первоначального выбора желательно иметь краткую сравнительную характеристику протоколов. Аналогичная задача возникает и при изучении данной темы студентами ВУЗов.

Цель работы — выделить наиболее существенные критерии сравнения протоколов и факторы, влияющие на их выбор в корпоративной сети, а также привести краткую сравнительную характеристику протоколов и некоторые общие рекомендации по их применению.

ТРЕБОВАНИЯ СЕТИ К ПРОТОКОЛУ МАРШРУТИЗАЦИИ

Как известно, протоколы динамической маршрутизации позволяют маршрутизаторам IP-сетей автоматически создавать таблицы оптимальных (по выбранному критерию) маршрутов и динамически модифицировать их в соответствии с изменениями, происходящими в топологии сети.

Выбор протокола маршрутизации в значительной степени зависит от следующих факторов.

- Топология и сложность сети.

Необходимо предусмотреть наличие резервных линий связи в сети, обеспечивающих ее надежное функционирование (доступность серверов и сетевых сегментов) в случае отказов сетевого оборудования и основных линий связи. Например, при древовидной топологии сети с так называемым

«корневым маршрутизатором», возможности динамической маршрутизации сводятся к минимуму.

- Размеры сети и необходимость в ее дальнейшем масштабировании.

Возможности некоторых протоколов в этом смысле ограничены.

- Загруженность сети.

Для сетей с высоким коэффициентом загруженности линий связи имеет значение способность протокола к перераспределению потоков данных.

- Требования к надежности сети.

Допустимое время простоев или нестабильности в работе сети из-за отказа ее узлов зависит от рода деятельности организации, и определяется возможными финансовыми убытками или опасностью нарушения производственного цикла.

- Требования к защите информации в сети.

Эти требования определяются степенью риска, связанного с попаданием информации об адресах и маршрутах в сети в руки злоумышленников, что особенно важно для сетей, имеющих внешние каналы связи.

- Необходимость подключения маршрутизируемого сегмента к уже существующей сети.

В этом случае следует обратить внимание на совместимость протоколов маршрутизации и средств их реализации.

- Возможность организации программных маршрутизаторов.

При небольшом трафике в сети или на отдельных ее участках от маршрутизаторов не требуется высокая производительность. В таких случаях с экономической точки зрения бывает выгоднее использовать вместо аппаратного маршрутизатора универсальный компьютер с несколькими сетевыми картами и программным обеспечением (ПО) с функциями протоколов маршрутизации. Однако не для всех протоколов маршрутизации есть соответствующее ПО, а от сложности протоколов зависит количество потребляемых вычислительных ресурсов компьютера.

- Квалификация и субъективные предпочтения обслуживающего персонала.

Сложность настройки маршрутизаторов и администрирования сети при использовании разных протоколов существенно отличаются. При наличии необходимых возможностей в нескольких протоколах немаловажно учесть удобство и наличие опыта работы с одним из протоколов в администратора сети.

КРИТЕРИИ СРАВНЕНИЯ ПРОТОКОЛОВ МАРШРУТИЗАЦИИ

Для определения эффективного протокола маршрутизации, который бы удовлетворял требованиям конкретной сети, необходимо провести сравнительный анализ наиболее известных протоколов динамической маршрутизации.

Протоколы маршрутизации делятся на два основных класса: протоколы внутренних шлюзов (Interior Gateway Protocols — IGP) и протоколы внешних шлюзов (Exterior Gateway Protocols — EGP). Протоколы класса IGP проектировались для обмена информацией о сетях и подсетях между внутренними маршрутизаторами одной автономной системы (Autonomous System — AS), т.е. между маршрутизаторами, находящимися под единым ад-

министративным управлением, и использующими один протокол маршрутизации. Такими сетями могут быть сети провайдеров услуг Internet, крупных правительственных и научно-исследовательских организаций, частных коммерческих концернов. Протоколы EGP проектировались для обмена маршрутной информацией между пограничными маршрутизаторами различных автономных систем. Доминирующим EGP-протоколом сегодня является протокол граничной маршрутизации версии 4 (Border Gateway Protocol version 4 — BGP-4). Это протокол используется для обмена маршрутной информацией между AS сети Internet.

По методу распространения маршрутной информации протоколы IGP делятся на дистанционно-векторные и состояния каналов связи. В методе вектора расстояний каждый маршрутизатор через равные промежутки времени посылает соседним маршрутизаторам обновления всей или части своей таблицы маршрутизации. По мере распространения маршрутной информации в сети каждый маршрутизатор может вычислить расстояния от него до всех сетей и подсетей в пределах внутрикорпоративной сети. Наиболее распространенными протоколами данного типа являются RIP (Routing Information Protocol) и IGRP (Interior Gateway Routing Protocol). В методе учета состояния каналов связи каждый маршрутизатор корпоративной сети посылает остальным маршрутизаторам информацию о своих непосредственных соединениях с сетями и маршрутизаторами. На основе полученной информации обо всех локальных соединениях в сети, каждый маршрутизатор способен построить ее полный топологический граф, а затем заполнить свою таблицу, используя сложный алгоритм выбора первого кратчайшего пути (Shortest Path First — SPF). Наиболее известными протоколами данного типа являются OSPF (Open Shortest Path First) и IS-IS (Intermediate System to Intermediate System). Существуют также гибридные протоколы, сочетающие в себе преимущества обоих методов распространения маршрутной информации. Примером гибридного протокола является EIGRP (Enhanced Interior Gateway Routing Protocol).

Протоколы, основанные на методе вектора расстояния, требуют меньше вычислительных ресурсов маршрутизатора, чем протоколы с выбором по состоянию каналов связи с их сложными SPF-алгоритмами. С другой стороны, протоколы с выбором по состоянию каналов связи занимают меньшую часть полосы пропускания сети (кроме начального этапа изучения топологии сети) так, как они распространяют только информацию об изменениях, а не всю таблицу маршрутизации, что особенно важно для больших сетей.

В качестве других критериев сравнения протоколов динамической маршрутизации можно выделить следующие.

- Скорость сходимости.

Эта характеристика протокола определяет длительность временного интервала возможной нестабильной работы сети, в течении которого протокол выявляет недоступный маршрут, выбирает новый маршрут и распространяет новую информацию по сети. Быстрота реакции на изменения в сетевой топологии особенно важна при поддержке важных приложений, требующих высокой степени готовности сети. Протоколы, основанные на методе вектора расстояния, требуют большего времени для сходимости, чем протоколы с выбором по состоянию канала связи, так как информация о но-

вом пути передается от одного маршрутизатора к другому косвенно без указания источника ее происхождения в процессе периодических рассылок.

- Возможность учета в метрике (критерии) выбора наиболее рационального маршрута различных характеристик маршрута.

Метрики могут рассчитываться на основе одной или нескольких характеристик пути. К наиболее употребительным характеристикам пути относятся: количество переходов (промежуточных маршрутизаторов в пути); пропускная способность каналов связи; задержка пакета в пути; надежность (частота возникновения ошибок каналах связи); нагрузка (загруженность маршрутизаторов и каналов связи); стоимость (произвольное значение, назначаемое администратором на основании как перечисленных выше, так и других соображений, например финансовых). Метрики, вычисляемые на основе нескольких показателей, обеспечивают большую гибкость при выборе маршрута. Возможности протокола поддерживать одновременно несколько метрик позволяют удовлетворять требования QoS-трафика (Quality of Service) разных приложений.

- Возможность балансировки нагрузки между несколькими маршрутами.

Возможность хранения в таблицах маршрутизации нескольких маршрутов к одной сети (с равными или даже отличающимися метриками) дает возможность маршрутизатору снижать загрузку линий связи, путем попеременной отсылки пакетов по каждому из маршрутов. Следует обратить внимание на то, что балансировка нагрузки может вызвать проблемы в тех случаях, когда приложение использует дейтаграммные протоколы канального и транспортного уровней, которые не нумеруют и, следовательно, не восстанавливают порядок следования пакетов, как это делает, например, транспортный протокол с установлением соединения ТСР.

- Возможность объединения маршрутов на совпадающих участках.

Наличие данной функции способствует снижению относительной сложности большой сети, сокращению количества записей в таблицах маршрутизаторов и ускорению поиска в них. Объединение маршрутов требует, чтобы протокол маршрутизации поддерживал маски подсетей переменной длины и был способен распространять информацию о сетевых масках вместе с информацией о сетевых маршрутах.

- Максимальное количество маршрутизаторов в сети определяет возможности ее масштабирования.

Это ограничение косвенно связано с другими характеристиками протокола маршрутизации, влияющими на его способность работать в большой сети (например, скоростью сходимости, долей полосы пропускания сети, требуемой для передачи служебных сообщений протокола).

- Необходимость предварительной логической подготовки сети.

Некоторые протоколы маршрутизации для достижения соответствующего уровня масштабирования (уменьшения потребления вычислительных ресурсов маршрутизаторов и полосы пропускания сети) подразумевают выделение в сети логических областей и связей между ними. Внедрение таких протоколов может потребовать серьезной инженерной проработки проекта сети (ее топологии и схемы адресации).

- Обеспечение безопасности при обмене маршрутной информацией.

Если сеть поддерживает обмен маршрутной информацией между подсетями, соединенными глобальными связями, то попадание такой информации в руки злоумышленников может представлять угрозу безопасности сети. В таких случаях поддержка протоколом маршрутизации методов аутентификации источника и шифрования маршрутной информации приобретает важное значение.

- Доступность программного обеспечения (ПО) реализации протокола маршрутизации.

Проколы могут быть открытыми и поддерживаться различными производителями аппаратных маршрутизаторов и ПО для универсальных компьютеров, а могут быть закрытыми и реализоваться только определенными компаниями.

- Перспективность — реализация в протоколе перспективных возможностей (например, протокола IPv6, поддержка трафик инжиниринга).

КРАТКАЯ ХАРАКТЕРИСТИКА РАСПРОСТРАНЕННЫХ ПРОТОКОЛОВ МАРШРУТИЗАЦИИ

Рассмотрим наиболее распространенные протоколы подробнее [1–7].

RIP. Протокол RIP основан на дистанционно-векторном алгоритме и в большинстве реализаций использует самую простую метрику — количество промежуточных маршрутизаторов до сети назначения. Главным достоинством протокола является легкость конфигурирования, не требующая высокой квалификации обслуживающего персонала. Протокол является открытым и поддерживается практически всеми производителями сетевого оборудования. Также имеются реализации протокола в ПО (например, для Unix-подобных ОС — пакеты Zebra, Quagga и др.) и поддержка в ряде ОС (например, в Windows, начиная с Windows NT Server, в Unix-подобных, Cisco IOS). Основными недостатками протокола являются: медленная сходимость и большой объем служебного трафика (для адаптации к изменениям в топологии сети маршрутизаторы периодически рассылают полные копии своих таблиц). Это ограничило область применения протокола сетями с количеством маршрутизаторов не более пятнадцати. В протокол RIP версии 2 добавлена поддержка маски переменной длины, мультикастинговая (многоадресная) рассылка вместо широковещательной и средства защиты при обмене маршрутной информацией в виде аутентификации по ключу MD5 и открытого (нешифрованного) текста. Протокол достаточно распространен в небольших не стремящихся к расширению локальных сетях с невысокими требованиями к надежности сети и отсутствием квалифицированного персонала сетевых администраторов. В новой версии протокола Ripping организована поддержка протокола IPv6.

IGRP. Закрытый дистанционно-векторный протокол IGRP компании Cisco Systems был спроектирован для устранения ряда недостатков протокола RIP, и имел цель обеспечить лучшую поддержку крупных сетей (до 255 маршрутизаторов), которые содержат каналы связи с отличающимися характеристиками полосы пропускания и величины задержки. Протокол использует комбинированную метрику, которая включает задержку, полосу пропускания, надежность и загруженность маршрута. Весовые коэффициен-

ты, определяющие вклад этих характеристик в результирующую метрику, задаются пользователем, обеспечивая гибкую адаптацию к его конкретным задачам. Показатели задержки и полосы пропускания конфигурируются для каждой линии связи предварительно, а показатели надежности и загруженности могут вычисляться в процессе обработки реального трафика в сети. Для поддержания требований QoS разных приложений можно подготовить несколько маршрутных таблиц, построенных на основе метрик с разными значениями весовых коэффициентов.

Протокол IGRP обеспечивает более быструю сходимость, чем RIP благодаря применению пакетов обновления с мгновенной рассылкой (информация об изменениях в сети отправляется сразу, как только становится доступной, не дожидаясь очередного времени обновления). Протокол поддерживает балансировку нагрузки между несколькими маршрутами даже в том случае, если их метрики не равны, но находятся в пределах определенного диапазона показателей наилучшего маршрута. При этом соотношение объемов отправляемых по каждому пути данных будет пропорционально соотношению их метрик.

К недостаткам протокола можно отнести отсутствие поддержки масок подсетей переменной длины и возможности объединения маршрутов. Периодические рассылки маршрутной информации соседним маршрутизаторам остаются ширококестельными. Средства обеспечения безопасности ограничены. Отсутствуют средства аутентификации при обмене маршрутной информацией. Косвенным средством защиты является возможность приема сообщений об обновлениях маршрутов только от тех маршрутизаторов, которые данный определяет как «соседние», а также возможность внесения изменений в конфигурацию маршрутизатора только на основании пароля, который хранится в зашифрованном виде.

Протокол совместим с RIP.

EIGRP. Протокол EIGRP компании Cisco Systems представляет собой улучшенную версию исходного протокола IGRP. Протокол является гибридным и основан на алгоритме обновления Diffusing-Update Algorithm (DUAL). Он совмещает в себе лучшие стороны дистанционно-векторных протоколов (простота алгоритма выбора оптимального маршрута) и протоколов состояния каналов связи (быстрая сходимость и экономия полосы пропускания сети за счет сообщений только о состоянии связей и об их изменении). Все рассылки протокола являются мультикастными или индивидуальными. Таким образом, информация рассылается только при изменениях и только тем маршрутизаторам, которых она касается. С целью повышения масштабируемости протокола в него добавлена поддержка масок подсетей переменной длины и возможность объединения маршрутов. Маршруты делятся на внутренние и внешние — полученные от других протоколов маршрутизации или записанные в таблицы статически.

В последних версиях EIGRP имеются средства защиты, не позволяющие злоумышленникам дописывать элементы в таблицу маршрутизации, и аутентификация по ключу MD5. Кроме того, в настоящее время для EIGRP разрабатывают средства поддержки IPv6, так что этот протокол будет развиваться в дальнейшем.

Основным недостатком EIGRP, как и его предшественника, является закрытость и реализация только на оборудовании Cisco Systems.

Протокол хорошо совместим с IGRP, а также с RIP.

OSPF. Наиболее универсальным и гибким в настройке протоколом динамической маршрутизации в корпоративных сетях на сегодняшний день является открытый протокол выбора первого кратчайшего пути (Open Shortest Path First Protocol — OSPF). Протокол изначально был ориентирован на работу в больших сетях (до 65536 маршрутизаторов) со сложной топологией. Он основан на алгоритме состояния каналов связи и обладает высокой устойчивостью к изменениям топологии сети и быстрой сходимостью. При выборе маршрута используется метрика пропускной способности составной сети (т.е. передача данных по наиболее скоростным каналам связи). Протокол может поддерживать разные требования IP-пакетов на качество обслуживания (пропускная способность, задержка и надежность) посредством построения отдельной таблицы маршрутизации для каждого из этих показателей.

Протокол обладает и другими достоинствами, полезными в крупных современных сетях. К ним относятся возможность балансировки нагрузки между каналами с равными метриками и средства аутентификации как по нешифрованному паролю, так и по зашифрованному (путем добавления к пакету дайджеста ключа и тела пакета по алгоритму MD5). Нумерация пакетов исключает их повторяемость и таким образом возможность повторной атаки. Открытость протокола определяет его поддержку практически всеми производителями сетевого оборудования, реализации в ПО под все популярные ОС (например, для Unix-подобных ОС — пакеты Zebra, Quagga и др.), а также непосредственную интеграцию в ряд ОС (например, Windows 2000 Server и выше, OpenBSD, Cisco IOS, Solaris 10 и т.д.).

К недостаткам протокола следует отнести высокую вычислительную сложность и, следовательно, высокие требования, предъявляемые к ресурсам маршрутизатора. Вычислительная сложность OSPF растет с увеличением размеров сети. Поэтому для увеличения масштабируемости протокола применяется разделение сети на логические области, соединенные магистральной областью. Внутренняя топологическая информация между областями не передается. Сокращению размеров таблиц маршрутизации и снижению служебного трафика при обновлении топологической информации служит возможность объединения нескольких адресов сетей в один при обнаружении у них общего префикса, и замена широковещательных рассылок мультикастинговыми. С целью экономии IP-адресов в соединениях типа «точка – точка» между маршрутизаторами назначать конечным точкам адреса не обязательно. Платой за эти преимущества является сложность конфигурирования и необходимость тщательного предварительного планирования сети для ее оптимальной работы (разбивка на области, выделение магистрали, распределение функций между маршрутизаторами с учетом их вычислительной мощности: рядовые, выделенные в зоне, пограничные и т.д.).

В качестве перспективных функций OSPF следует назвать поддержку протокола IPv6 и возможность выбора маршрута на основании текущего коэффициента загруженности каналов связи (расширенная версия OSPF получила название Constrained Shortest Path First — CSPF).

Протокол совместим с RIP.

IS-IS. Протокол IS-IS основан на алгоритме состояния каналов связи и является предшественником OSPF. В настоящее время этот протокол очень редко используется в корпоративных сетях. Это вызвано полным превосходством над ним протокола OSPF, который, по сути, является усовершенствованным IS-IS. К недостаткам протокола относится его неспособность

поддерживать маски подсетей переменной длины, объединять маршруты, а также широковещательный характер рассылок соседним маршрутизаторам. Все это отрицательно влияет на скорость сходимости, нагрузку маршрутизаторов и загруженность линий связи.

BGP-4. Протокол BGP разрабатывался как внешний для организации маршрутизации между автономными системами в глобальной сети Internet (максимальное число маршрутизаторов 65534 между AS). В настоящее время в Internet используется 4-я версия протокола BGP-4. Хотя протокол относится к внешним протоколам маршрутизации, его иногда применяют и для внутренней маршрутизации.

BGP является протоколом, ориентирующимся на вектор расстояния. Однако, в отличие от RIP и IGRP протокол BGP не требует периодического обновления всей маршрутной таблицы. Обмен полными таблицами выполняется между маршрутизаторами только при их начальном подключении. В дальнейшем отсылаются только сообщения об обновлениях в таблицах, причем только тем маршрутизаторам, которые явно указаны в качестве соседних. В одном обновлении BGP-4 может быть объявлено об одном новом маршруте или аннулировании нескольких переставших существовать. Все это способствует снижению служебного трафика.

Метрика BGP представляет собой произвольное число единиц, характеризующее степень предпочтения конкретного маршрута, и устанавливаются администратором сети, в основном исходя из соображений договорных и финансовых предпочтений, возможно, из учета других факторов (по умолчанию на основании минимального числа промежуточных AS). У разных маршрутизаторов может использоваться разная маршрутная политика.

Хотя BGP поддерживает маршрутную таблицу всех возможных путей к конкретной сети, в своих сообщениях о корректировке он объявляет только об оптимальных маршрутах. Наличие в таблице альтернативных маршрутов ускоряет реакцию маршрутизатора на информацию о недостижимости основного пути, а также позволяет поддерживать балансировку нагрузки. Поскольку протокол ориентирован на обмен данными между различными AS, где при выборе маршрутов преобладают, как правило, не технические, а политические соображения, то процесс балансировки нагрузки подразумевает осмысленное распределение маршрутов между альтернативными каналами посредством настройки соответствующих параметров протокола.

Сообщения BGP-4 о корректировках содержат последовательность AS, через которые может быть достигнута указанная сеть, ее IP-адрес и длина маски префикса (поддерживается только безклассовая адресация CIDR). Протокол позволяет объединять маршруты. Перечень AS используется для улучшения сходимости, скорость которой у протокола не высока.

Для обеспечения безопасности могут применяться разные способы аутентификации маршрутизаторов.

Протокол совместим с RIP и OSPF.

В таблице представлена сравнительная характеристика основных протоколов динамической маршрутизации.

Важной характеристикой протокола маршрутизации является скорость сходимости. Данный критерий не был включен в таблицу по причине отсутствия численных данных корректно проведенных экспериментов для сетей

различного масштаба. Исходя из анализа самих алгоритмов и заявлений разработчиков компании Cisco Systems, можно сказать, что дистанционно-векторный протокол RIP уступает по этому параметру усовершенствованному протоколу IGRP. Еще большей скоростью сходимости обладает комбинированный протокол EIGRP, который приближается к наиболее скоростным протоколам OSPF и IS-IS, основанным на алгоритме учета состояния каналов связи. Протокол BGP не относится к числу скоростных, как по причине дистанционно векторного алгоритма, так и ввиду его особенностей, связанных с работой в качестве внешнего протокола (разная маршрутная политика маршрутизаторов, использование надежного транспортного протокола TCP и т.д.).

Таблица. Сравнительная таблица основных характеристик протоколов динамической маршрутизации

Критерии/протоколы	RIP v.2	IGRP	IS-IS	OSPF	EIGRP	BGP v.4
Безопасность	Открытый пароль или аутентификация по ключу MD5	–	–	Открытый пароль или аутентификация по ключу MD5	Аутентификация по ключу MD5	Разные методы аутентификации
Тип алгоритма	Вектор расстояния	Вектор расстояния	Состояние каналов связи	Состояние каналов связи	Комбинированный	Вектор расстояния
Балансировка нагрузки	–	Разные метрики	Одинаковые метрики	Одинаковые метрики	Разные метрики	Разные метрики (полуавтоматически)
Объединение маршрутов	–	–	–	+	+	+
Маски подсетей переем длины	+	–	–	+	+	+
Максимальное количество маршрутизаторов в сети	15	255 (реком. <50)	1024	65534	255	65534
Учет в метрике различных характеристик пути	Одна основная	Комбинированная	Одна основная и три дополнительные	Одна основная и три дополнительные	Комбинированная	Произвольная
Поддержка QoS	–	+	+	+	+	–
Обновления маршрутной информации	Вся таблица	Вся таблица	Только изменения	Только изменения	Только изменения	Только изменения
Необходимость логической подготовки сети	–	–	Выделение центральной области и связанных областей	Выделение центральной области и связанных областей	–	Разбитие сети на автономные системы и описание взаимодействия между ними
Доступность реализации	Открытый	Только на оборудовании Cisco Systems	Открытый	Открытый	Только на оборудовании Cisco Systems	Открытый
Поддержка IPv6	–	–	–	+	+	+

НЕКОТОРЫЕ РЕКОМЕНДАЦИИ ПО ВЫБОРУ ПРОТОКА МАРШРУТИЗАЦИИ

Сравнительная характеристика показывает, что наиболее совершенными внутренними протоколами динамической маршрутизации являются OSPF и EIGRP. Протокол IS-IS по сути является более ранней и менее функциональной версией протокола OSPF, поэтому в настоящее время редко используется в корпоративных сетях. Преимущества этих протоколов в полной мере проявляются в сложных *больших сетях* с сотнями и тысячами маршрутизаторов. Именно здесь необходима высокая скорость сходимости оптимальных маршрутов, гибкость при выборе путей (с учетом различных характеристик, составляющих маршруты каналов), поддержка требований QoS для разнородного трафика, экономия полосы пропускания каналов (за счет снижения служебного трафика), снижение размеров таблиц маршрутизации и скорости поиска в них информации. Эти требования оправдывают использование производительных аппаратных маршрутизаторов с большими объемами памяти и протоколов, требующих сложной настройки. Однако такие большие сети сегодня являются гетерогенными с точки зрения производителей сетевого оборудования, поэтому лидирующие позиции здесь занимает открытый протокол OSPF (EIGRP реализуется только на оборудовании Cisco Systems, и максимальное количество маршрутизаторов не более 255).

Для сетей *среднего размера* (десятки маршрутизаторов) при наличии соответствующих финансовых возможностей надежность и дополнительные технические преимущества оборудования фирмы Cisco Systems могут сыграть решающую роль в пользу построения однородной сети. Тогда наибольший эффект даст использование протокола EIGRP. Поскольку лежащий в его основе алгоритм DUAL поддается гибкой настройке (комбинированная метрика, балансировка нагрузки путей с различными значениями метрики), это позволяет администратору сети обеспечивать ее максимальную производительность, поскольку хорошо известно, что перед сетью могут ставиться самые разнообразные задачи, и только большие функциональные возможности и гибкость их использования помогут администратору решить любую поставленную задачу. Хотя вполне возможно, что и возможностей более простого в настройке протокола IGRP будет достаточно (например, если не предъявляются высокие требования ко времени сходимости оптимальных маршрутов, снижению уровня служебного трафика и его безопасности, не требуется поддержка масок подсетей переменной длины и функции агрегирования маршрутов).

Для гетерогенных сетей, особенно при наличии в них программных маршрутизаторов, лучшим выбором будет протокол OSPF. Поскольку при использовании EIGRP возникает проблема взаимодействия оборудования, то маршрутизаторам от других производителей остается использовать статические маршруты, либо иметь дело с комбинацией RIP и EIGRP, что представляется не очень осмысленным.

Если в соответствии с высокими требованиями к надежности, защищенности, производительности *небольшой сети* (до десятка маршрутизаторов) для нее будет выбрано оборудование Cisco, тогда, скорее всего, допол-

нительные возможности EIGRP, связанные с уменьшением времени сходимости и повышением масштабируемости, не понадобятся. И прокол IGRP решит задачи такой сети достаточно эффективно. Этот протокол наиболее понятен сетевым администраторам, уже знакомым с RIP, а также для достижения должной производительности требует от маршрутизаторов меньшего объема оперативной памяти и менее мощный процессор.

Здесь следует отметить существование большого количества организаций, для которых работа в сети не является непосредственным элементом их основной деятельности, а является скорее всего средством коммуникации. Уровень трафика в таких сетях обычно не высок, поэтому возможности протокола, связанные с балансировкой нагрузки, снижением служебного трафика за счет иерархической организации и рассылки только обновлений скорее всего окажутся не востребованными. Такие организации обычно не предъявляют высокие требования к сети, т.е. не требуют высокой скорости сходимости, поддержки QoS, учета в метрике характеристик разнородных каналов (как правило, все каналы типа Fast Ethernet), часто используют программные маршрутизаторы на не слишком производительных ПК, и не желают содержать высокооплачиваемые кадры квалифицированных администраторов. В этих случаях самый простой протокол RIPv2 будет вполне достаточным решением.

Протокол BGP разрабатывался как протокол взаимодействия между автономными системами Internet. Он имеет произвольную метрику и не высокую скорость сходимости. Его внедрение в корпоративную сеть в большинстве случаев не оправдывается. Деление сети на автономные системы не дает существенного преимущества, как это показала практика внедрения протокола в кампусную сеть НТУУ «КПИ». Пограничные протоколы обычно нужны только в том случае, когда сеть организации связана с одной и той же внешней сетью (например Internet) несколькими каналами или, когда она работает как промежуточное звено между двумя или более сетями, причем необходимо обеспечить резервные каналы связи (типичная ситуация для сервис-провайдера Internet).

ВЫВОДЫ

Таким образом, выбор конкретного протокола динамической маршрутизации зависит от размеров и требований, предъявляемых конкретной корпоративной сетью. Основываясь на данных таблицы, можно с уверенностью сказать, что на сегодняшний день наиболее совершенными внутренними протоколами динамической маршрутизации являются OSPF и EIGRP. Их перспективность подтверждает и внедрение поддержки перспективного протокола IPv6. И, если OSPF уже стал фактически стандартным внутренним протоколом Internet, то с ростом рынка оборудования фирмы Cisco Systems позиции EIGRP в однородных корпоративных сетях будут укрепляться. Протокол IGRP, по-видимому, также уступит ему свое место. Тем не менее, преимущества простоты протокола RIP для небольших сетей продолжают оставаться востребованными, о чем, например, свидетельствует появление новой версии протокола Ripping, в которой также предусмотрена поддержка протокола IPv6.

ЛИТЕРАТУРА

1. *Олифер В.Г., Олифер Н.А.* Компьютерные сети. Принципы, технологии, протоколы: учеб. для вузов. — 3-е изд. — СПб.: Питер, 2006. — 958 с.
2. *Cisco Systems.* Руководство Cisco по междоменной многоадресной маршрутизации. — М.: «Вильямс», 2004. — 320 с.
3. *Леинванд А., Пински Б.* Конфигурирование маршрутизаторов Cisco. — 2-е изд. — М.: Изд. дом «Вильямс», 2004. — 368 с.
4. *Официальный сайт компании Cisco Systems.* — <http://cisco.com/>.
5. *База данных RFC документов.* — <http://www.rfc-editor.org>.
6. *Ресурс аналитической информации.* — <http://citforum.ru>.
7. *Свободная энциклопедия.* — <http://ru.wikipedia.org>.

Поступила 01.04.2009

УДК 622.248

**ЕХОЛОКАЦІЯ У ХВИЛЕВОДАХ ЗА ВІДСУТНОСТІ РЕПЕРІВ
ТА АПРІОРНИХ ДАНИХ ПРО ШВИДКІСТЬ ЗВУКУ**

І.Я. НАУМЕНКО, В.І. КИЗИМА

Описано новий метод ехолокації в акустичних хвилеводах із використанням багатомодової структури сигналу, який усуває похибку вимірювання відстані, обумовлену відсутністю даних про швидкість звуку і не потребує реперних відбивачів. Запропоновано методику його реалізації в артезіанських і спостережних свердловинах та наведено результати лабораторного експерименту.

ВСТУП

Метод ехолокації широко використовується під час вимірювання відстані в різних протяжних конструкціях, якими є акустичні хвилеводи. До таких, зокрема, можна віднести нафтові, газові та артезіанські свердловини, трубопроводи, а також спостережні свердловини та інші подібні конструкції. Об'єктом локації зазвичай може бути рівень рідини в міжтрубному просторі свердловин (рівень нафти або підземної води) або рівень пального в баках чи резервуарах, якщо для цього використовується хвилеводний акустичний рівнемір [1, 2]. У горизонтальних трубопроводах об'єктом ехолокації може бути пересувна система діагностики, що здійснює внутрішній контроль стану газових труб на великих відстанях (десятки кілометрів). У зазначених випадках ехолокація здійснюється в газовому середовищі, швидкість звуку в якому часто невідома, оскільки суттєво залежить від низки параметрів — складу газу, температури, тиску, вологості [3] і може знаходитись у широких межах — від 250 м/с (вуглекислий газ) до 430 м/с (метан). Це призводить до великих, інколи неприйнятних похибок акустичного методу. У нафтових та артезіанських свердловинах цю проблему частково вирішують розрахунковим методом [4], або за допомогою штатних реперів та з'єднувальних муфт [5, 6]. Це дозволяє визначити середню швидкість звуку і вийти на точності вимірювання відстані від 0,5–1 % у нафтових до 0,1–0,2 % в артезіанських свердловинах. Проте у багатьох випадках з'єднувальні муфти не виявляються акустичним методом, а репери відсутні або їхнє встановлення неможливе з технологічних чи інших причин. До такого класу належать однострубні конструкції — трубопроводи та спостережні свердловини, через які здійснюють контроль рівня підземної води, а також хвилеводні акустичні рівнеміри пального, в яких за акустичний хвилевід використовуються труби певного діаметра. Як показує аналіз літературних джерел

дотепер вважалось, що в такому випадку точне вимірювання відстані в протяжних хвилеводах через газове середовище неможливе. Це обґрунтовувалося тим, що акустичні рівнеміри такого типу слід будувати за принципом роботи в режимі «вузької труби» [2, 7], в якому для ехолокації використовується лише нульова хвиля акустичного сигналу (плоска хвиля). Вибираючи таким чином робочу частоту, розробники прагнули позбутися хвиль вищих порядків, оскільки вони беруть на себе частину енергії зондуючого сигналу, зменшуючи при цьому енергію нульової хвилі, і, відповідно, завадостійкість всього тракту.

ПОСТАНОВКА ЗАДАЧІ

У хвилеводах без реперів, як буде показано нижче, навпаки, доцільно використовувати хвилі кількох вищих порядків для визначення невідомої швидкості звуку в газовому середовищі. Для цього достатньо належним чином обрати робочу частоту, розділити в часі ехо-сигнали різних хвиль та синтезувати алгоритм вимірювання. Розглянемо цю методику на прикладі ехолокації у трьох типах хвилеводів.

ПЛОСКИЙ ХВИЛЕВІД

В ідеальному плоскому хвилеводі, обмеженому жорсткими границями, можуть існувати нормальні хвилі, які зазвичай виражають такими гармонічними функціями:

$$\Phi_n(x, z, t) = A_n \cos(\zeta_n z) \exp j \{ \omega t - \xi_n x \}, \quad (1)$$

де $\zeta_n = \frac{n\pi}{h}$ — вертикальна складова хвильового числа; $\xi_n = k \sqrt{1 - \left(\frac{n\pi}{kh}\right)^2}$

— поздовжня його складова. Крім того, у наведених формулах використано такі позначення: $\Phi(x, z, t)$ — потенціал швидкості; A_n — амплітуда потенціалу швидкості; h — висота хвилеводу; $\omega = 2\pi f$ — кругова частота; $k = \omega/c_0$ — хвильове число для вільного простору, в якому швидкість поширення звуку дорівнює c_0 ; $n = 0, 1, 2, \dots$ — номер нормальної хвилі; z — вертикальна координата; x — горизонтальна координата; t — час.

На рис. 1 наведено схему ехолокації в такому хвилеводі з використанням хвиль 0-го порядку (p_0 , плоска хвиля) та нормальної хвилі 1-го порядку ($p_{1\theta+}$, $p_{1\theta-}$, перша хвиля), що збуджуються акустичним випромінювачем (АВ). Як відомо, будь-яку нормальну хвилю можна представити як суперпозицію двох плоских хвиль, що поширюються під кутами $\theta/2$ та $-\theta/2$ до поздовжньої осі хвилеводу [7]. Об'єктом ехолокації у цьому випадку може бути плоска жорстка перепона, наприклад, бетонна стіна (або, як аналог, поверхня рідини в свердловині), що знаходиться на невідомій відстані x_0 від початку координат. АВ працює в оборотному режимі, маючи змогу не тільки випромінювання, а й приймання ехо-сигналів, відбитих від перепони. Враховуючи те, що кожна з хвиль (1) [8] проходить цей

шлях у прямому та зворотному напрямках зі своєю груповою швидкістю

$$v_n = c_0 \sqrt{1 - \left(\frac{\zeta_n}{k}\right)^2} \text{ для режиму ехолокації можна написати такі рівняння:}$$

$$x_0 = v_0 \tau_0 / 2 = v_1 \tau_1 / 2 = \dots = v_n \tau_n / 2, \quad (2)$$

де τ_n — часова затримка ехо-сигналу хвилі n -го порядку щодо моменту зондування, $v_0 = c_0$ — групова швидкість плоскої хвилі. Звідси отримаємо рівняння

$$\frac{\tau_n}{\tau_{n-l}} = \frac{v_{n-l}}{v_n}, \text{ де } l \leq n \text{ — цілі числа.} \quad (3)$$

Вирішуючи його відносно c_0 , отримаємо швидкість звуку у хвилеводі за формулою

$$c_0 = \omega \sqrt{\frac{\left(\frac{\tau_n}{\tau_{n-l}}\right)^2 - 1}{\left(\frac{\tau_n}{\tau_{n-l}}\right)^2 \zeta_n^2 - \zeta_{n-l}^2}}. \quad (4)$$

Якщо використовувати лише хвилі нульового та першого порядків, що доцільно з практичних міркувань, вираз для швидкості звуку набуває простого вигляду

$$c_0 = \frac{\omega h}{\pi} \sqrt{1 - \left(\frac{\tau_0}{\tau_1}\right)^2}. \quad (5)$$

Таким чином, за відомої робочої частоти та висоти хвилеводу використовуючи ехо-сигнали лише двох хвиль ($n=0$ та $n=1$) можна визначити невідому швидкість звуку c_0 . Висота хвилеводу h у цьому разі відіграє роль своєрідного репера або міри відстані. Далі для визначення відстані x_0 достатньо використати співвідношення (2).

Аналогічним шляхом можна визначити також швидкість звуку у хвилеводах інших конструкцій. Покажемо це на прикладі трубного хвилеводу та хвилеводу типу «труба в трубі», які широко використовуються на практиці.

ТРУБНИЙ ХВИЛЕВІД

Прикладами таких хвилеводів можуть бути спостережні свердловини, в яких необхідно вимірювати рівень підземної води, або хвилеводні трубчасті рівнеміри пального для резервуарів, в яких ехолокація рівня рідини здійснюється через газове середовище.

Поширення хвиль у трубному хвилеводі в перерізі відбувається аналогічно попередньому випадку (рис. 1). За умови радіально-симетричного збудження [7, 8] акустичне поле в ньому описують такими функціями:

$$\Phi_n(x, r, t) = A_n J_0(\zeta_n r) \exp j\{\omega t - \zeta_n x\}, \quad (6)$$

де J_0 — функція Бесселя 0-го порядку, $\varsigma_n = \frac{\alpha_n}{r_1}$ — радіальна складова хвильового числа, $\xi_n = k \sqrt{1 - \left(\frac{\alpha_n}{kr_1}\right)^2}$ — поздовжня його складова, r_1 — внутрішній радіус труби.

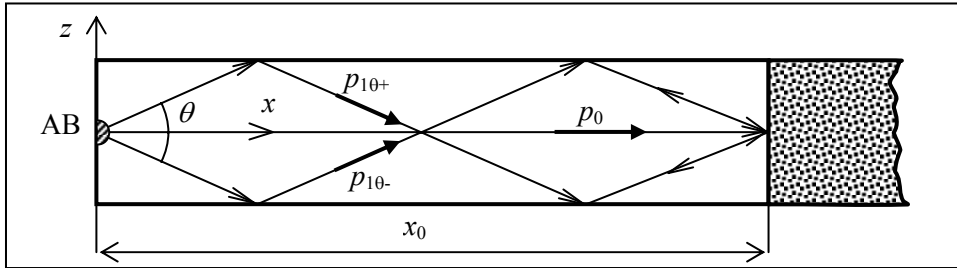


Рис. 1. Схема ехолокації із використанням хвиль 0-го та 1-го порядків

Крім того, $\alpha_n = 0; 3,83; 7,02; 10,17; \dots$ — нулі функції Бесселя 1-го порядку, що впливає з граничних умов для одинокої труби [9]. Таким чином в одинокій трубi без реперів також можна визначити невідому швидкість звуку c_0 за формулою (4) і відстань до об'єкта x_0 . Зокрема, у випадку використання хвиль нульового та першого порядків вираз для швидкості звуку набуває вигляду:

$$c_0 = \frac{\omega r_1}{3,83} \sqrt{1 - \left(\frac{\tau_0}{\tau_1}\right)^2}. \quad (7)$$

Умовою наявності лише двох перших хвиль у трубному хвилеводі є співвідношення

$$0,61\lambda < r_1 < 1,12\lambda. \quad (8)$$

ХВИЛЕВІД ТИПУ «ТРУБА В ТРУБІ»

Конструкції цього типу являють собою дві радіально симетричні (коаксіальні) труби, у міжтрубному просторі яких знаходиться газове середовище. Прикладом таких хвилеводів можуть бути промислові нафтові, газові та артезіанські свердловини. Завдання тут також полягає у вимірюванні рівня рідини у міжтрубному просторі, яка може знаходитись на відстані від сотень метрів до кількох кілометрів відносно устя. Конструкцію такого типу хвилеводів схематично наведено на рис. 2.

У роботі [1] отримано вирази для акустичного поля в таких хвилеводах та обчислено першу критичну частоту в залежності від діаметрів труб. Зокрема, акустичне поле за умови радіально-симетричного збудження описується такими функціями

$$\Phi_n(x, r, t) = A_n (N_1(\varsigma_n r_1) J_0(\varsigma_n r) - J_1(\varsigma_n r_2) N_0(\varsigma_n r)) \exp j\{\omega t - \xi_n x\}, \quad (9)$$

де J_0 і J_1 — функції Бесселя 0-го і 1-го порядків; N_0 і N_1 — функції Неймана 0-го і 1-го порядків; $\varsigma_n = \frac{\alpha_n}{r_1}$ — радіальна складова хвильового

числа; $\xi_n = k \sqrt{1 - \left(\frac{\alpha_n}{kr_1}\right)^2}$ — поздовжня його складова; r_1 — зовнішній радіус внутрішньої труби; r_2 — внутрішній радіус зовнішньої труби; $\alpha_n = 3,20; 6,31; 9,44 \dots$ — корені рівняння

$$J_1(\alpha)N_1\left(\frac{r_2}{r_1}\alpha\right) - N_1(\alpha)J_1\left(\frac{r_2}{r_1}\alpha\right) = 0 \quad (10)$$

для значення параметра $r_2 / r_1 = 2$. Рівняння (10) є типовим [9] і впливає з граничних умов для міжтрубного простору. За умови використання лише хвиль нульового і першого порядків, аналогічно попередньому випадку, швидкість звуку отримаємо за простою формулою

$$c_0 = \frac{\omega r_1}{3,20} \sqrt{1 - \left(\frac{\tau_0}{\tau_1}\right)^2} \quad (11)$$

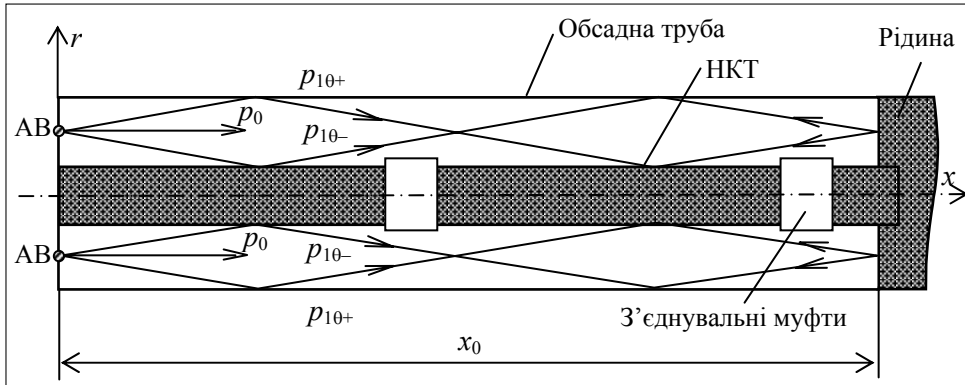


Рис. 2. Схема проходження хвиль 0-го та 1-го порядків у міжтрубному просторі промислової свердловини

Розглянуту методику ехолокації було перевірено експериментально в лабораторних умовах згідно зі схемою, наведеною на рис. 3. Для цього було створено макет ультразвукового хвильоводного ехолокатора, що може застосовуватись для вимірювання рівня пального в резервуарах, наприклад, в автомобільних баках.

Як хвильовід використовувалася металева трубка із внутрішнім діаметром 13 мм ($r_1 = 6,5$ мм) і довжиною 760 мм. На верхньому торці трубки встановлено ультразвуковий випромінювач (УЗВ) згинного типу ЕС4016 фірми Sencega. Резонансна частота випромінювача складала 40,5 кГц при смузї пропускання близько 3 кГц. Усередині хвильовода знаходилося повітря і, таким чином, довжина хвилі $\lambda = 8,3$ мм. Умовою наявності лише нульової та першої хвиль є вираз (8), звідки отримуємо $5,1 < r_1 < 9,3$ мм. Таким чином радіус використовуваної трубки задовольняє цю умову. УЗВ збуджувався імпульсними електричними сигналами амплітудою 5 В, що отримувалися від генератора зондуючого сигналу (ГЗС). Акустичні сигнали поширювались у хвильоводі до рідини і в зворотному напрямку, приймалися тим же УЗВ та підсилювались попереднім підсилювачем (ПП) до рівня 0,5–1 В і через цифровий осцилограф подавались на USB-порт персонального

комп'ютера (ПК). Одночасно з ехо-сигналами в ПК вводилась також копія зондувального сигналу. Далі здійснювалася взаємнокореляційна обробка копії та прийнятих ехо-сигналів із подальшим обчисленням обвідної та часових затримок τ_0 та τ_1 .

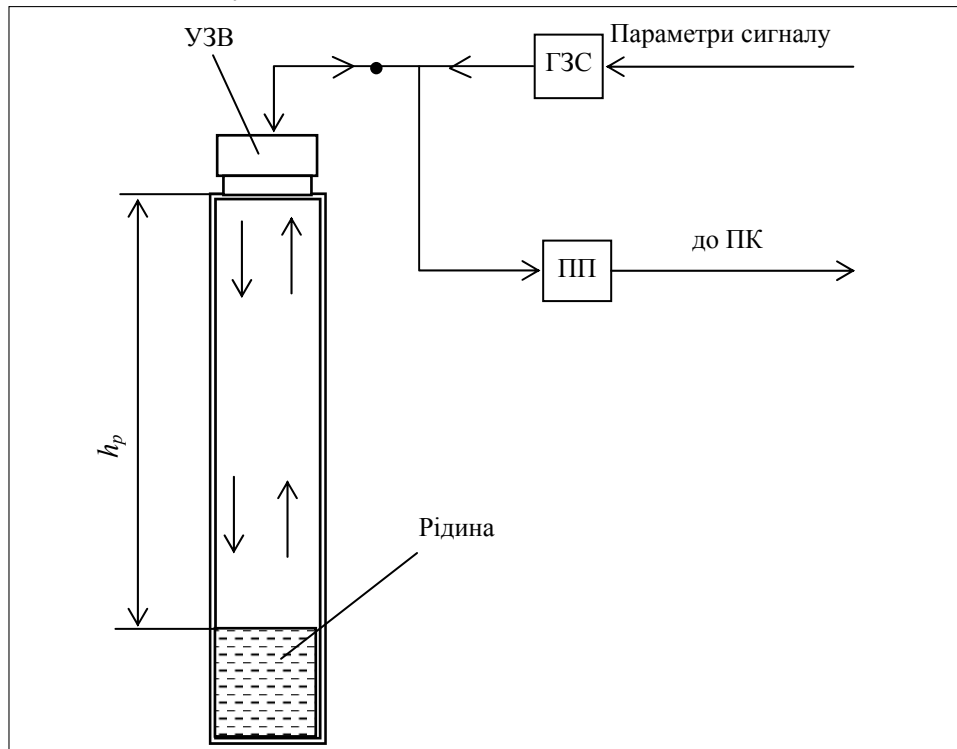


Рис. 3. Ультразвуковий хвилеводний рівнемір. Схема експериментальних досліджень

Відстань до рідини обчислювалась за відомою формулою:

$$h_p = c_0 \tau_0 / 2 \text{ або з урахуванням (7) } h_p = \frac{\omega r_1}{3,83} \sqrt{1 - \left(\frac{\tau_0}{\tau_1}\right)^2} \cdot (\tau_0 / 2).$$

Результати експериментів наведено на рис. 4–5 у вигляді ехограм зондування на несівній частоті.

ВИСНОВКИ

Як видно з рисунків, на ехограмах чітко простежуються ехо-сигнали хвиль нульового та першого порядків, які поширюються з різними груповими швидкостями і, відповідно, мають різні затримки τ_0 і τ_1 . Порівнюючи ехограми для різних температур, бачимо, що у випадку підвищення температури затримка ехо-сигналу хвилі 0-го порядку зменшується, а затримка хвилі 1-го порядку, навпаки, збільшується. Це відповідає розрахункам згідно із формулою (2). Цікаво, що в разі неплоскої границі газ-рідина (що буває у тонких трубах завдяки поверхневому натягу рідини) між ехо-сигналами 0-ї і 1-ї хвиль з'являється третій ехо-сигнал (рис. 5). Він обумовлений тим, що під час відбиття частина енергії кожної з падаючих хвиль переходить із однієї в іншу. Таким чином до відбиття і після нього хвиля може поширюва-

тись у трубі з різними швидкостями. Назвемо його ехо-сигналом змішаної хвилі. Він є також інформативним, хоча на малих дистанціях зменшує розрізняльну здатність ехоллокатора, тому здебільшого слід уникати його появи, наприклад, збільшенням діаметра труби. Результати вимірювання затримок ехо-сигналів, середньої швидкості звуку та відстані до рівня рідини, обчислених для 2-х значень температури — 24 та 54°C, зведено в таблиці.

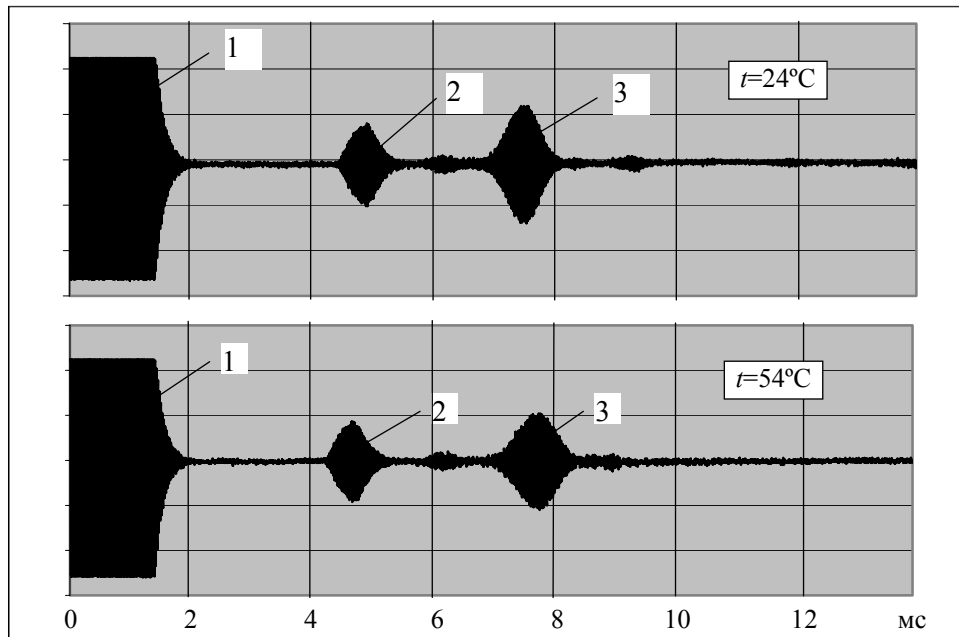


Рис. 4. Ехо-сигнали від плоского відбивача: 1 — сигнал зондування; 2 — ехо-сигнал хвилі 0-го порядку; 3 — ехо-сигнал хвилі 1-го порядку

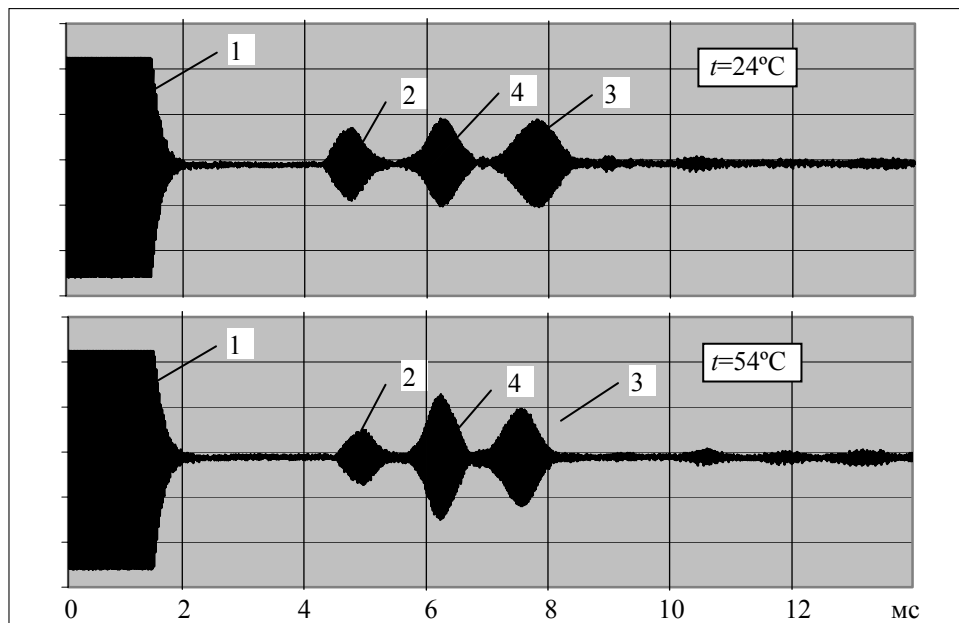


Рис. 5. Ехо-сигнали від випуклого відбивача: 1 — сигнал зондування; 2 — ехо-сигнал хвилі 0-го порядку; 3 — ехо-сигнал хвилі 1-го порядку; 4 — ехо-сигнал змішаної хвилі

Таблиця. Залежність результатів вимірювання від температури

$t^{\circ} \text{C}$	Затримка		Середня швидкість звуку c (м/с)	Відстань h_p (мм)
	τ_0 (мс)	τ_1 (мс)		
24°	4,43	7,17	339,8	752
54°	4,24	7,30	351,6	745

Зазначимо, що фактична швидкість звуку за формулою $c = 331,45 + 0,607t^{\circ}$ [10], складала відповідно 346,0 і 358,8 м/с, а її приріст — 6,6 %, але результат вимірювань змінився лише на 0,9 %.

Отримані кількісні дані свідчать про наявність можливості підвищення точності вимірювання пропонованим методом при апіорі невідомій швидкості звуку. Похибки в оцінці швидкості звуку (не більше 2 %) та відстані (1 % і 2 %), обумовлені похибками вхідних даних, що використовувались в експерименті. З урахуванням цих та інших особливостей, описана методика ехолокації може бути успішно використана для вимірювання рівня води в артезіанських та спостережних свердловинах, а також рівня світлих нафтопродуктів в резервуарах різної ємкості.

ЛІТЕРАТУРА

1. Данилов В.Я., Науменко І.Я., Кизима В.І. Проблеми акустичного зондування свердловин та апаратний комплекс для їхнього вирішення // Системні дослідження та інформаційні технології. — 2008. — № 1. — С. 50–62.
2. Данилов В.Я., Науменко І.Я., Кизима В.І. Вимірювання рівня рідини в нафтових свердловинах акустичним методом. Сучасний стан, проблеми, засоби // Вісн. Вінницького політехнічного ін-ту. — 2005. — № 1. — С. 30–32.
3. Науменко І.Я., Кизима В.І., Бульбас В.М. Проблеми врахування швидкості звуку при вимірюванні рівня рідини у нафтових свердловинах // Нафтова і газова промисловість. — 2004. — № 1. — С. 40–42.
4. Thomas L.K., Hankinson R.W., Phillips K.A. Determination of Acoustic Velocities for Natural Gas // Journal of Petroleum Technology. — 1970. — С. 889–895.
5. Мишарин В.А., Юсупов К.С. Применение уравнения состояния реальных газов при расчете скорости звука в газовой среде скважин // Материалы науч.-практ. конф., посвященной 25-летию СибНИИП. — Тюмень: ТюмНИ. — 2000. — 200 с.
6. Науменко І.Я., Кизима В.І., Бульбас В.М., Бершадська В.В. Потенційна точність вимірювання рівня рідини в свердловинах акустичним методом з використанням з'єднувальних муфт // Нафтова і газова промисловість. — 2008. — № 4. — С. 37–39.
7. Исакович М.А. Общая акустика. — М.: Наука, 1973. — 496 с.
8. Лепендин Л.Ф. Акустика. — М.: Высш. шк., 1978. — 448 с.
9. Справочник по специальным функциям / Под ред. М. Абрамовица и И. Стиган. — М.: Наука, 1979. — 832 с.
10. Беранек Л. Акустические измерения. — М.: Изд. иностранной л-ры, 1952. — 626 с.

Надійшла 03.02.2010

ОГЛЯД МЕТОДУ ПЕРФУЗІЙНОЇ КОМП'ЮТЕРНОЇ ТОМОГРАФІЇ ТА ЙОГО ЗАСТОСУВАННЯ В ОНКОЛОГІЇ

С.М. АЛХІМОВА, В.П. ЯЦЕНКО

Викладено сучасні уявлення про метод перфузійної комп'ютерної томографії (КТ). Дано обґрунтування щодо застосування цього методу в онкології. Наведено головні принципи, переваги та недоліки використання перфузійної комп'ютерної томографії в оцінюванні кровонаповнення пухлин.

ВСТУП

Неінвазивні дослідження васкулярної системи тканин все більше та більше привертають до себе увагу онкологів через можливість надання корисної інформації у сфері діагностики, визначення стадій пухлин, оцінки біології пухлин та моніторингу лікування онкохворих.

У XIX ст. і G. Stewart запропонував оцінювати тканинний кровообіг по зміні концентрації введеного в судинне русло маркера. На початку XX ст. у роботах фізіологів для обчислення об'єму крові в судинному руслі було використано поняття часу циркулюючої крові. У 50-ті рр. було запропоновано методи, засновані на короткочасній ін'єкції контрастної речовини в судинне русло. Метод дослідження тканинної перфузії за допомогою динамічної КТ із контрастним посиленням був запропонований L. Axel в 1979 р. [1].

Через необхідність швидкого одержання та швидкої обробки зображень метод перфузійної КТ у 1980-ті рр. був головним чином обмежений дослідженнями кровотоку нирок або міокарду з використанням електронно-променевих КТ-систем [2, 3]. Разом із впровадженням у 1990-х рр. у клінічну практику методу спіральної КТ (багатозрізові спіральні КТ-сканери з періодом обертання трубки менше однієї секунди) та більш досконалих програм обробки даних отримало розвиток динамічне відображення перфузії за допомогою КТ [4]. На сьогодні розроблено та застосовується багато методів візуалізації в оцінюванні гемодинаміки [5–7]. Серед них перфузійна комп'ютерна томографія (perfusion computed tomography, або functional multi-detector row CT), перфузійна магнітно-резонансна візуалізація (MRI dynamic susceptibility contrast) [8], комп'ютерна томографія з ксеноним посиленням (Xenonenhanced computed tomography) [9], позитронно-емісійна томографія (positron emission tomography), емісійна комп'ютерна томографія одиночних фотонів (single photon emission computed tomography) та доплерівське ультразвукове обстеження (Doppler ultrasound).

Ці методи дають аналогічну інформацію про гемодинаміку, проте кожен із них має свої переваги та недоліки. До переваг перфузійної комп'ютерної томографії відноситься те, що це є відносно швидкий метод дослідження, а необхідні для його проведення КТ-сканери зараз набули широкого клінічного розповсюдження [10–12].

ПОСТАНОВКА ЗАДАЧІ

Мета роботи — проаналізувати метод перфузійної КТ з точки зору застосування в онкології, виявити переваги та недоліки цього методу щодо оцінювання кровонаповнення пухлин. Об'єкт дослідження — васкулярна система пухлин, предмет дослідження — застосування методу перфузійної КТ для дослідження васкулярної системи пухлин.

МЕТОД ПЕРФУЗІЙНОЇ КТ В ОЦІНЮВАННІ КРОВОНАПОВНЕННЯ ТКАНИН

Перфузійна КТ є «розширенням» звичайної безконтрастної рентгенівської комп'ютерної томографії, яка полягає в кількісному вимірюванні кровотоку шляхом оцінювання зміни в КТ-інтенсивності під час проходження внутрішньовенно введеної контрастної речовини крізь досліджуваний об'єм тканини. Різними дослідниками використовуються різні обсяги та концентрації контрастного препарату, а також різна швидкість його введення, що, у свою чергу, також впливає на кінцевий результат [13, 14]. У середньому використовується близько 40 мілілітрів йодовмісної контрастної речовини, що вводиться зі швидкістю 4–8 мл/с. Сканування в середньому триває 45 секунд із частотою отримання одного зображення в секунду [15]. Для повного виконання протоколу і подальшої реконструкції зображень необхідно до 15 хвилин [16].

Метод перфузійної КТ засновано на факті, що КТ-інтенсивність отриманого від будь-якої тканини сигналу змінюється після введення контрастної речовини. При цьому КТ-інтенсивність пропорційна концентрації контрастної речовини в цій тканині [1]. Таким чином, посилення, виражене в одиницях Хаунсфілда (Hounsfield Unit) або в числах комп'ютерної томографії, може бути безпосередньо використане для відстеження змін.

За допомогою серії КТ-зрізів у одному й тому ж місці на підставі даних про зміну КТ-інтенсивності елементів зображення по мірі проходження контрастної речовини крізь досліджуваний об'єм тканини будується графік залежності посилення (тобто, зміни КТ-інтенсивності в будь-якому елементі зрізу) від часу.

Серія отримуваних зображень має містити принаймні одне зображення без підсилення контрастною речовиною, що приймається як базове для визначення початкового рівня КТ-інтенсивності елементів зображення. При розрахунках дані базового зображення віднімаються або попіксельно, або регіонально від даних отриманої серії зображень із контрастним посиленням для визначення змін посилення з часом [17].

Визначення перфузійних характеристик базується на вивченні взаємозв'язків між кривими артеріального посилення, посилення тканин та інколи венозного посилення після введення контрастної речовини в судинне русло хворого (рис. 1). Було розроблено декілька математичних методів для аналізу цих кривих, деякі з них стали комерційно доступними від провідних виробників техніки візуалізації [18]. На сьогодні найбільш використовуваними методами для визначення перфузійних характеристик є метод моментів

(moments method), компартментний аналіз (compartmental analysis) та метод деконволюції (deconvolution method).

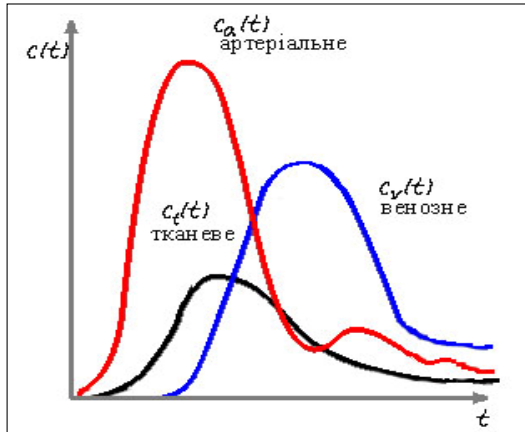


Рис. 1. Типові криві графіків залежності $c_a(t)$ артеріального посилення, $c_t(t)$ посилення тканини і $c_v(t)$ венозного посилення від часу. Наявність другого піку на кривій артеріального посилення обумовлена рециркуляцією контрастної речовини

ни за одиницю часу; **BV** (Blood Volume) відносний судинний об'єм — об'єм крові в середині судин, розташованих у заданому об'ємі тканини, що враховує кров як у капілярах, так і в більш великих судинах — артеріях, артеріолах, венулах, венах; **MTT** (Mean Transit Time) — середній час проходження, за який кров проходить крізь судинний простір заданого об'єму тканини. Саме кровотік, відносний судинний об'єм та середній час проходження є головними перфузійними характеристиками тканини, які розраховуються відносно досліджуваного об'єму тканини. Одиницями вимірювання перфузійних характеристик є: для кровотіку — мілілітри в хвилину на 100 г досліджуваної тканини, для відносного судинного об'єму — мілілітри на 100 г досліджуваної тканини або процентний вміст крові та для середнього часу проходження — секунди. Результати обробки даних перфузійної КТ відображаються у графічному форматі шляхом накладання на томограму кольорового картування, що відбиває кількісне значення перфузійних характеристик.

КЛІНІЧНЕ ЗАСТОСУВАННЯ ПЕРФУЗІЙНОЇ КТ В ОНКОЛОГІЇ

На сьогодні головними клінічними застосуваннями перфузійної КТ є визначення гострого інсульту [15, 18, 20] та застосування в онкології [18, 21, 22]. Використання перфузійної КТ дало значний прорив в оцінюванні васкуляризації пухлин [11]. Так включення цього методу до стандартних протоколів проведення комп'ютерної томографії надає додаткову корисну інформацію у сфері діагностики, визначення стадій пухлин, оцінки біології пухлин та моніторингу лікування онкохворих [7, 21, 22]. Перфузійна КТ дає перевизначення комп'ютерній томографії, що тепер може відображати й судинну фізіологію на додаток до докладної анатомії людського тіла.

В основу методів дослідження тканинної перфузії покладено принцип центрального об'єму, який вперше був сформульовано Meier та Zierler [19]. Принцип центрального об'єму являє собою закон збереження маси відносно до кровообігу в тканині та дозволяє обрахувати кровотік як відношення об'єму крові до середнього часу проходження. Це обраховується таким чином:

$$BF = \frac{BV}{MTT},$$

де **BF** (Blood Flow) кровотік (або перфузія) — швидкість проходження певного об'єму крові крізь заданий об'єм тканини

В онкохворих добре візуалізується різниця в кровонаповненні пухлини та нормальної тканини, межі пухлини, її структура, метастази й уражені лімфатичні вузли. Використання методу перфузійної КТ уточнює локалізацію й поширеність одиничного або множинних патологічних осередків ураження [23]. Отримана інформація дозволяє найвигідніше для пацієнта планувати подальшу тактику лікування, особливо останнім часом, при тенденції до органозбережувачих операцій.

Загалом визнано, що метод перфузійної КТ може використовуватися для оцінювання результатів лікування онкозахворювань. Злоякісні пухлини, незалежно від того первинні це пухлини чи метастази, зазвичай характеризуються неоваскуляризацією та збільшенням ангіогенної активності [24]. Таким чином, пухлини можуть мати більш високу частку недорозвинених судин, а, отже, судин із гіперпроникністю [25, 26]. Як для початкової оцінки злоякісності пухлини, так і для моніторингу пухлини протягом лікування та далі, для визначення ангіогенної активності пухлини використовується перфузійна КТ, що дає змогу характеризувати мікроциркуляторну частину васкулярної системи пухлин.

Крім того, іншим можливим застосуванням мікроваскулярного оцінювання, використовуючи перфузійну КТ, може бути диференціація найбільш злоякісного регіону пухлини перед проведенням стереотаксичної біопсії [22], диференціація некрозу після опромінення та післяопераційних рубців від рецидивів пухлини [21], оцінювання ефекту емболізації судин та подібних до цього методів для зменшення кровопостачання гіперваскулярних пухлин [27].

Сучасні протоколи одержання даних для перфузійної комп'ютерної томографії різняться багатьма параметрами, такими як технологія сканування, напруга та сила струму в рентгенівській трубці, час ротації, колімація зрізу, зсув столу за ротацію, довжина зони сканування, обрання контрастної речовини та товщини секцій [13]. Це свідчить про відсутність стандартизованого підходу при виконанні перфузійної комп'ютерної томографії.

Основною причиною артефактів під час проведення торакальної або абдомінальної комп'ютерної томографії слугують дихальні рухи. На сьогодні в протоколах перфузійної КТ отримання даних може виконуватися при затримці дихання хворим або при повільному диханні. Отримання даних при повільному диханні пацієнта під час проведення томографічного сканування добре застосовувати у тяжкохворих або в дітей [28].

Значним недоліком вимірювань перфузійної КТ є обмеження анатомічної зони покриття КТ. Навіть використання мультidetекторних сканерів нині значно обмежує об'єм сканування. Удосконаленням підходу візуалізації може бути повторне сканування великої площі пухлини, декількох пухлин або використання спірального режиму сканування при томографічному обстеженні [13, 18, 21].

Незважаючи на те, що доза радіаційного опромінення пов'язана з перфузійною КТ є незначною порівняно з дозами променевої терапії в онкохворих, все одно залишається необхідність обмеження радіаційного опромінення під час отримання перфузійних даних. У цьому контексті необхідно віднайти баланс між кількістю отримання зображень протягом певного часу (часовим розрізненням) та ступенем шуму зображення, що властивий кожному томографічному скануванню.

Отримане контрастне посилення та його інтерпретація залежать не тільки від характеристик обраної контрастної речовини, але й від математичного алгоритму визначення перфузії [13, 18]. Компартментний аналіз та метод деконволюції найчастіше використовується в алгоритмах перфузійної КТ. Для цих алгоритмів існує різниця як в теоретичних припущеннях, так і в їх чутливості до шуму зображення та рухів хворого. Метод деконволюції найчастіше використовується при дослідженні мозку, тоді як компартментний аналіз розповсюджується на більш широке коло органів [13].

РЕЗУЛЬТАТИ ЗАСТОСУВАННЯ МЕТОДУ ПЕРФУЗІЙНОЇ КТ ПРИ ДОСЛІДЖЕННІ КРОВОНАПОВНЕННЯ ТКАНИН НОВОУТВОРЕНЬ

Для перфузійної КТ вже розроблено багато комерційних рішень, що пропонують різні протоколи та методи обробки даних перфузійної комп'ютерної томографії [18], а можливості нової методики продовжують інтенсивно вивчатися. Тим не менш, перфузійна КТ (як загалом й інші методи для оцінювання перфузійних характеристик пухлин) не має на сьогодні обладнання для забезпечення надійних методів швидкого вимірювання змін концентрації контрастної речовини з часом в усій пухлині та надійного аналізуючого програмного забезпечення з підтвердженим статистичним апаратом для оцінки гетерогенності [29]. Таким чином, отримані за допомогою перфузійної КТ гемодинамічні характеристики являють собою лише середні значення досліджуваної під час сканування ділянки. Ці значення просто не можуть відображати гетерогенність судинної щільності всієї пухлини, функціональність її судин та їх зрілість [30]. Ці фактори та недоліки наведеного методу через обмеження анатомічної зони покриття, властивого ризику радіаційного опромінення та введення контрастних речовин обмежують можливості перфузійної КТ, але питання щодо оцінювання кровонаповнення пухлин зберігає свою актуальність впритул до сьогодні та потребує подальшого вивчення з урахуванням комп'ютерних технологій, що швидко розвиваються.

ВИСНОВКИ

Отримані результати є узагальненням класичних досліджень методу перфузійної КТ з точки зору застосування в онкології та можуть бути використані для системного аналізу васкулярної системи пухлин. Проведений аналіз показав переваги та недоліки застосування перфузійної КТ щодо оцінювання кровонаповнення пухлин. Напрямок подальшого дослідження є розширення анатомічної зони покриття розрахунку перфузійних характеристик на всю пухлину та одержання, як результат, більш точних даних про васкулярну систему пухлин. Результати даного дослідження становлять інтерес для науковців у галузі медичної інженерії.

ЛІТЕРАТУРА

1. Axel L. Cerebral Blood Flow Determination by Rapid-Sequence Computed Tomography // Radiology. — 1980. — **137**, № 3. — P. 679–686.

2. *Wolfkiel C.J., Ferguson J.L., Chomka E.V., Law W.R. et al.* Measurement of myocardial blood flow by ultrafast computed tomography // *Circulation*. — 1987. — **76**, № 6. — P. 1262–1273.
3. *Jaschke W., Sievers R.S., Lipton M.J., Cogan M.G.* Cinecomputed tomographic assessment of regional renal blood flow // *Acta Radiologica*. — 1990. — **31**, № 1. — P. 77–81.
4. *Miles K.A., Hayball M., Dixon A.K.* Colour perfusion imaging: a new application of computed tomography // *Lancet*. — 1991. — **337**, № 8753. — P. 643–645.
5. *Wintermark M., Sesay M., Barbier E., Borbély K. et al.* Comparative Overview of Brain Perfusion Imaging Techniques // *Stroke*. — 2005. — **36**, № 9. — P. 83–99.
6. *Miles K.A.* Perfusion imaging with computed tomography: brain and beyond // *European Radiology Supplements*. — 2006. — **16**, № 7. — P. 37–43.
7. *Provenzale J.M.* Imaging of Angiogenesis: Clinical Techniques and Novel Imaging Methods // *American Journal of Roentgenology*. — 2007. — **188**, № 1. — P. 11–23.
8. *Roberts H.C., Roberts T.P.L., Brascha R.C. and Dillon W.P.* // Quantitative Measurement of Microvascular Permeability in Human Brain Tumors Achieved Using Dynamic Contrast-enhanced MR Imaging Correlation with Histologic Grade // *American Journal of Neuroradiology*. — 2000. — **21**, № 5. — P. 891–899.
9. *Wintermark M., Thirana J.-P., Maedera P., Schnydera P. et al.* Simultaneous Measurement of Regional Cerebral Blood Flow by Perfusion CT and Stable Xenon CT: A Validation Study // *AJNR American Journal of Neuroradiology*. — 2001. — **22**, № 5. — P. 905–914.
10. *Hoefner E.G., Rajan Jain I.C., Gujar S.K., Shah G.V. et al.* Cerebral Perfusion CT: Technique and Clinical Applications // *Radiology*. — 2004. — **231**, № 3. — P. 632–644.
11. *Goh V., Halligan S., Bartram C.I.* Quantitative Tumor Perfusion Assessment with Multidetector CT: Are Measurements from Two Commercial Software Packages Interchangeable? // *Radiology*. — 2007. — **242**, № 3. — P. 777–782.
12. *Wiesmann M.* CT Perfusion of the Brain. *Visions*. — 2006. — № 9. — P. 6–8.
13. *Miles K.A.* Perfusion CT for the assessment of tumour vascularity: which protocol? // *British Journal of Radiology*. — 2003. — **76**, № 901. — P. 36–42.
14. *Сергеев Д.В.* Перфузионная компьютерная томография в диагностике острого ишемического инсульта // *Русский медицинский журнал*. — 2008. — № 26. — С.1758–1762.
15. *Galvez M., York II G.E., Eastwood J.D.* CT Perfusion Parameter Values in Regions of Diffusion Abnormalities // *American Journal of Neuroradiology*, 2004. — **25**, № 7. — P. 1205–1210.
16. *Савченко Е.А., Думанский Ю.В., Середенко Е.В.* Применение современных компьютерных технологий в обработке данных динамической перфузионной спиральной компьютерной томографии в оценке церебральной гемодинамики // *Український журнал телемедицини та медичної телематики*. — 2008. — Т. 6, № 1. — С. 80–84.
17. *Oeltze S., Doleisch H., Hauser H., Muigg P. et al.* Interactive Visual Analysis of Perfusion Data // *IEEE Transactions on Visualization and Computer Graphics*. — 2007. — **13**, № 6. — P. 1391–1399.
18. *Miles K.A., Griffiths M.R.* Perfusion CT: a worthwhile enhancement? // *British Journal of Radiology*. — 2003. — **76**, № 904. — P. 220–231.
19. *Meier P., Kenneth L. Zierler.* On the Theory of the Indicator-Dilution Method for Measurement of Blood Flow and Volume // *Journal of Applied Physiology*. — 1954. — **6**, № 12. — P. 731–744.

20. Mayer T.E., Hamann G.F., Baranczyk J., Rosengarten B. et al. Brueckmann. Dynamic CT Perfusion Imaging of Acute Stroke // American Journal of Neuroradiology. — 2000. — **21**, № 8. — P. 1441–1449.
21. Roberts H.C., Roberts T.P.L., Leeb T.-Y. and Dillon W.P. Dynamic, Contrast-Enhanced CT of Human Brain Tumors: Quantitative Assessment of Blood Volume, Blood Flow, and Microvascular Permeability: Report of Two Cases // AJNR American Journal of Neuroradiology. — 2002. — **23**, № 5. — P. 828–832.
22. Rumboldt Z., Al-Okailia R. and Deveikisa J.P. Perfusion CT for Head and Neck Tumors: Pilot Study // AJNR American Journal of Neuroradiology. — 2005. — **26**, № 5. — P. 1178–1185.
23. Cenic A., Nabavi D.G., Craen R.A., Gelb A.W. et al. A CT method to measure hemodynamics in brain tumors: validation and application of cerebral blood flow maps // American Journal of Neuroradiology. — 2000. — **21**, № 3. — P. 462–470.
24. Folkman J. Clinical Applications of Research on Angiogenesis // The New England Journal of Medicine. — 1995. — **333**, № 26. — P. 1757–1763.
25. Nugent L.J., Jain R.K. Extravascular Diffusion in Normal and Neoplastic Tissues // Cancer Research. — 1984. — **44**, № 1. — P. 238–244.
26. Sahani D.V., Kalva S.P., Hamberg L.M., Hahn P.F. et al. Assessing Tumor Perfusion and Treatment Response in Rectal Cancer with Multisection CT: Initial Observations // Radiology. — 2005. — **234**, № 3. — P. 785–792.
27. Kan Z., Kobayashi S., Phongkitkarun S., Charnsangavej C. Functional CT Quantification of Tumor Perfusion after Transhepatic Arterial Embolization in a Rat Model // Radiology. — 2005. — **237**, № 1. — P. 144–150.
28. Hopper K.D., Singapuri K., Finkel A. Body CT and Oncologic Imaging // Radiology. — 2000. — **215**, № 1. — P. 27–40.
29. Jeswani T, Padhani A.R. Imaging tumour angiogenesis // Cancer Imaging. — 2005. — **5**. — P. 131–138.
30. Sheiman R.G., Sitek A., Goh V. and Halligan S. CT Perfusion Imaging: Know Its Assumptions and Limitations // Radiology. — 2008. — **246**, № 2. — P.649–650.

Поступила 19.10.2009

**ОЦЕНИВАНИЕ ВЕРОЯТНОСТИ ДЕФОЛТА ПО КРЕДИТНЫМ
ОПЕРАЦИЯМ С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ ЛОГИСТИЧЕСКОЙ
РЕГРЕССИИ И КЛАСТЕРНОГО АНАЛИЗА**

С.С. СЕРЕДНИЙ

Предложен метод оценки вероятности дефолта по кредитным операциям с применением логистической регрессии и кластерного анализа. Приведен пример применения данного метода на реальной выборке, на которой предложенный метод показал большую эффективность по сравнению с методом, основанном только на логистической регрессии.

ВВЕДЕНИЕ

Основную часть своего дохода банки получают за счет кредитной деятельности, что делает постоянную разработку и совершенствование методов оценки вероятности дефолта по кредитным операциям актуальной для банковского сектора. Следует отметить, что результат кредитной операции имеет случайную природу и зависит от непрогнозируемых и сложнопрогнозируемых форс-мажорных факторов (смерть заемщика, неурожай для сельхоз предприятий), поэтому на момент выдачи кредита отнести заемщика однозначно к «плохим» или «хорошим» не представляется возможным.

Существует два основных подхода к оценке вероятности дефолта заемщика. Согласно первого подхода дефолт заемщика представляется как превышение суммы задолженности заемщика над рыночной стоимостью его активов, и на основании истории изменения биржевых цен на акции заемщика рассчитывается вероятность падения их ниже суммы задолженности. Основным представителем данного подхода является модель KMV [1]. Но такой подход имеет ряд существенных недостатков: он неприменим для оценки вероятности дефолта физических лиц и небольших компаний, а также его нельзя применить в украинских условиях, так как в Украине фактически отсутствует ликвидный фондовый рынок.

По второму подходу задача оценки вероятности дефолта интерпретируется как задача классификации заемщиков на «плохих» и «хороших» (или, по необходимости, на большее количество классов). В рамках данного подхода, в свою очередь, существует два варианта решения данной задачи: на основании четкой и нечеткой классификации заемщиков. В литературе

встречается описание использования следующих методов для оценки вероятности дефолта по кредитным операциям:

- На основании четкой классификации — кластерный анализ [2], деревья решений [3], нейронные сети [4].
- На основании нечеткой классификации — наивный байесовский подход [5], логистическая регрессия [6].

Согласно первому варианту обучающую выборку разбивают на классы по возможности таким образом, чтобы в каждом классе находились представители только одной категории. Вероятность дефолта оценивается как доля «плохих» заемщиков в каждом из классов, на которые разбита обучающая выборка. Такой подход к решению данной задачи является недостаточно корректным, поскольку не учитывает случайную природу результата кредитной операции.

Согласно второму варианту оценивается вероятность принадлежности заемщика к одной из категорий, при этом категорий обычно берут две («плохую» или «хорошую»), однако исходя из потребностей банка их количество может расширяться (например, «имел просрочки свыше 90 дней»). Но наивный байесовский подход имеет существенный недостаток, который заключается в том, что он построен на «наивной» гипотезе о том, что параметры, описывающие заемщика, независимы между собой, хотя это в действительности не так: например, возраст заемщика существенно коррелирует с такими параметрами, как имущественное состояние, социальный статус и т.д.

Цель работы — по имеющимся данным о кредитных операциях, содержащих операцию о параметрах кредита и сведения о заемщике, построить эффективную модель оценки вероятности дефолта по кредитным операциям новых заемщиков.

МОДИФИЦИРОВАННАЯ МОДЕЛЬ ОЦЕНКИ ВЕРОЯТНОСТИ ДЕФОЛТА

Оценка вероятности дефолта методом логистической регрессии происходит исходя из двух основных предположений:

- Исход кредитной операции зависит от ненаблюдаемой величины $\hat{Y} = X\beta + \beta_0 + \varepsilon$. При этом, если ненаблюдаемая величина $\hat{Y} > 0$, то считается, что клиент не погасит кредит, а если $\hat{Y} \leq 0$, то погасит.

- Независимая случайная величина имеет логистическое распределение, имеющее функцию распределения $F(x) = \frac{1}{1 + e^{-x}}$.

Исходя из этих предположений, вероятность дефолта рассчитывается как

$$PD = P(\varepsilon > -X\beta - \beta_0) = 1 - P(\varepsilon \leq -X\beta - \beta_0) = 1 - \frac{1}{1 + e^{X\beta + \beta_0}} = \frac{1}{1 + e^{-X\beta - \beta_0}}.$$

Исходя из особенностей построения логистической регрессии, можно выделить два основных недостатка, ухудшающих точность оценки вероятности дефолта.

- Логистическая регрессия не предназначена для обработки качественных параметров, и их приходится заменять на числовые. При этом теряется их информативность.

- Логистическая регрессия не учитывает взаимосвязи между переменными и наличие «границ чувствительности» для некоторых параметров (например, разница в один год для заемщиков в возрасте 60 и 61 лет намного более существенна, чем для заемщиков в возрасте 30 и 31 года).

Для минимизации негативного влияния первого недостатка в работе [7] было предложено использовать показатель WOE (Weight Of Evidence — вес доказательства) при замене качественных параметров на числовые. Показатель WOE, который рассчитывается по формуле:

$$WOE_i = \ln\left(\frac{G_i}{B_i}\right),$$

где G_i — доля «хороших» заемщиков от общего числа «хороших» заемщиков, для которых категориальный параметр принимает i -тое значение; B_i — доля «плохих» заемщиков от общего числа «плохих», для которых категориальный параметр принимает i -тое значение.

Второй недостаток логистической регрессии следует из того, что ненаблюдаемая величина должна иметь нелинейный вид, поскольку зависимость результата кредитной операции от параметров не является линейной (отсутствие собственного жилья в 55 лет более рискованно, чем в 25 лет, а возраст 30 лет менее рискованный, чем возраст 20 или 60 лет), поэтому представление ненаблюдаемой величины в виде $\hat{Y} = X\beta + \beta_0 + \varepsilon$ вносит ошибку, связанную с игнорированием слагаемых более высоких порядков.

При простом включении слагаемых более высоких порядков, мы рискуем потерять точность модели за счет эффекта «подстраивания», поскольку добавление одной переменной приводит к существенному увеличению требований к количеству входящих данных. Эта проблема особенно актуальна при решении задачи оценки вероятности дефолта, поскольку данная задача часто решается в условиях маленькой обучающей выборки.

Исходя из приведенных соображений, для минимизации негативного влияния второго недостатка логистической регрессии был предложен следующий подход:

- обучающая выборка при помощи кластерного анализа разбивается на кластеры в соответствии с подобностью параметров, которые описывают кредитную операцию;
- в каждом из полученных кластеров независимо от других строится модель оценки вероятности дефолта по кредитной операции на основании логистической регрессии;
- для нового заемщика сначала определяется кластер, в который он входит, а далее оценивается вероятность дефолта при помощи модели, построенной для данного кластера.

МОДЕЛИРОВАНИЕ РЕЗУЛЬТАТОВ КРЕДИТНЫХ ОПЕРАЦИЙ НА РЕАЛЬНЫХ ДАННЫХ

Для практической проверки эффективности предлагаемого метода были построены модели на основании стандартного метода логистической регрессии, а также на основании логистической регрессии и кластерного анализа.

Моделирование проводилось на основании выборки, предоставленной компанией SAS Institute (международная компания, являющаяся одним из лидеров рынка разработки программного обеспечения, в частности, в области риск-менеджмента). Выборка содержит данные про 2102 кредитные операции с указанием их результата («дефолт» и «не дефолт») и 29 параметров, характеризующих заемщика и кредитную операцию.

Алгоритм построения модели оценки вероятности дефолта заемщика по кредитной операции состоит из следующих этапов:

- предварительный выбор параметров на основании представлений о предметной области (например, ФИО заемщика и его ИНН не влияют на результат кредитной операции) и замена абсолютных параметров на относительные (сумма кредита и среднемесячный доход заемщика сами по себе не информативны и их следует заменить на соотношение среднемесячного платежа по кредиту к среднемесячным доходам);
- удаление из выборки кредитов, полученных мошенниками (поскольку такие кредитные операции имеют другую зависимость между параметрами кредитной операции и ее результатами);
- очистка выборки от аномальных данных, ошибок и логических ошибок;
- обработка пропущенных значений;
- группирование значений качественных параметров, которые редко встречаются (типы товаров, профессии заемщиков);
- разбиение выборки на обучающую и тестовую;
- разбиение выборки на кластеры, дальнейшие этапы проводятся для каждого из полученных кластеров независимо;
- группирование значений качественных параметров, которые редко встречаются по итогам разбиения на кластеры;
- замена всех качественных параметров на числовые, для чего используется показатель WOE [7];
- нормализация всех параметров для обеспечения устойчивости работы программной реализации алгоритма;
- расчет статистической значимости параметров и корреляции между ними, а также группирование параметров, имеющих высокую корреляцию с целью избежать при построении модели ложных корреляций.

С целью определения оптимального количества параметров, которые стоит включать в модель, производятся следующие этапы:

- сортировка параметров по их статистической значимости;
- повторное разбиение выборки на обучающую и тестовую;
- поиск коэффициентов логистической регрессии при включении в модель только одного параметра, имеющего наибольшую статистическую значимость;
- поиск коэффициентов логистической регрессии при включении в модель следующего по статистической значимости параметра. Данный этап повторяется до тех пор, пока новая модель (т.е. с количеством параметров увеличенным на один) будет иметь большую эффективность на тестовой выборке, чем старая.

Добавление в модель параметров по одному не только позволит определить то оптимальное количество параметров, после которого модель начинает терять точность и начинает попросту «подстраиваться» под обучающую выборку, но еще и существенно ускоряет и повышает устойчивость работы программного алгоритма. В случае, если на каждой новой итерации в качестве начальных значений выбирать оптимальные значения, рассчитанные на предыдущем шаге и 0 для вновь добавленного параметра, то алгоритм поиска значений для логистической регрессии, например, с десятью параметрами, будет работать быстрее, чем просто поиск сразу всех десяти значений из произвольных точек.

В рамках построения численного эксперимента обучающая выборка разбивалась на 2 и 3 кластера. Эффективность модели с разбиением обучающей выборки на 3 кластера оказалась хуже, чем с разбиением на 2 кластера, что связано, по всей видимости, с недостаточным объемом выборки.

ОПИСАНИЕ И СРАВНЕНИЕ ПОЛУЧЕННЫХ РЕЗУЛЬТАТОВ

Для анализа полученных результатов была использована ROC-кривая [6], смысл которой заключается в том, что она показывает зависимость соотношения количества верно классифицированных «хороших» заемщиков к неверно классифицированным «плохим» заемщикам в зависимости от порога отсека. В качестве порога отсека выступает рассчитанная вероятность дефолта PD . Построение ROC-кривой происходит следующим образом: по оси OY откладывается процент правильно классифицированных «хороших» заемщиков, а по оси OX количество неправильно классифицированных «плохих» заемщиков в зависимости от значения порога отсека. Соответственно, чем больше ROC-кривая отклоняется от диагональной линии, тем более эффективной считается построенная модель. Сама диагональная линия считается абсолютно бессмысленным классификатором, который эквивалентен произвольному выбору.

Для упрощенного сравнения эффективности моделей используется показатель $Gini$, представляющий из себя удвоенную площадь между диагональной линией и ROC-кривой.

Коэффициент $Gini$ рассчитывается по формуле

$$Gini = 2 \left(\int_0^1 ROC(x) dx - 0,5 \right).$$

В результате проведенного моделирования были получены следующие результаты: для модели на основании стандартного метода логистической регрессии — показатель $Gini = 0,629042$, а для модели на основании логистической регрессии с применением кластерного анализа — показатель $Gini = 0,654799$. Графики ROC-кривых, полученные для обоих подходов, приведены ниже.

Как видно на рисунке, а также из значений показателя $Gini$ для обеих моделей, модель с применением кластерного анализа более эффективна, чем модель на основании стандартного метода логистической регрессии.

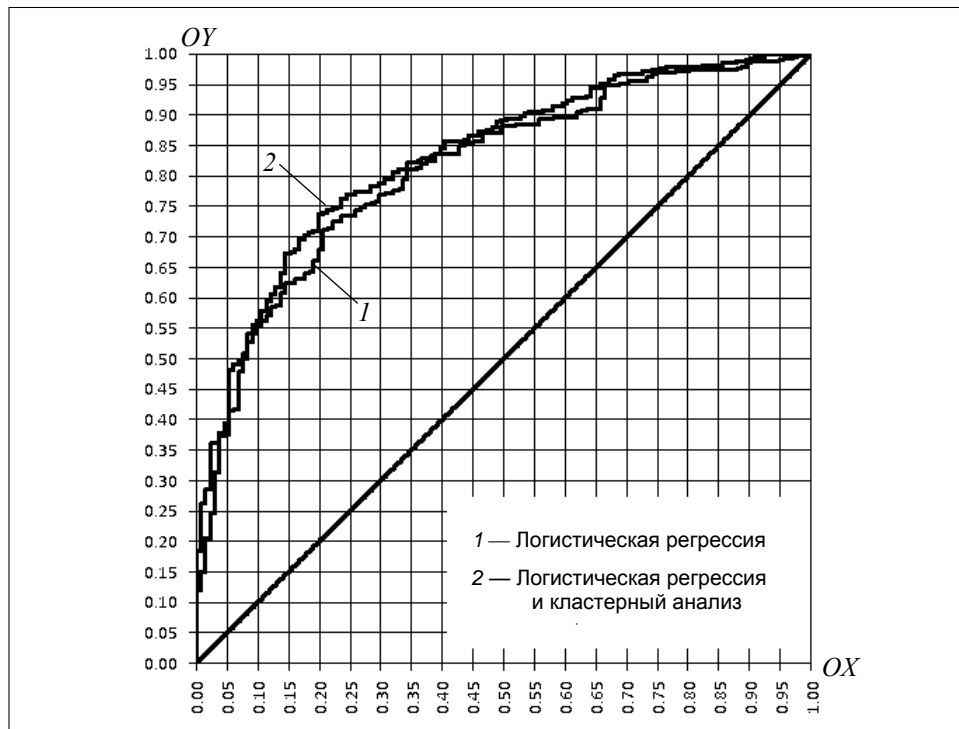


Рисунок. Пример графиков ROC-кривых для рассматриваемых методов оценки вероятности дефолта

ВЫВОДЫ

За счет разбиения входящей выборки на кластеры по принципу однородности удалось достичь уменьшения влияния на точность оценки того недостатка логистической регрессии, что она не учитывает взаимосвязи между параметрами и наличия границ чувствительности. Приведенный в работе подход к оценке вероятности дефолта по кредитной операции на основе логистической регрессии и кластерного анализа показал большую эффективность, чем подход на основании стандартного метода логистической регрессии, о чем свидетельствуют результаты полученные на тестовом примере.

Использование разработанного подхода оценки вероятности дефолта по кредитной операции позволит улучшить кредитные портфели банков, что, в свою очередь, позволит увеличить прибыльность и устойчивость банковского сектора в целом. К тому же, при увеличении объема входящей выборки можно ожидать дальнейшего увеличения точности модели, так как это позволит разбить обучающую выборку на большее количество кластеров.

В предлагаемом подходе в дальнейшем может быть реализована разработка четких критериев, а также алгоритма определения оптимального количества кластеров и параметров, по которым должно происходить разбиение входящей выборки.

ЛИТЕРАТУРА

1. *Peter J. Crosbie, Jeffrey R. Bohn. Modeling Default Risk.* — 2002. — http://www.creditrisk.ru/publications/files_attached/modeling_default_risk.pdf.
2. *Оценка вероятности банкротства предприятий-заемщиков на основе кластерного анализа // Экономический анализ: теория и практика.* — 2007. — № 18. — С. 44–45.
3. *Ларин С., Ходжаева И. Использование деревьев решений для оценки кредитоспособности физических лиц // Банковское дело.* — 2004. — № 3. — С. 30–33.
4. *Лаврушин О.И., Афанасьева О.Н., Корниенко С.Л. Банковское дело: современная система кредитования.* — М.: Кнорус, 2007. — 261 с.
5. *Воронцов К.В. Лекции по статистическим (байесовским) алгоритмам классификации.* — 2008. — www.ccas.ru/voron/download/Bayes.pdf.
6. *Палкин Н. Логистическая регрессия и ROC-анализ — математический аппарат.* — <http://www.basegroup.ru/library/analysis/regression/logistic/>.
7. *Ковалев М., Корженевская В. Методика построения банковской скоринговой модели для оценки кредитоспособности физических лиц.* — www.bsu.by/ru/sm.aspx?guid=49623.

Поступила 11.02.2010

СЦЕНАРНЫЙ ПОДХОД В ЗАДАЧАХ АНАЛИЗА СЛОЖНЫХ СОЦИАЛЬНЫХ СИСТЕМ

Е.В. ПЕРЕВЕРЗА

Изучены особенности и пути применения сценарного подхода для анализа сложных социальных систем (таких как страны, города, компании, организации). Приведена краткая история сценарного подхода, дано определение сценария, рассмотрена типология сценариев и сценарных исследований, а также даны рекомендации к организации и проведению сценарных исследований.

ВВЕДЕНИЕ

Мир изменяется и направления его изменения неопределенны. Для того, чтобы уменьшить эту неопределенность, также представить действия, которые предпринимаются в настоящее время, в свете возможного будущего, применяют сценарный подход. Сценарный подход является превентивным, так как дает возможность реализовать шаги, позволяющие избежать возможной опасности в будущем.

Поведение субъекта по отношению к будущему может быть нескольких типов: пассивно наблюдать за развитием событий, «плывя по течению»; ждать наступления тех или иных событий и приспособливаться к ним; пытаться предвидеть будущее и заранее подготовиться к его наступлению; а также «творить будущее», провоцируя желаемые изменения. Для того, чтобы следовать любому из активных по отношению к будущему типов поведения можно воспользоваться сценарным подходом.

Цель работы — раскрыть особенности сценарного подхода, а также показать целесообразность его применения для анализа сложных социальных систем.

История успешного применения сценарного подхода рядом крупных корпораций, а также рост его популярности в государственном стратегическом планировании делает сценарный подход интересным для рассмотрения. Важной чертой сценарного подхода является его гибкость, возможность применять различные методы на разных этапах сценарного исследования. Разработка же сценарного подхода с использованием ряда формальных методов будет способствовать повышению достоверности и обоснованности получаемых результатов, а значит и увеличению эффективности его применения в стратегическом управлении сложными социальными системами.

ИСТОРИЯ СЦЕНАРНОГО ПОДХОДА

Сценарный подход как научный метод начали применять после Второй мировой войны при разработке военных стратегий. В США эту технику раз-

работывали в RAND Corporation, во Франции в DATAR (Délégation interministérielle à l'Aménagement du Territoire et à l'Attractivité Régionale (фр.) — Представительство по территориальному планированию и региональным вопросам). В 1960-х гг. корпорации «General Electric» и «Royal Dutch Shell» успешно применили сценарный подход в корпоративном планировании, а в 1970-х гг. сценарный подход получил признание в сфере изучения будущего общества, экономики и окружающей среды [1].

Популярность сценарного подхода во многом обусловлена тем, что в середине XX ст. начали происходить события, которые не укладывались в стандартный ход вещей, не могли быть спрогнозированы, исходя из прошлых тенденций, но имели колоссальное влияние на будущее в глобальном масштабе. Одним из таких событий был нефтяной кризис 1973 г. Успешный выход корпорации «Royal Dutch Shell» из этого кризиса, благодаря применению сценарного подхода под руководством Пьера Вэка (Pierre Wack) [2] и стал стимулом для его широкого распространения. В то же время продление тенденций прошлого на будущее не дало позитивных результатов. Например, Франция, принимая решения в энергетическом секторе, опиралась в 1972 г. на неверные данные, исходя из тренда постепенного уменьшения цен на нефть вплоть до 1980–1985 гг. [3].

Сегодня известен ряд успешных применений сценарного подхода в различных областях самыми разными организациями — от малых и средних предприятий до международных корпораций и государств [4].

С момента распространения сценарного подхода и приобретения им популярности в самых разных сферах, сложились разные школы сценаристов. Исторически сильные школы сценаристов сформировались в США (выходцы из корпорации RAND), во Франции (G. Berger, F. Roubelat, M. Godet), также можно выделить сценарные школы Голландии и Швеции (Ph. van Notten, T.J.B.M. Postma).

Для сценарных школ Швеции и Голландии характерны качественные подходы при проведении сценарных исследований, где большая роль отдается работе с экспертами, проведению мозговых штурмов и прочих методов организации обсуждений. Для французской школы «La prospective» характерно соединение качественных и количественных подходов. Также известны попытки строить сценарии, опираясь исключительно на точные модели и количественные подходы, но они требуют сильных упрощений и обычно не позволяют учесть множество качественных факторов, характерных для социальных систем.

ОПРЕДЕЛЕНИЕ СЦЕНАРИЯ И ТИПОЛОГИЯ СЦЕНАРНЫХ ИССЛЕДОВАНИЙ

Слово «сценарий» происходит от латинского слова «scaena», означающее «сцена». В XX веке ведущий аналитик корпорации RAND Герман Кан (Herman Kahn) [5] адаптировал этот термин для применения его к написанию возможных историй развития событий в будущем. Оливер Спэрроу (Oliver Sparrow), один из основоположников сценарного подхода в корпорации «Royal Dutch Shell», выделяет четыре современные трактовки этого термина [6]:

- «анализ чувствительности» в таких сферах как управление финансовыми потоками, оценивание рисков, менеджмент проектов;
- синоним понятия «чрезвычайный план» в военном или гражданском планировании нештатных ситуаций, определяя, кто что должен делать в случае возникновения нештатной ситуации;
- синоним «чрезвычайного плана» в корпоративной или государственной политике;
- в понимании «логично согласованное предположение о будущем» при принятии решений и формировании стратегии.

Существует множество различных определений понятия «сценарий». Одни исследователи понимают под сценарием некую статическую картинку будущего, другие — последовательность событий во времени; также выделяют множество отличий и по другим характеристикам сценария. Голландский ученый Филипп Ван Ноттен (Philip Van Notten) выделяет общие характеристики сценариев, которые отмечают большинство специалистов в этой сфере, это: гипотетическая природа сценария; описание альтернативных вариантов будущего; описание будущего как конечного результата или же как цепочки событий; причинно-следственная связь и наличие внутренней согласованности; возможность использовать сценарий как базис для действий; описательная природа; достоверность; объяснительная природа; соединение прошлого, настоящего и будущего [4].

В результате обобщения этих характеристик примем в качестве наиболее общего определения сценария следующее: *сценарий* — это последовательное описание альтернативных гипотетически возможных вариантов развития событий в будущем, которое отражает различные точки зрения на прошлое, настоящее и будущее, а также которое может служить базисом для планирования действий [1].

Построение сценариев является задачей проведения сценарного исследования. Каждое такое исследование имеет свою специфику и отличается от остальных. В таблице приведена сводная типология сценарных исследований и сценариев по трем макрохарактеристикам и четырнадцати микрохарактеристикам, а также указаны крайние значения для каждой характеристики согласно [1].

Представленная типология демонстрирует разнообразие существующих в настоящее время сценарных исследований и сценариев, которые строятся в ходе их проведения, а также подчеркивает гибкость сценарного подхода. Ниже описаны некоторые характеристики сценарных исследований.

По первой макрохарактеристике можно выделить сценарные исследования, проводимые с целью непосредственного изучения всевозможных вариантов будущего, а также для повышения осведомленности общественности, стимулирования творческого мышления, изучения взаимодействия социальных процессов. Другим назначением сценарного исследования по этой макрохарактеристике является разработка политики/стратегии. Целью сценарного исследования также может быть тестирование разработанной политики/стратегии. Для этого стратегию рассматривают в контексте реализации различных сценариев, выявляя слабые места и недостатки с целью ее

дальнейшего усовершенствования. На практике сценарные исследования часто проводятся одновременно с несколькими из указанных выше целей.

Т а б л и ц а . Макро- и микрохарактеристики сценарных исследований и сценариев

Макрохарактеристики	Микрохарактеристики
Цель исследования: непосредственно изучение vs дальнейшее принятие решений	Наличие норм: описательные vs нормативные
	Точка зрения: прогнозирование vs ретрополяция
	Предмет: тематический, для определенной местности, для определенной организации
	Время: долгосрочный vs краткосрочный
Процесс исследования: интуитивный vs формальный	Пространственный масштаб: глобальный/наднациональный vs локальный/национальный
	Данные: количественные vs качественные
	Способ сбора данных: при участии экспертов vs «кабинетные исследования»
	Ресурсы: экстенсивные vs лимитированные
Содержание сценария: простое vs сложное	Институциональные условия: открытость vs закрытость
	Временная природа: цепочка событий vs картинка будущего
	Переменные: гетерогенные vs гомогенные
	Динамика: контрастные vs трендовые
	Уровень отклонений: альтернативные vs общепринятые
	Степень интегрированности: высокая vs низкая

По второй макрохарактеристике выделяют интуитивный подход разработки сценариев, при котором, базирясь на своих знаниях и кругозоре, эксперт формулирует некоторую историю, последовательность событий — сценарий. К таким сценариям могут быть отнесены как фантастические книги, так и сформулированные опытными экспертами видения хода событий в будущем [7]–[9]. Другой подход к процессу сценарного исследования — формальный, предполагает ряд этапов и методов для реализации каждого из них. Полученные в результате такого подхода сценарии можно считать более объективными и обоснованными.

Под третьей макрохарактеристикой подразумевается стиль изложения результатов сценарного исследований — простой или сложный. При этом предпочтение отдается простой форме изложения как более доступной и удобной в процессе принятия решений.

Остановимся на таком подходе к проведению сценарного исследования, как *обратное прогнозирование* или *backcasting*. При этом подходе сценарии строятся как бы в обратном порядке. Вначале исследования имеется некоторое видение будущего, а в процессе самого исследования нужно построить цепочку связанных во времени событий, реализация которых приведет к заданному вначале исследования видению будущего (рис. 1).

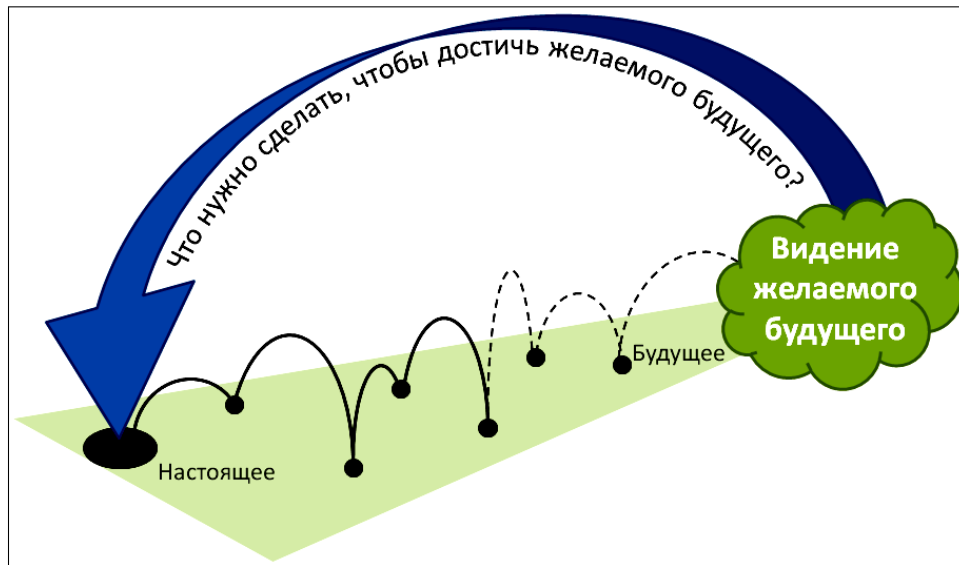


Рис. 1. Сценарное исследование типа *backcasting*

Классифицируя сценарии важно отметить различие между описательными и нормативными сценариями. Описательные сценарии разрабатывают с целью изучить всевозможные варианты развития событий в будущем. Нормативные же сценарии опираются на те или иные, заранее принятые нормы — положения, которые хотят подкрепить в результате сценарного исследования. Например, с целью подчеркнуть важность учета экологических факторов для достижения продолжительного экономического роста, строятся сценарии, показывающие негативные последствия в случае, если экологические факторы все же не будут учтены.

Распространенный тип сценариев — *трендовые* или *business-as-usual* сценарии. Эти сценарии строятся из предположения, что существующие в момент проведения исследования тренды будут сохраняться в будущем. Таким образом, продолжая существующие тенденции на будущее, получают его описание. Трендовые сценарии часто строятся, чтобы показать возможные негативные последствия, если текущее поведение не будет изменено.

Например, в исследовании международной организации Global Scenario Group «Great Transition. The Promise and Lure of the Times Ahead» [10] приводится трендовый сценарий, а также ряд альтернативных, которые сравнивают с трендовым, чтобы показать его недостатки. На рис. 2 показано такое сравнение по шести показателям: *peace* (количество жертв от военных конфликтов в год), *freedom* (гендерное равенство), *development* (количество голодающих), *climate* (концентрация CO₂), *ecosystems* (территория, покрытая лесами), *water stress* (количество населения). Для каждого из показателей приведен график, отражающий изменение показателя со временем в случае, если события будут развиваться согласно существующим трендам («Business-as-usual» сценарий) и в случае построенного исследователями GSG альтернативного сценария (сценарий «Policy reform»).

По периоду, на который строятся сценарии, выделяют долгосрочные сценарии — строятся более, чем на 25 лет вперед; краткосрочные — строятся на 3–10-летний период, а также среднесрочные сценарии, которые строятся на период 10–25 лет. Но это деление очень условно, так как сильно зависит от отрасли, для которой строятся сценарии и характерных для нее темпов изменения.

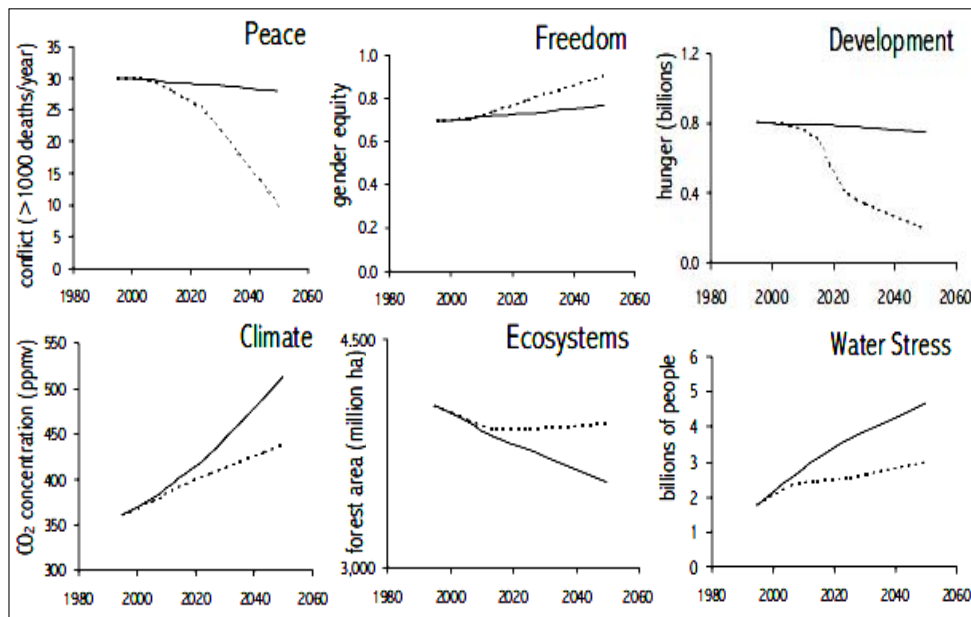


Рис. 2. Сравнение сценария (—) — «Business-as-usual» и альтернативного (- - - -) — «Policy Reform», построенных GSG

Для построения сценариев используется широкий спектр методов — от методов с участием заинтересованных лиц до методов, базирующихся на точных моделях. Методы первого типа позволяют на начальных этапах сценарного исследования собрать различные идеи для сценариев через проведение воркшопов, фокус-групп, общественных слушаний, «семинаров-воображений» и прочих. Аналитические методы включают концептуальное и компьютерное моделирование для изучения возможных в будущем взаимодействий между выбранным набором переменных. Между этими двумя подходами находятся кабинетные исследования (*desk research*). Они обычно проводятся одним человеком или небольшой группой исследователей, опирающихся на литературу и архивные данные.

ЭТАПЫ СЦЕНАРНОГО ИССЛЕДОВАНИЯ

При проведении сценарных исследований различные группы исследователей выделяют разные этапы. Согласно [11] сценарное исследование включает такие этапы как:

- определение ключевых переменных изучаемой системы/объекта;
- определение ключевых агентов/заинтересованных сторон, а также их стратегий, факторов внешней среды;

- построение различных вариантов развития событий — сценариев;
- уменьшение неопределенности и сокращение возможных вариантов;
- анализ полученных результатов и написание рекомендаций к разработке стратегии (если цель исследования — разработка стратегии, а не просто изучение всех возможных сценариев).

В трактовке известного исследователя в сфере изучения будущего с применением сценарного подхода Питера Шварца (Peter Schwartz) [12], в сценарном исследовании можно выделить следующие этапы:

- определение фокуса исследования;
- указание ключевых факторов микросреды (внутренних характеристик);
- определение движущих сил макросреды (внешних факторов);
- ранжирование определенных внешних и внутренних факторов по степени их важности;
- выбор «логики»/способа построения сценариев на основе подготовленных данных;
- конкретизация сценариев;
- рассмотрение последствий построенных сценариев.

Схематически наиболее общие этапы сценарного исследования изображены на рис. 3.

На каждом этапе могут использоваться различные методы в зависимости от задач конкретного исследования, системы/объекта, для которых проводится сценарное исследование.

Для определения ключевых внутренних переменных системы могут быть применены, например, структурный анализ, SWOT-анализ и др.

Определение факторов внешней среды, ключевых агентов и их стратегий, часто проводят с помощью экспертов с дальнейшей обработкой экспертных мнений.

Различные варианты развития событий в будущем могут быть сгенерированы с применением морфологического анализа, а дальнейший их анализ и сокращение количества вариантов, например, с помощью матрицы взаимосовместимости (*cross-consistency matrix*).

Так, при проведении анализа полученного множества сценариев, можно попарно сопоставить определенные ранее состояния параметров изучаемого объекта или системы, которые лежат в основе сценария. Это необходимо для того, чтобы исключить из дальнейшего рассмотрения те сценарии, в которых встречаются несовместимые значения параметров. Если обозначить одно из состояний некоторого параметра изучаемого объекта/системы — p_i , а некоторое состояние другого параметра — q_j , то для них необходимо будет задать бинарное отношение совместимости — $R(p_i, q_j)$:

$$R(p_i, q_j) = \begin{cases} 1 - \text{состояния параметров несовместимы,} \\ 0 - \text{состояния параметров совместимы.} \end{cases}$$



Рис. 3. Ориентировочная схема сценарного исследования

изменение хода событий или значительное влияние на объект исследования.

Если два состояния параметров оказываются несовместимы — сценарий, в котором они одновременно присутствуют, может быть отброшен и не приниматься во внимание в дальнейшем.

В большинстве случаев результатом сценарного исследования должны быть несколько сценариев, которые могут быть проанализированы экспертами и на основании которых можно дать рекомендации по формированию стратегии или применить их для тестирования политики/стратегии. Поэтому задача сокращения вариантов очень важна, но в процессе исключения вариантов, важно не отбросить возможные важные случаи, а также не оставить слишком много несущественных или эквивалентных вариантов. Важно заметить, что маловероятные сценарии не стоит откидывать, если они предполагают существенное

ОТЛИЧИЯ СЦЕНАРНОГО ПОДХОДА И ОСОБЕННОСТИ ЕГО ПРИМЕНЕНИЯ

Цель сценарного исследования — интерпретировать действия, предпринимаемые в настоящее время, в свете будущих событий, а также выработать действия, позволяющие избежать опасностей в будущем, и приблизиться к желаемой стратегической цели.

Применяя сценарный подход, важно понимать ряд его ключевых идей, а также отличать его от стратегирования, планирования и предвидения.

Сценарный подход — это способ анализа проблемы, при котором рассматриваются различные варианты развития событий в будущем. Сценарий подход предполагает проведение сценарного исследования, в ходе которого строится несколько альтернативных сценариев. Анализируя построенные

сценарии, исследователи могут сформулировать стратегию для изучаемого объекта или же протестировать уже разработанную стратегию.

Специфика сценарного подхода состоит в том, что он позволяет прояснить/осмыслить действия, предпринимаемые в настоящее время, в свете будущих событий; позволяет изучить разнообразное и неопределенное будущее; предполагает применение системного подхода; позволяет учесть качественные данные и стратегии всех заинтересованных лиц; напоминает, что информация и предсказания никогда не бывают нейтрального характера и всегда отражают чьи-то интересы; приветствует использование различных методов; подвергает сомнению предвзятые предсказания и прогнозы.

Сценарный подход является превентивным подходом, исходя из того, что легче и дешевле предотвратить негативные события, чем бороться с их последствиями.

Сценарный подход предполагает проведение сценарного исследования. Такие исследования имеют свою специфику. Рассмотрим некоторые рекомендации, касательно организации сценарных исследований [11]. Так, проведение сценарного исследования, как правило, требует значительного времени (для корпоративных сценарных исследований, как правило, требуется более года), а также значительных человеческих ресурсов. Поэтому, планируя его проведение, необходимо учесть имеющиеся ограничения, и заранее выбрать оптимальный способ его организации.

Рекомендуется уменьшить количество сценариев до нескольких ключевых гипотез, наиболее приемлемо до 5–7 — именно такое количество разных вариантов может одновременно эффективно анализировать человек. При проведении сокращенного сценарного исследования рекомендуется выделить ключевые переменные изучаемой системы, тренды и стратегии заинтересованных лиц.

Для эффективного проведения сценарного исследования важно зафиксировать время для реализации каждого этапа, включая написание отчетов и рекомендаций лицам принимающим решения.

Важно помнить, что сценарное исследование не является самоцелью, а приобретает смысл лишь, когда его результаты имеют практическую реализацию.

АНАЛИЗ СЛОЖНЫХ СОЦИАЛЬНЫХ СИСТЕМ С ПОМОЩЬЮ СЦЕНАРНОГО ПОДХОДА

Сценарный подход в описанном виде был специально разработан для анализа сложных социальных систем, в которых люди и связи между ними играют ключевую и определяющую роль. Изначально такой подход применялся при разработке военных стратегий, но с 70-х гг. XX ст. его начали использовать для изучения будущего, а также разработки и тестирования стратегий развития систем, которые рассматриваются в данной работе. Применение сценарного подхода для систем других типов, также может быть оправдано, но потребует его адаптации и изменения методов на отдельных шагах.

Разработка специфического подхода со своим инструментарием для анализа развития сложных социальных систем вызвана рядом особенностей таких систем:

1. Наличие в социальных системах многочисленных связей между людьми и процессов, которые сложно или невозможно описать количественно. Инструментарий сценарного анализа, содержащий различные подходы для сбора экспертных мнений, позволяет учесть эти факторы.

2. Возможность отдаленных по времени последствий нынешних действий. Так, изменения, которые сегодня происходят в крупных социальных системах, могут давать отклик через значительные промежутки времени и решения, которые требуется принять и воплотить сейчас, определяют состояние такой системы через десятки лет. Поэтому необходимо со всей серьезностью анализировать и просчитывать последствия нынешних действий, прежде чем планировать и осуществлять их.

3. Возможность влиять на систему посредством изменения общественного мнения. Описание возможного будущего и сравнение альтернативных вариантов позволяет выделить наиболее опасные из них, продумать упреждающие действия и донести до общественности важность их осуществления. Например, нормативные сценарии часто используют для того, чтобы показать и обосновать перед общественностью преимущества определенной стратегии действий.

4. Наличие большого количества факторов, которые могут приобретать разные значения в будущем. Точно спрогнозировать, какие значения приобретут в будущем те или иные движущие силы, каким образом поступят ключевые актеры, как правило, невозможно. Но все они, так или иначе, повлияют на исследуемую систему. Эффективность функционирования системы в будущем будет зависеть от того, окажется ли она готовой к таким изменениям. Сценарный подход позволяет изучить различные варианты и разработать гибкую стратегию, ориентированную на то, что даст выигрыш в большинстве случаев.

ВЫВОДЫ

Проведенное в работе исследование особенностей сценарного подхода показывает, что он может быть эффективно применен в задачах анализа сложных социальных систем, в частности для стратегического управления такими системами. За более чем 60 лет развития сценарного подхода сформировались основные термины, характерные этапы и структура сценарных исследований, накоплено большое количество примеров проведенных сценарных исследований. Гибкость сценарного подхода позволяет приспособлять его для самых разных отраслей, использовать на разных уровнях — от локального до глобального. В зависимости от требований, которые ставятся перед результатами сценарного исследования, оно может содержать как менее формальные методы, так и наоборот состоять из строгих аналитических методов.

Процесс разработки сценариев достаточно трудоемкий и предполагает планирование и проведение сценарного исследования с последующим анализом результатов и формированием рекомендаций для лиц принимающих решения. Поэтому сценарные исследования обычно проводятся со строго заданной целью и четко поставленными задачами, чтобы потраченные на его реализацию ресурсы были оправданы.

ЛИТЕРАТУРА

1. *Van Notten Ph.* Scenario development: a typology of approaches // Think Scenario. — Rethink Education. — OECD, 2006. — P. 69–84.
2. *Wack P.* Scenarios: Shooting the Rapids // Harvard Business Review. — 1985. — **63**, № 5 — P.72–29.
3. *Godet M.* Creating Future. Scenario planning as a strategic management tool. — Parice: Economica Ltd, 2006. — 369 p.
4. *Van Notten Ph.* Writing on the wall: scenario development in times of discontinuity. — Florida: Boca Raton, 2005. — 209 p.
5. *Kahn H.* The Year 2000: A framework for speculation on the next thirty-three year. — NY: Macmillan Publishing Company, 1967. — 432 p.
6. *Sparrow O.* Making use of scenarios — from the vague to the concrete // Scenario & Strategy Planning. — London: Ark Publishing, 2000. — **2**(5). — P. 18–21.
7. *Бжезинский З.* Великая шахматная доска. Господство Америки и его геостратегические императивы. — М.: Междунар. Отношения, 2009. — 280 с.
8. *Бжезинский З.* Выбор. Мировое господство или Глобальное лидерство. — М.: Междунар. Отношения, 2004. — 288 с.
9. *Мир* после кризиса. Глобальные тенденции — 2025: меняющийся мир. Доклад Национального разведывательного совета США. — М.: Европа, 2009. — 188 с.
10. *Raskin P., Banuri T., Gallopin G., Gutman P., Al Hamm and Kates R., Swart R.* Great Transition. Promise and lure of the times ahead. A report of the Global Scenario Group. — Stockholm, Environment Institute, 2002. — 111 p.
11. *Godet M., Roubelat F.* Creating the future: The use and misuse of scenarios // Long Range Planning. — 1996. — **29**, № 2. — P. 164–171.
12. *Schwartz P.* The art of the long view: planning for the future in an uncertain world. — NY: Currency Doubleday, 1991. — 271 p.

Поступила 02.06.2010

ПРОБЛЕМИ ПРИЙНЯТТЯ РІШЕНЬ І
УПРАВЛІННЯ В ЕКОНОМІЧНИХ, ТЕХНІЧНИХ,
ЕКОЛОГІЧНИХ І СОЦІАЛЬНИХ СИСТЕМАХ

DECISION MAKING AND CONTROL IN
ECONOMIC, TECHNICAL, ECOLOGICAL AND
SOCIAL SYSTEMS

УДК 004.67

Системный анализ методов прогнозирования для финансово-инвестиционной деятельности / Маслянюк П.П., Землянський Ю.Р., Рябушенко А.В. // Системні дослідження та інформаційні технології. — 2011. — № 1. — С. 7–21.

Проведен системний аналіз методів прогнозування, використовуваних в фінансово-інвестиційній діяльності з метою створення компонента прогнозування системи управління фінансово-інвестиційною діяльністю. Розроблені критерії та методи автоматизованого вибору моделей прогнозування. Предложено алгоритм вибору моделей прогнозування, кращої середньої множини можливих за заданими критеріями. Рис.: 7. Табл.: 1. Бібліогр.: 37 назв.

UDC 004.67

System analysis of forecasting methods for financial and investment activities / Maslyanko P.P., Zemlyanskiy Y.R., Riabushenko A.V. // System Research and Information Technologies. — 2011. — № 1. — P. 7–21.

System analysis of forecasting methods for financial and investment activities is implemented in order to create a forecasting component for control system of financial and investment activities. Criteria and methods for automatic selection of forecasting models are developed. The selection algorithm of the best forecasting model among the possible according to the given criteria is proposed. Figs: 7. Tabl.: 1. Refs: 37 titles.

УДК 519.226

Информационная технология анализа финансовых данных на основе интегрированного метода / Кузнецова Н.В., Бидюк П.И. // Системні дослідження та інформаційні технології. — 2011. — № 1. — С. 22–33.

Проанализированы основные особенности финансовых данных и предложен новый интегрированный метод их анализа. Предложена новая информационная технология на основе интегрированного метода анализа данных и на практике проиллюстрирована возможность ее применения для оценки кредитоспособности заемщика. Рис.: 4. Бібліогр.: 6 назв.

UDC 519.226

Information technology for financial data analysis based on the integrated method / Kuznyetsova N.V., Bidyuk P.I. // System Research and Information Technologies. — 2011. — № 1. — P. 22–33.

In the paper the basic features of financial data are discussed and a new integrated method for financial data analysis is proposed. The new informational technology on the basis of integrated method of data analysis is proposed and its possibility of application for the borrower's creditworthiness assessment is illustrated in practice. Figs: 4. Refs: 6 titles.

УДК 519.873

Календарне технічне обслуговування елементів монотонної системи з урахуванням їх мінімального аварійного відновлення / Песчанський О.І. // Системні дослідження та інформаційні технології. — 2011. — № 1. — С. 34–49.

Побудовано напівмарківську модель календарного технічного обслуговування системи з монотонною структурою із урахуванням мінімального аварійного відновлення її елементів. Знайдено стаціонарні характеристики надійності та економічні

показники якості функціонування системи. Визначено оптимальні терміни проведення технічного обслуговування її елементів. Рис.: 2. Табл.: 2. Бібліогр.: 6 назв.

UDC 519.873

The calendar maintenance for elements of monotonous system with its minimal emergency restoration / Peshansky A.I. // System Research and Information Technologies. — 2011. — № 1. — P. 34–49.

The semi-markov model of calendar maintenance of monotonous-structured system, including the minimal emergency restoration of its elements, is built. The stationary reliability characteristics and economic indicators of system functioning quality are received. The optimum period for implementation of the maintenance of its elements is defined. Figs: 2. Tabl.: 2. Refs: 6 titles.

ПРОГРЕСИВНІ ІНФОРМАЦІЙНІ ТЕХНОЛОГІЇ,
ВИСОКОПРОДУКТИВНІ КОМП'ЮТЕРНІ
СИСТЕМИ

PROGRESSIVE INFORMATION TECHNOLOGIES,
HIGH-EFFICIENCY COMPUTER SYSTEMS

УДК 330.4, 336

«Alert»-технологии, основывающиеся на теории динамических систем в экономических задачах / Лопатин А.К. // Системні дослідження та інформаційні технології. — 2011. — № 1. — С. 50–56.

Предложена «Alert»-технология (технология предупреждения) для экономических и финансовых процессов, которые заданы числовыми рядами. Показано, что на основе предложенной методологии использования старших показателей Ляпунова можно создать эффективную «Alert»-технологию выявления критических явлений в экономических и финансовых процессах. Рис.: 6. Табл.: 1. Библиогр.: 6 назв.

UDC 330.4, 336

«Alert»-technologies, based on the theory of dynamical systems, in the economic problems / Lopatin A.K. // System Research and Information Technologies. — 2011. — № 1. — P. 50–56.

An «Alert»-technology (prevention technology) for economic and financial processes, which is given by numerical series, is proposed. It is shown that on the basis of the proposed methodology of using the Lyapunov's leading indicators, it is possible to create the effective «Alert»-technology of detection of critical phenomena in the economic and financial processes. Figs: 6. Tabl.: 1. Refs: 6 titles.

УДК 004.932.2

Оцінка подібності структурних об'єктів як множин компонент / Гороховатський В.О. // Системні дослідження та інформаційні технології. — 2011. — № 1. — С. 57–70.

Розглянуто питання зіставлення зображень візуальних об'єктів у системах комп'ютерного зору. Запропоновано міри схожості, які враховують викривлення та появу хибних компонент у структурному описі. Проведено аналіз властивостей методів, описано результати комп'ютерного моделювання для реальних зображень. Рис.: 3. Табл.: 1. Бібліогр.: 12 назв.

UDC 004.932.2

Estimation of structural objects similarity as sets of component / Gorohovatsky V.A. // System Research and Information Technologies. — 2011. — № 1. — P. 57–70.

Problems of image comparison of visual objects in systems of computer vision are considered. The measures of similarity which takes into account distortion and occurrence of the false component in the structural description are suggested. The analysis of properties of methods is implemented, results of computer modeling for real images are described. Figs: 3. Tabl.: 1. Refs: 12 titles.

УДК 004.891.3:004.3

Процесс повторного тестирования в процессе экспертизы программного обеспечения / Говорущенко Т.А. // Системні дослідження та інформаційні технології. — 2011. — № 1. — С. 71–86.

Описаны задачи экспертизы программного обеспечения (ПО). Предложено использование повторного тестирования с целью проверки соответствия ПО поставленным требованиям, а также оценки качества и безошибочности разработанного ПО. Разработаны нейросетевая категорийная модель и нейросетевой метод процесса повторного тестирования ПО. Выполнена программная реализация и исследование имитационной модели искусственной нейронной сети в пакете Matlab. Сделана оценка повышения достоверности процесса повторного тестирования ПО. Разработана структура и выполнена программная реализация системы определения необходимости повторного тестирования на основании отчета об основном тестировании ПО. Рис.: 5. Табл.: 3. Библиогр.: 25 назв.

UDC 004.891.3:004.3

Retesting in process of software expert examination (verification and validation) process / Govorushchenko T.O. // System Research and Information Technologies. — 2011. — № 1. — P. 71–86.

The tasks of the software expert examination were described. It was proposed to use retesting in order to check the software conformity according to the set requirements, estimation of quality and faultlessness of the developed software. Neuronet categorical model and neuronet process of the software retesting were developed. The program realization and researches of artificial neural network simulation model in Matlab package were realized. The increasing reliability of the software retesting process was estimated. The structure and program realization of the system of detection the retesting necessity on the basis of the report about the main test were developed and implemented. Figs: 5. Tabl.: 3. Refs: 25 titles.

УДК 519.872

Наближений аналіз моделей моносервісних бездротових мереж мікродієльничкової структури / Фаттахова М.И. // Системні дослідження та інформаційні технології. — 2011. — № 1. — С. 87–98.

Пропонуються формули для наближеного розрахунку показників якості обслуговування нових і хендвер викликів у бездротових мережах зв'язку мікродієльничкової структури, в яких різнотипні виклики обох типів утворюють чергу необмеженої або обмеженої довжини. Дано результати чисельних експериментів. Рис.: 4. Бібліогр.: 9 назв.

UDC 519.872

Approximate analysis of models of monoservice wireless networks of microcellular structure / Fattakhova M. // System Research and Information Technologies. — 2011. — № 1. — P. 87–98.

The formulas of approximate calculation of quality service indicators of new and handover calls in wireless networks of microcellular structure, where polytypic calls of both types form queues of unlimited or limited size. Results of numerical experiments are given. Figs: 4. Refs: 9 titles.

УДК 681.324

Вибір протоколу динамічної маршрутизації в корпоративній IP-мережі / Бачинський В.А., Гюргізова-Гай В.Ш. // Системні дослідження та інформаційні технології. — 2011. — № 1. — С. 99–110.

Представлено короткий огляд і порівняльну характеристику протоколів динамічної маршрутизації, найбільш поширених у корпоративних IP-мережах. Запропоновано деякі рекомендації із вибору протоколу залежно від розмірів і вимог корпоративної мережі. Табл.: 1. Бібліогр.: 7 назв.

UDC 681.324

Choosing a dynamic routing protocol in the corporate IP network / Bachinskiy V., Giorgizova-Gay V. // System Research and Information Technologies. — 2011. — № 1. — P. 99–110.

A brief review and comparative description of the dynamic routing protocols, which are the most widespread in corporate IP networks. Some recommendations for the choice of protocol depending on sizes and requirements of corporate network are offered. Tabl.: 1. Refs: 7 titles.

МАТЕМАТИЧНІ МЕТОДИ, МОДЕЛІ, ПРОБЛЕМИ І
ТЕХНОЛОГІЇ ДОСЛІДЖЕННЯ СКЛАДНИХ
СИСТЕМ

MATHEMATICAL METHODS, MODELS,
PROBLEMS AND TECHNOLOGIES FOR
COMPLEX SYSTEMS RESEARCH

УДК 622.248

Эхолокация в волноводах при отсутствии реперов и априорных данных о скорости звука / Науменко И.Я., Кизима В.И. // Системні дослідження та інформаційні технології. — 2011. — № 1. — С. 111–118.

Описан новый метод эхолокации в акустических волноводах с использованием многомодовой структуры сигнала, который устраняет погрешность измерения расстояния, обусловленную отсутствием данных о скорости звука и не требует реперных отражателей. Предложена методика его реализации в артезианских и наблюдательных скважинах и приведены результаты лабораторного эксперимента. Рис.: 5. Табл.: 1. Библиогр.: 10 назв.

UDC 622.248

Echo sounding in wave guides with out reference and a priori data about acoustic velocity and points / Naumenko I.Ia., Kyzyma V.I. // System Research and Information Technologies. — 2011. — № 1. — P. 111–118.

The new method of echo sounding in acoustic wave guides, using multimode structure of signal, which eliminates range measurement error, resulted by absence of a priori data about acoustic velocity and needn't reference rejectors is described. The way of its implementation in artesian and inspection wells is proposed, lab test results are given. Figs: 5. Tabl.: 1. Refs: 10 titles.

УДК 004.932:616-073.756.8

Обзор метода перфузионной компьютерной томографии и его применение в онкологии / Алхимова С.Н., Яценко В.П. // Системні дослідження та інформаційні технології. — 2011. — № 1. — С. 119–125.

Изложены современные представления о методе перфузионной компьютерной томографии (КТ). Дано обоснование относительно применения этого метода в онкологии. Приведены основные принципы, преимущества и недостатки использования перфузионной КТ при оценке кровенаполнения опухолей. Рис.: 1. Библиогр.: 30 назв.

UDC 004.932:616-073.756.8

Overview of perfusion computed tomography method and its application within oncology / Alkhimova S.M., Yatsenko V.P. // System Research and Information Technologies. — 2011. — № 1. — P. 119–125.

In the article modern conceptions about the perfusion of computed tomography (CT) are represented. Justification of the application of this method in oncology is given. The major principles, advantages and disadvantages of using perfusion CT in evaluation of tumors blood supply are given. Figs: 1. Refs: 30 titles.

НОВІ МЕТОДИ В СИСТЕМНОМУ АНАЛІЗІ,
ІНФОРМАЦІЇ ТА ТЕОРІЇ ПРИЙНЯТТЯ РІШЕНЬ

NEW METHODS IN SYSTEM ANALYSIS, COMPUTER
SCIENCE AND THEORY OF DECISION MAKING

УДК 519.866

Оцінювання ймовірності дефолту за кредитними операціями з використанням логістичної регресії та кластерного аналізу / Середній С.С. // Системні дослідження та інформаційні технології. — 2011. — № 1. — С. 126–132.

Запропоновано метод оцінки ймовірності дефолту за кредитними операціями із застосуванням логістичної регресії та кластерного аналізу. Наведено приклад застосування цього методу на реальній вибірці, на якій запропонований метод показав більшу ефективність у порівнянні з методом, що базується лише на логістичній регресії. Рис.: 1. Бібліогр.: 7 назв.

UDC 519.866

Credit operation's probability of default estimation using logistic regression and cluster analysis / Seredniy S.S. // System Research and Information Technologies. — 2011. — № 1. — P. 126–132.

The method of credit operation's probability of default estimation using logistic regression and cluster analysis is suggested. The example of application of this method on real sample, where proposed method was more effective in comparison with method based just on logistic regression is given. Figs: 1. Refs: 7 titles.

УДК 517+354

Сценарний підхід у задачах аналізу складних соціальних систем / Переверза К.В. // Системні дослідження та інформаційні технології. — 2011. — № 1. — С. 133–143.

Вивчено особливості та шляхи застосування сценарного підходу для аналізу складних соціальних систем (таких як країни, міста, компанії, організації). Наведено коротку історію сценарного підходу, дано визначення сценарію, розглянуто типологію сценаріїв та сценарних досліджень, а також подано рекомендації щодо організації та проведення сценарних досліджень. Рис.: 3. Табл.: 1. Бібліогр.: 12 назв.

UDC 517+354

Scenario method for analysis of complex social systems / Pereverza K. // System Research and Information Technologies. — 2011. — № 1. — P. 133–143.

The article describes the possibilities and the ways of application of scenario method for analysis of complex social systems (such as countries, cities, companies, organizations). The short history of scenario method is given. Definitions of scenario, typology and research of scenario, recommendations concerning scenario organization and implementation considered. Figs: 3. Tabl.: 1. Refs: 12 titles.

ВІДОМОСТІ ПРО АВТОРІВ

Алхімова Світлана Миколаївна,

аспірантка кафедри медичної кібернетики та телемедицини Національного технічного університету України «КПІ», Київ

Бачинський Владислав Анатолійович,

інженер 1-ї категорії ПрАТ «МТС Україна», Київ

Бідюк Петро Іванович,

доктор технічних наук, професор Навчально-наукового комплексу «Інститут прикладного системного аналізу» НТУУ «КПІ» МОН та НАН України, Київ

Гюргізова-Гай Вікторія Шалвівна,

кандидат технічних наук, доцент Навчально-наукового комплексу «Інститут прикладного системного аналізу» НТУУ «КПІ» МОН та НАН України, Київ

Говорущенко Тетяна Олександрівна,

кандидат технічних наук, доцент кафедри системного програмування Хмельницького національного університету, Україна, Хмельницьк

Гороховатський Володимир Олексійович,

кандидат технічних наук, доцент кафедри інформатики Харківського національного університету радіоелектроніки, Україна, Харків

Землянський Юрій Романович,

аспірант Національного технічного університету України «КПІ», Київ

Кизима Володимир Іванович,

старший науковий співробітник ОКБ «Шторм» Національного технічного університету України «КПІ», Київ

Кузнєцова Наталія Володимирівна,

аспірантка Національного технічного університету України «КПІ», Київ

Лопатін Олексій Константинович,

професор, доктор фізико-математичних наук, декан факультету комп'ютерних наук Національної академії управління, Україна, Київ

Маслянюк Павло Павлович,

кандидат технічних наук, доцент кафедри прикладної математики Національного технічного університету України «КПІ», Київ

Науменко Ігор Якович,

завідувач відділу ОКБ «Шторм» Національного технічного університету України «КПІ», Київ

Переверза Катерина Володимирівна,

аспірантка Навчально-наукового комплексу «Інститут прикладного системного аналізу» НТУУ «КПІ» МОН та НАН України, Київ

Песчанський Олексій Іванович,

доктор технічних наук, професор кафедри вищої математики Севастопольського національного технічного університету, Україна, Севастополь

Рябушенко Андрій Віталійович,

аспірант Національного технічного університету України «КПІ», Київ

Середній Сергій Сергійович,

аспірант Національного технічного університету України «КПІ», начальник відділу методології та звітності Управління ризиків ПАТ «СБЕРБАНК РОСІЇ», Україна, Київ

Фаттахова Мехрибан Іса кизи,

кандидат технічних наук, доцент, провідний науковий співробітник відділу теорії телетрафіку Інституту Кібернетики НАН Азербайджану, Баку

Яценко Валентин Порфирівич,

доктор медичних наук, професор кафедри медичної кібернетики та телемедицини Національного технічного університету України «КПІ», Київ

ПРАВИЛА ОФОРМЛЕННЯ СТАТЕЙ

для журналу

«СИСТЕМНІ ДОСЛІДЖЕННЯ ТА ІНФОРМАЦІЙНІ ТЕХНОЛОГІЇ»

1. Стаття з анотаціями подається у двох варіантах: **роздрукована** (на папері формату А4 через 1,5 інтервали у двох примірниках, розмір шрифту 12 пт., поля зліва та справа по 3 см) та в **електронному** вигляді.

Назва статті, прізвище та ініціали автора (авторів), а також анотація (від 700 до 1000 символів) подаються українською, російською та англійською мовами.

2. Текст статті набирається в редакторі Microsoft Word 2003 шрифтом Times New Roman із вирівнюванням по ширині.

3. На початку статті вказується індекс УДК, назва статті, ініціали та прізвище автора (авторів).

4. Список літератури подається в порядку посилання після тексту статті.

5. Набір формул здійснюється в редакторі формул «Equations».

6. Символи у формулах (крім особливих випадків) набираються курсивом. Допускаються прямі символи, але їх треба розмітити або включити до списку спеціальних символів.

7. Нумерувати необхідно тільки ті формули (винесені на середину рядків), на які є посилання в тексті.

8. Таблиці та рисунки виконуються в одному стилі, їм надається номер, назва і розташовуються після посилань у тексті. Не слід повторювати в статті підписи до рисунків та таблиць.

9. Стаття разом із таблицями, рисунками і списком літератури має бути не більше 15 сторінок. Оглядові статті обсягом до 25 сторінок приймаються за домовленістю із редколегією.

10. До рукопису додаються відомості про кожного автора: країна, місто, місце роботи, службова посада, вчений ступінь та звання, сфера наукових досліджень, контактні телефони, адреса та e-mail.