

ИНФОРМАЦИОННО- УПРАВЛЯЮЩИЕ СИСТЕМЫ

НАУЧНЫЙ ЖУРНАЛ

2(75)/2015

2(75)/2015

REFEREED EDITION

INFORMATSIONNO- UPRAVLIAYUSHCHIE SISTEMY (INFORMATION AND CONTROL SYSTEMS)

Founder

«Information and Control Systems», Ltd.

PublisherSaint-Petersburg State University
of Aerospace Instrumentation**Editor-in-Chief**M. Sergeev
Dr. Sc., Tech., Professor, St. Petersburg, Russia**Deputy Editor-in-Chief**E. Krouk
Dr. Sc., Tech., Professor, St. Petersburg, Russia**Executive secretary**

O. Muravtsova

Editorial CouncilC. Christodoulou
PhD, Professor, Albuquerque, New Mexico, USA

L. Chubraeva

RAS Corr. Member, Dr. Sc., Tech., Professor, St. Petersburg, Russia

L. Fortuna

PhD, Professor, Catania, Italy

A. Fradkov

Dr. Sc., Tech., Professor, St. Petersburg, Russia

V. Kozlov

Dr. Sc., Tech., Professor, St. Petersburg, Russia

B. Meyer

Dr. Sc., Professor, Zurich, Switzerland

A. Ovodenko

Dr. Sc., Tech., Professor, St. Petersburg, Russia

Y. Podoplyokin

Dr. Sc., Tech., Professor, St. Petersburg, Russia

Yu. Shokin

RAS Academician, Dr. Sc., Phys.-Math., Novosibirsk, Russia

V. Simakov

Dr. Sc., Tech., Professor, Moscow, Russia

V. Vasilev

RAS Corr. Member, Dr. Sc., Tech., Professor, St. Petersburg, Russia

R. Yusupov

RAS Corr. Member, Dr. Sc., Tech., Professor, St. Petersburg, Russia

Editorial Board

V. Anisimov

Dr. Sc., Tech., Professor, St. Petersburg, Russia

B. Bezruchko

Dr. Sc., Phys.-Math., Saratov, Russia

N. Blaunstein

Dr. Sc., Phys.-Math., Professor, Beer-Sheva, Israel

A. Dudin

Dr. Sc., Tech., Professor, Minsk, Belarus

I. Dumer

PhD., Professor, Riverside, USA

V. Khimenko

Dr. Sc., Tech., Professor, St. Petersburg, Russia

G. Maltsev

Dr. Sc., Tech, Professor, St. Petersburg, Russia

Dr. Sc., Tech., Professor, St. Petersburg, Russia

A. Shalyto

Dr. Sc., Tech., Professor, St. Petersburg, Russia

A. Smirnov

Dr. Sc., Tech., Professor, St. Petersburg, Russia

Z. Yuldashev

Dr. Sc., Tech., Professor, St. Petersburg, Russia

A. Zeifman

Dr. Sc., Phys.-Math., Vologda, Russia

Editor: A. Larionova

Proofreader: T. Zvertanovskaia

Design: N. Karavaeva, M. Chernenko

Layout and composition: N. Karavaeva

Contact information

The Editorial and Publishing Center, SUAI

67, B. Morskaia, 190000, St. Petersburg, Russia

Website: <http://i-us.ru/en>, E-mail: ius.spb@gmail.com

Tel.: +7 - 812 494 70 02

THEORETICAL AND APPLIED MATHEMATICS**Balonin N. A., Seberry J., Sergeev M. B.** Three-Level Cretan Matrices
of Order 37 2**Balonin N. A., Sergeev M. B., Hadar O., Seberry J.** Three-Level Cretan
Matrices Constructed via Conference Matrices 4**INFORMATION PROCESSING AND CONTROL****Basov O. O., Karpov A. A.** Analysis of Strategies and Methods for
Multimodal Information Fusion 7**Gorbunov Yu. N.** Stochastic Whitewash of Passive Correlated Interference
for the Optimization of Moving Target Selection Systems 15**Yulin S. S., Palamar I. N.** The Method of Time-Series Classification Based
on Spectral Analysis of Self-Organizing Map 23**INFORMATION AND CONTROL SYSTEMS****Solyonyj S. V., Solenaya O. Ya., Kovalev A. P., Demchenko G. V.**
Algorithms for an Automatic System of Electrical Wiring Monitoring
and Diagnostics 30**Solnitsev R. I., Korshunov G. I., Baranova O. V.** Closed System
for Car Exhaust Emission Neutralization Control 37**Lakhin O. I., Simonova E. V., Skobelev P. O.** Prototype Intelligent
System of Coordinated Decision-Making Support for Small Spacecraft
Design on the Basis of Multi-Agent Technologies 43**SYSTEM AND PROCESS MODELING****Zharinov I. O., Zharinov O. O.** Evaluation of Parameters of the
Mathematical Model of Color Response Performances of LCD-panel 49**Nazarov A. V., Yakimov V. L., Avdeev V. A.** Training Sample Entropy
Maximization Algorithm and its Use in Synthesis of Predictive Models of
Nonlinear Dynamical System Discrete States 57**Durnev R. A., Kotosonova A. S., Galiyllina R. L.** System and Dynamic
Model of Informing the Population about an Accident at a Chemically
Dangerous Object 67**HARDWARE AND SOFTWARE RESOURCES****Tarasov S. V., Burakov V. V.** Context-Dependent N-Gram Method for
Detecting Fuzzy Duplicates in Relational Databases 76**INFORMATION CODING AND TRANSMISSION****Maltsev G. N.** Noise Stability and Information Security of Radio Transfer
with Combined Random Coding 82**INFORMATION CHANNELS AND MEDIUM****Ben-Shimol Y., Kitroser I.** An Efficient Cross-Layer Aware Mapping
of VoIP Calls In Wireless OFDMA System. Part I. Problem description
and channel tracking 90**CONTROL IN SOCIAL AND ECONOMIC SYSTEMS****Lukin V. N., Iashchenko V. V.** A Parametric Bootstrap Method of Chart
Control Limit Computation for Skewed Distributions 98**INFORMATION ABOUT THE AUTHORS**

107

2(75)/2015

РЕЦЕНЗИРУЕМОЕ ИЗДАНИЕ

ИНФОРМАЦИОННО-
УПРАВЛЯЮЩИЕ
СИСТЕМЫУчредитель
ООО «Информационно-управляющие системы»Издатель
Санкт-Петербургский государственный университет
аэрокосмического приборостроенияГлавный редактор
М. Б. Сергеев,
д-р техн. наук, проф., С.-Петербург, РФЗам. главного редактора
Е. А. Крук,
д-р техн. наук, проф., С.-Петербург, РФОтветственный секретарь
О. В. МуравцоваРедакционный совет:
Председатель А. А. Оводенко,
д-р техн. наук, проф., С.-Петербург, РФ
В. Н. Васильев,
чл.-корр. РАН, д-р техн. наук, проф., С.-Петербург, РФ
В. Н. Козлов,
д-р техн. наук, проф., С.-Петербург, РФ
К. Кристофолу,
д-р наук, проф., Альбукерке, Нью-Мексико, США
Б. Мейер,
д-р наук, проф., Цюрих, Швейцария
Ю. Ф. Подоплёкин,
д-р техн. наук, проф., С.-Петербург, РФ
В. В. Симаков,
д-р техн. наук, проф., Москва, РФ
Л. Фортуна,
д-р наук, проф., Катания, Италия
А. Л. Фрадков,
д-р техн. наук, проф., С.-Петербург, РФ
Л. И. Чубраева,
чл.-корр. РАН, д-р техн. наук, С.-Петербург, РФ
Ю. И. Шокин,
акад. РАН, д-р физ.-мат. наук, проф., Новосибирск, РФ
Р. М. Юсупов,
чл.-корр. РАН, д-р техн. наук, проф., С.-Петербург, РФРедакционная коллегия:
В. Г. Анисимов,
д-р техн. наук, проф., С.-Петербург, РФ
Б. П. Безручко,
д-р физ.-мат. наук, проф., Саратов, РФ
Н. Блаунштейн,
д-р физ.-мат. наук, проф., Беэр-Шева, Израиль
А. Н. Дудин,
д-р физ.-мат. наук, проф., Минск, Беларусь
И. И. Думер,
д-р наук, проф., Риверсайд, США
А. И. Зейфман,
д-р физ.-мат. наук, проф., Вологда, РФ
Г. Н. Мальцев,
д-р техн. наук, проф., С.-Петербург, РФ
В. Ф. Мелехин,
д-р техн. наук, проф., С.-Петербург, РФ
А. В. Смирнов,
д-р техн. наук, проф., С.-Петербург, РФ
В. И. Хименко,
д-р техн. наук, проф., С.-Петербург, РФ
А. А. Шальто,
д-р техн. наук, проф., С.-Петербург, РФ
А. П. Шепета,
д-р техн. наук, проф., С.-Петербург, РФ
З. М. Юлдашев,
д-р техн. наук, проф., С.-Петербург, РФРедактор: А. Г. Ларионова
Корректор: Т. В. Звертановская
Дизайн: Н. Н. Караваева, М. Л. Черненко
Компьютерная верстка: Н. Н. КараваеваАдрес редакции: 190000, Санкт-Петербург,
Б. Морская ул., д. 67, ГУАП, РИЦ
Тел.: (812) 494-70-02, e-mail: ius.spb@gmail.com, сайт: http://i-us.ruЖурнал зарегистрирован в Министерстве РФ по делам печати,
телерадиовещания и средств массовых коммуникаций.
Свидетельство о регистрации ПИ № 77-12412 от 19 апреля 2002 г.
Перерегистрирован в Роскомнадзоре.
Свидетельство о регистрации ПИ № ФС77-49181 от 30 марта 2012 г.Журнал входит в «Перечень ведущих рецензируемых научных журналов и изданий,
в которых должны быть опубликованы основные научные результаты диссертации
на соискание ученой степени доктора и кандидата наук».

© Коллектив авторов, 2015

ТЕОРЕТИЧЕСКАЯ И ПРИКЛАДНАЯ МАТЕМАТИКА

Balotin N. A., Seberry J., Sergeev M. B. Three-Level Cretan Matrices of Order 37 2**Balotin N. A., Sergeev M. B., Hadar O., Seberry J.** Three-Level Cretan Matrices Constructed via Conference Matrices 4

ОБРАБОТКА ИНФОРМАЦИИ И УПРАВЛЕНИЕ

Басов О. О., Карпов А. А. Анализ стратегий и методов объединения многомодальной информации 7**Горбунов Ю. Н.** Принцип стохастического обеления пассивных коррелированных помех в задаче оптимизации систем селекции движущихся целей 15**Юлин С. С., Паламарь И. Н.** Метод классификации сигналов на основе спектрального анализа графа кластерного разбиения 23

ИНФОРМАЦИОННО-УПРАВЛЯЮЩИЕ СИСТЕМЫ

Солёный С. В., Солёная О. Я., Ковалёв А. П., Демченко Г. В. Формирование алгоритмов функционирования автоматической системы мониторинга и диагностики электропроводок 30**Сольников Р. И., Коршунов Г. И., Баранова О. В.** Замкнутая система управления нейтрализацией отработавших газов автомобилей 37**Ляхин С. И., Симонова Е. В., Скобелев П. О.** Подход к разработке прототипа интеллектуальной системы поддержки принятия согласованных решений при проектировании малоразмерных космических аппаратов на основе мультиагентных технологий 43

МОДЕЛИРОВАНИЕ СИСТЕМ И ПРОЦЕССОВ

Жаринов И. О., Жаринов О. О. Оценка параметров математической модели цветопередачи жидкокристаллической панели 49**Назаров А. В., Якимов В. Л., Авдеев В. А.** Алгоритм максимизации энтропии обучающей выборки и его использование при синтезе моделей прогноза дискретных состояний нелинейных динамических систем 57**Дурнев Р. А., Котосорова А. С., Галиуллина Р. Л.** Системно-динамическая модель информирования населения при аварии на химически опасном объекте 67

ПРОГРАММНЫЕ И АППАРАТНЫЕ СРЕДСТВА

Тарасов С. В., Бураков В. В. Контекстно зависимый способ поиска нечётких дубликатов в реляционных базах данных 76

КОДИРОВАНИЕ И ПЕРЕДАЧА ИНФОРМАЦИИ

Мальцев Г. Н. Помехоустойчивость и скрытность передачи информации по радиоканалам на основе комбинированного случайного кодирования 82

ИНФОРМАЦИОННЫЕ КАНАЛЫ И СРЕДЫ

Ben-Shimol Y., Kitroser I. An Efficient Cross-Layer Aware Mapping of VoIP Calls in Wireless OFDMA Systems. Part I. Problem description and channel tracking 90

УПРАВЛЕНИЕ В СОЦИАЛЬНО-ЭКОНОМИЧЕСКИХ СИСТЕМАХ

Лукин В. Н., Яценко В. В. Параметрический бутстреп-метод вычисления контрольных пределов карт для асимметрично распределённых данных 98

СВЕДЕНИЯ ОБ АВТОРАХ

107

Сдано в набор 2.03.15. Подписано в печать 22.04.15. Формат 60×84/8.
Бумага офсетная. Гарнитура SchoolBookC. Печать офсетная.
Усл. печ. л. 13. Уч.-изд. л. 16,3. Тираж 1000 экз. Заказ 144.Оригинал-макет изготовлен в редакционно-издательском центре ГУАП.
190000, Санкт-Петербург; Б. Морская ул., 67.Отпечатано с готовых диапозитивов в редакционно-издательском центре ГУАП.
190000, Санкт-Петербург; Б. Морская ул., 67.Журнал распространяется по подписке. Подписку можно оформить
через редакцию, а также в любом отделении связи по каталогу «Роспечать»:
№ 48060 — годовой индекс, № 15385 — полугодовой индекс.

THREE-LEVEL CRETAN MATRICES OF ORDER 37

N. A. Balonin^a, Dr. Sc., Tech., Professor, korbendfs@mail.ru

Jennifer Seberry^b, PhD, Professor of Computer Science, jennifer_seberry@uow.edu.au

M. B. Sergeev^a, Dr. Sc., Tech., Professor, mbse@mail.ru

^aSaint-Petersburg State University of Aerospace Instrumentation, 67, B. Morskaia St., 190000, Saint-Petersburg, Russian Federation

^bSchool of Computer Science and Software Engineering, Faculty of Engineering and Information Science, University of Wollongong, NSW, 2522, Australia

Purpose: This note discusses three-level orthogonal matrices which were first highlighted by J. J. Sylvester. Hadamard matrices, symmetric conference matrices, and weighing matrices are the best known of these matrices with entries from the unit disk. The goal of this note is to develop a theory of such matrices based on preliminary research results. **Methods:** Extreme solutions (using the determinant) have been established by minimization of the maximum of the absolute values of the elements of the matrices followed by their subsequent classification. **Results:** We give a three-level Cretan(37). This is new and the first time such a matrix has been found whose order is other than a 2^k , k is an even integer. The methods given in this note may be used to construct many more Cretan matrices based on regular Hadamard matrices. **Practical relevance:** The over-riding aim is to seek Cretan(n) with absolute or relative (local) maximal determinants as they have many applications in image processing and masking. Web addresses are given for other illustrations and other matrices with similar properties. Algorithms to construct Cretan matrices have been implemented in developing software of the research program-complex.

Keywords – Hadamard Matrices, Regular Hadamard Matrices, Orthogonal Matrices, Cretan Matrices.

AMS Subject Classification: 05B20; 20B20.

Introduction

In this and further papers we use some names, definitions, notation differently than we have in the past [1]. This, we hope, will cause less confusion, bring our nomenclature closer to common usage and conform for mathematical purists. We have chosen the use of the word level, instead of value for the entries of a matrix, to conform to earlier writings. We note that the strict definition of an orthogonal matrix, X , of order n , is that $X^T X = X X^T = \omega I_n$, where I_n is the identity matrix of order n . In this paper we consider $S^T S = S S^T = \omega I_n$ where ω is a constant. We call these orthogonal matrices [2, 3]. We refer to [2, 4, 5] for definitions not given below.

Definitions

Definition 1. A Cretan(n) (CM) matrix, S , is a orthogonal matrix of order n with entries with moduli ≤ 1 , where there must be at least one 1 per row and column. The inner product of a row of CM(n) with itself is the weight ω . $S^T S = S S^T = \omega I_n$. The inner product of distinct rows of CM(n) is zero. A μ -level Cretan(n ; μ ; ω) matrix, CM(n ; μ ; ω), has μ levels or values for its entries.

Cretan(n), or CM(n) orthogonal matrices are studied in [2, 4]. In more general notation these are can be CM(order), CM(order; number of levels = τ), CM(order; number of levels = τ ; occurrences of

levels = $L_1, L_2, \dots, L_\tau$), CM(order; number of levels = τ ; weight = ω), and CM(order; number of levels = τ ; weight; occurrences of levels in whole matrix), etc. etc. etc.

The definition of Cretan is not that each variable occurs some number of times per row and column but $L_1, L_2, \dots, L_\tau$ times in the whole matrix. So we have CM(n ; τ ; ω ; $L_1, L_2, \dots, L_\tau$) so

$$\begin{pmatrix} -0.5 & 1 & 1 \\ 1 & -0.5 & 1 \\ 1 & 1 & -0.5 \end{pmatrix}$$

is a CM(3), a CM(3;2), a CM(3;2;2,1), a CM(3;2;2.25), a CM(3;2;2.25;6,3) depending on which numbers (in brackets) are currently of interest. We call them Cretan matrices because they were first discussed in this generality at a conference in Crete in July, 2014.

The over-riding aim is to seek CM(n) with absolute or relative (local) maximal determinants as they have many applications in image processing and masking [1, 2].

The matrix orthogonality equation $S^T S = S S^T = \omega I_n$, is a set of n^2 scalar equations, giving two kinds of formulae: $g(a, b, s) = \omega$, there are n such equations, and $f(a, b, s) = 0$, there are $n^2 - n$ such equations. We concentrate on two of them: $g(a, b, s) = \omega$, $f(a, b, s) = 0$.

The entries in ωI_n which are on the diagonal, are given by the radius equation $\omega = g(a, b, s)$, they

depend on the choice of a , b , s . At least one of the levels has value 1.

The maximal weight $\omega = n$ arises from Hadamard matrices, and for symmetric conference matrices $\omega = n - 1$. *Orthogonal* matrices can have also irrational values for the weight.

The second equation $f(a, b, s) = 0$ we call the *characteristic equation*, as it allows us to find a formulae for levels $b \leq s \leq a$.

Definition 2. A *regular Hadamard matrix*, H , of order $4t$, has elements plus one and minus one only. It satisfies the *orthogonality equation* $H^T H = H H^T = 4tI$. The sum of the entries in any row or column is $2\sqrt{t}$.

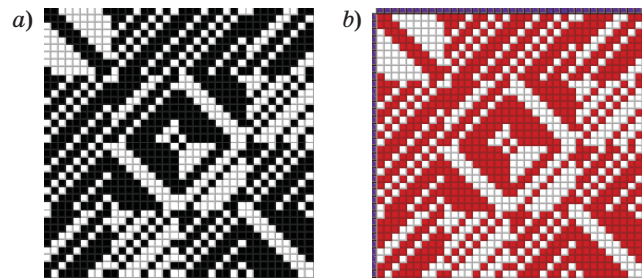
We first note that a computer search undertaken recently in Iran found over 31 million inequivalent regular Hadamard matrices of order 36. We use [5] to give our example, H , for this note.

A new Cretan(37, 3)

Construction. Let $G(a, b)$ be the 36×36 regular Hadamard matrix [5] with more ones than minus ones in each row and column, and then the ones replaced by “ a ” and minus ones replaced by “ $-b$ ”. Let F be the 37×37 matrix

$$F = \begin{pmatrix} a & s & \dots & s \\ s & & & \\ \vdots & & G(a,b) & \\ s & & & \end{pmatrix}.$$

Then if the radius equations are $a^2 + 36s^2 = \omega$, $15a^2 + 21b^2 + s^2 = \omega$; and the characteristic equations are $16a - 21b = 0$, $6a^2 - 18ab + 12b^2 + s^2 = 0$: F is a Cretan(37;3;27.9388;541,756,72) using the definition (Figure, a and b).



■ Orthogonal matrices: the regular Hadamard matrix $H(36)$ (a) and Cretan(37; 3) (b)

In the Figure the white square is for element “ a ”, black and red (core) square is for element “ $-b$ ”, and blue square is for border “ s ”.

Acknowledgements

The authors also wish to sincerely thank Tamara Balonina for converting this paper into printing format. We acknowledge the use of the <http://www.mathscinet.ru> and <http://www.wolframalpha.com> sites for the number and symbol calculations in this paper.

Conclusion

The methods given in this note may be used to construct many more Cretan matrices based on regular Hadamard matrices. The matrices G and F both give completely new Cretan matrices $CM(4t, 2)$ and $CM(4t + 1, 3)$. They will be studied in depth in paper of J. Seberry, in preparation and add new members to the set of Cretan matrices constructed with one core and one border, observed in [2, 3, 6]. This strongly suggests we have discovered a new branch of Cretan matrices.

References

1. Balonin N. A., Mironovsky L. A. Hadamard Matrices of Odd Order. *Informatsionno-upravliaiushchie sistemy* [Information and Control Systems], 2006, no. 3, pp. 46–50 (In Russian).
2. Balonin N. A., Sergeev M. B. Local Maximum Determinant Matrices. *Informatsionno-upravliaiushchie sistemy* [Information and Control Systems], 2014, no. 1(68), pp. 2–15 (In Russian).
3. Balonin N. A., Seberry Jennifer. Remarks on Extremal and Maximum Determinant Matrices with Moduli of Real Entries ≤ 1 . *Informatsionno-upravliaiushchie sistemy* [Information and Control Systems], 2014, no. 5(72), pp. 2–4.
4. Hadamard J. Résolution d’une Question Relative aux Déterminants. *Bulletin des Sciences Mathématiques*, 1893, vol. 17, pp. 240–246 (In French).
5. Seberry Jennifer. Regular Hadamard Matrices of Order 36. Available at: <http://www.uow.edu.au/jennie/matrices/H36/36R.html> (accessed 5 February 2015).
6. Balonin N. A., Seberry Jennifer. Two Level Cretan Matrices Constructed via Singer Difference Sets. *Informatsionno-upravliaiushchie sistemy* [Information and Control Systems], 2014, no. 6(73), pp. 2–5.

THREE-LEVEL CRETAN MATRICES CONSTRUCTED VIA CONFERENCE MATRICES

N. A. Balonin^a, Dr. Sc., Tech., Professor, korbendfs@mail.ru

M. B. Sergeev^a, Dr. Sc., Tech., Professor, mbse@mail.ru

Ofer Hadar^b, PhD, Professor, hadar@cse.bgu.ac.il

Jennifer Seberry^c, PhD, Professor of Computer Science, jennifer_seberry@uow.edu.au

^aSaint-Petersburg State University of Aerospace Instrumentation, 67, B. Morskaya St., 190000, Saint-Petersburg, Russian Federation

^bBen-Gurion University of the Negev, POB 653, 1, Ben Gurion St., Beer Sheva, 74105, Israel

^cCentre for Computer and Information Security Research, School of Computer Science and Software Engineering, EIS, University of Wollongong, NSW 2522, Australia

Purpose: Orthogonal matrices with many applications introduced by J. J. Sylvester have been become famous: Hadamard matrices, symmetric conference matrices, and weighing matrices are the best known of these matrices with entries from the unit disk. The goal of this note is to develop a theory of such orthogonal matrices based on preliminary research results. **Methods:** Extreme solutions (using the determinant) have been established by minimization of the maximum of the absolute values of the elements of the matrices followed by their subsequent classification. **Results:** We show that if $\mathbf{S}$ is a core of a symmetric conference weighing matrix, then there exists a three-level orthogonal matrix, $\mathbf{X}$. We apply this result to the three-level matrices given by Paley using Legendre symbols to give a new infinite family of Cretan orthogonal matrices. An algorithmic optimization procedure is known which raises the value of the determinant. Our example is for Cretan matrices upto, say four decimal places (but could be made more). **Practical relevance:** The over-riding aim is to seek Cretan matrices as they have many applications in image processing (compression, masking) to statisticians undertaking medical or agricultural research, and to obtain lossless circuits for telecommunications conference networking. Web addresses are given for other illustrations and other matrices with similar properties. Algorithms to construct Cretan matrices have been implemented in developing software of the research program-complex.

Keywords — Hadamard Matrices, Cretan Matrices, Conference Weighing Matrices, Orthogonal Matrices, Legendre Symbols.

AMS Subject Classification: 05B20; 20B20.

Introduction

A *Cretan*(n) matrix, (CM), is a orthogonal matrix of order n with moduli of entries ≤ 1 , where there must be at least one 1 per row and column. The inner product of a row of $CM(n)$ with itself is the weight ω . The inner product of distinct rows of $CM(n)$ is zero. An τ -level *Cretan*(n ; τ ; ω) matrix, $CM(n$; τ ; ω), has τ levels or values for its entries.

The definition of Cretan is not that each variable occurs same number of times per row and column but $L_1, L_2, \dots, L_\tau$ times in the whole matrix. So we have $CM(n$; τ ; ω ; $L_1, L_2, \dots, L_\tau$) so

$$\begin{pmatrix} -0.5 & 1 & 1 \\ 1 & -0.5 & 1 \\ 1 & 1 & -0.5 \end{pmatrix}$$

is a $CM(3)$, a $CM(3;2)$, a $CM(3;2;2,1)$, a $CM(3;2;2.25)$, a $CM(3;2;2.25;6,3)$ depending on which numbers (in brackets) are currently of interest. We call them Cretan matrices because they were first discussed in this generality at a conference in Crete in July, 2014.

The over-riding aim is to seek $CM(n)$ with maximal determinants as they have many applications

in image processing (compression, masking) to statisticians undertaking medical or agricultural research, and to obtain lossless circuits for telecommunications conference networking.

Definitions

This paper studies the construction of some Cretan matrices [1–3] with three levels constructed via weighing matrices

Definition 1. A *weighing matrix*, $\mathbf{W}$, of order n is an $n \times n$ matrix with elements 0, 1, -1 , such that $\mathbf{W}^T \mathbf{W} = \mathbf{W} \mathbf{W}^T = \omega \mathbf{I}_n$ where $\mathbf{I}_n$ is the identity matrix, ω is the weight.

Weighing matrices of order $2n$, n odd, are conjectured to exist for all $\mathbf{W}(2n; \omega)$ where ω is the sum of two squares [4]. A $\mathbf{W}(2n; 2n-1)$, for which $2n-1$ must be the sum of two squares is called a conference matrix or sometimes a Belevitch matrix [5].

A normalized conference matrix has zero diagonal and otherwise first row and column = 1. The most famous of these are from the Paley construction for $2n-1$ a prime power congruent to 1 modulo 4 [6]. Many other normalized conference matrices are known. For additional details see the books and surveys in the bibliography, for example, [5, 7].

Definition 2. The values of the entries of a matrix are called *levels* [1, 2].

There is a trivial one-level matrix for every order n ; it is the zero matrix of order n .

Hadamard matrices [5, 8, 9] are two-level matrices; symmetric conference matrices [7] and weighing matrices [4] are three-level matrices.

Example 1. For $n = 4t - 2 = 10$, we have a three-level symmetric conference matrix (Fig. 1).

Orthogonal matrices with maximal determinant of odd orders have been discovered with a larger number of levels [1].

We will denote the level/values of two-level matrices as $a, -b$; for positive $0 \leq b \leq a = 1$.

Definition 3. A real square matrix $\mathbf{X}$ of order n is called *orthogonal* if it satisfies $\mathbf{X}^T \mathbf{X} = \mathbf{X} \mathbf{X}^T = \omega \mathbf{I}_n$, where $\mathbf{I}_n$ is the $n \times n$ identity matrix, and ω is a constant real number.

In this and future work we will only use orthogonal to refer to matrices with moduli of real elements ≤ 1 [2], where at least one entry in each row and column must be 1.

Hadamard matrices [5], symmetric conference matrices [7], and weighing matrices [4] are the best known of these matrices with entries from the unit disk [2, 8].

Definition 4. A *Cretan matrix*, $\mathbf{S}$, order n , is an orthogonal matrix which has indeterminate entries, $x_1, x_2, x_3, x_4, \dots, x_\tau$. It is said to have τ levels.

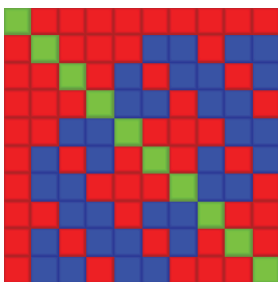
The $\mathbf{S}^T \mathbf{S} = \mathbf{S} \mathbf{S}^T$ have diagonal entries the weight $\omega(n)$ and off diagonal entries 0.

CM-matrices can be defined by a function $\omega(n)$ or functions $x_1(n), x_2(n), x_3(n), x_4(n), \dots, x_\tau(n)$. We write $CM(n; x_1(n), x_2(n), x_3(n), x_4(n), \dots, x_\tau(n); \omega(n); \text{determinant})$ as shorthand.

Notation: When the variable (indeterminate) entries, $x_1, x_2, x_3, \dots, x_\tau$ occur $s_1, s_2, s_3, \dots, s_\tau$ times in each row and column, we write $CM(n; s_1, s_2, s_3, \dots, s_\tau; x_1(n), x_2(n), x_3(n), \dots, x_\tau(n); \omega(n); \text{determinant})$ as shorthand.

Review and questions of existence are discussed in [2, 3, 10, 11].

Balonin N. and Sergeev M. [3] and Sergeev A. [12] conjectured that the resolution of the question



■ **Fig. 1.** Symmetric conference matrix of order 10 (entries 1 and -1 given as red and blue squares, level 0 given by green squares)

of the existence of orthogonal matrices and their generalizations discussed here depends on the order:

— for $n = 4t$, t an integer, at least 2 levels, $a, -b, a = b$, are needed;

— for $n = 4t - 1$, at least 2 levels, $a = 1, -b, b < a$, are needed;

— for $n = 4t - 2$, at least 2 levels, $a = 1, -b, b < a$, are needed for a two blocks construction;

— for $n = 4t - 3$, at least 3 levels, $a = 1, -b, c, b < a, c < a$, are needed.

Normalized Weighing Matrix Core Construction

We now use Paley's famous Legendre symbol construction [6] for $(0, 1, -1)$ orthogonal matrices of order p congruent 1 modulo 4 ($p = 4t - 3$), for prime powers p , to obtain three-level Cretan matrix.

Suppose there exists a normalized conference matrix, $\mathbf{C}$, of order $4t - 2$, that is a $\mathbf{W}(4t - 2; 4t - 3)$. Then $\mathbf{C}$ may be written as

$$\mathbf{C} = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 1 & \dots & 1 \\ 1 & & & & \\ 1 & & \mathbf{S} & & \\ \vdots & & & & \\ 1 & & & & \end{pmatrix}.$$

Removing the first row and column, this gives the core of the conference matrix, and replacing the ones of $\mathbf{S}$ by $a, a = 1$, the -1 s of $\mathbf{S}$ by $-b$, and the zeros of $\mathbf{S}$ by c gives a three-level $CM(4t - 3; a = 1; -b; c)$ satisfying equation $\mathbf{S}^T \mathbf{S} = \mathbf{S} \mathbf{S}^T = \omega \mathbf{I}_{4t-3}$.

The matrix orthogonality equation $\mathbf{S}^T \mathbf{S} = \mathbf{S} \mathbf{S}^T = \omega \mathbf{I}_n$, is a set of n^2 scalar equations, giving two kinds of formulae: $g(a, b, c) = \omega$, there are n such equations, and $f(a, b, c) = 0$, there are $n^2 - n$ such equations. We concentrate on two of them: $g(a, b, c) = \omega, f(a, b, c) = 0$.

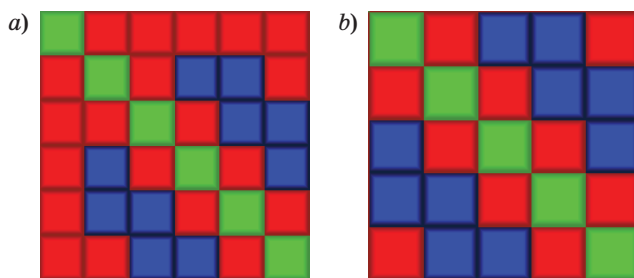
The entries in $\omega \mathbf{I}_n$ which are on the diagonal, are given by the *radius equation* $\omega = g(a, b, c)$, they depend on the choice of a, b, c . If $a = 1$, then $\omega \leq n$.

The maximal weight $\omega = n$ arises from Hadamard matrices and symmetric conference matrices which have $\omega = n - 1$. Cretan matrices can have also irrational values for the weight.

The second equation $f(a, b, c) = 0$ (or equations, the same type) we name the *characteristic equation*, as it allows us to find a formulae for level $b, c; c \leq b \leq a$.

Level $a = 1$ is pre-determined for all Cretan matrices.

Three-level orthogonal matrices $CM(n = 4t - 3; a = 1; -b; c); -b = 2c - 1; c = \frac{1}{1 + \sqrt{n}}$ are based on cores of symmetric conference matrices with non-zero diagonal elements c .



■ **Fig. 2.** Orthogonal matrices: *a* — the conference matrix of order 6 (entries 1 and -1 given as red and blue squares, zero level given by green squares); *b* — the Cretan matrix of order 5 (entries $a = 1$ and $-b$ given as red and blue squares, level c given by green squares)

Example 2. For $n = 4t - 3 = 5$, at least 3 levels, $a = 1$, $-b$, c , $b < a$, $c < a$, are needed. The radius equation is $2a^2 + 2b^2 + c^2 = \omega$; the characteristic equations are $b^2 + 2ac - 2ab = 0$ and $a^2 - 2bc - 2ab = 0$.

The normalized conference matrix (Fig. 2, *a*), has a symmetric one circulant core giving three-level Cretan matrix (Fig. 2, *b*), $a = 1$, level $c = 1$ is incompatible, due characteristic equations, with bound $b \leq 1$, the possible $c = \frac{1}{1+\sqrt{5}} < 1$ gives solution $-b = 2c - 1 = \frac{1-\sqrt{5}}{1+\sqrt{5}}$ with $\omega = 2a^2 + 2b^2 + c^2 = \left(\frac{5}{1+\sqrt{5}}\right)^2 = 2.3873$.

References

1. Balonin N. A., Mironovsky L. A. Hadamard Matrices of Odd Order. *Informatsionno-upravliaiushchie sistemy* [Information and Control Systems], 2006, no. 3, pp. 46–50 (In Russian).
2. Balonin N. A., Seberry Jennifer. Remarks on Extremal and Maximum Determinant Matrices with Moduli of Real Entries ≤ 1 . *Informatsionno-upravliaiushchie sistemy* [Information and Control Systems], 2014, no. 5(72), pp. 2–4.
3. Balonin N. A., Sergeev M. B. Quasi-Orthogonal Local Maximum Determinant Matrices. *Applied Mathematical Sciences*, 2015, vol. 9, no. 6, pp. 285–293. doi:10.12988/ams.2015.4111000
4. Wallis (Seberry), Jennifer. Orthogonal $(0,1,-1)$ Matrices. *Proc. of First Australian Conference on Combinatorial Mathematics*, TUNRA, Newcastle, 1972, pp. 61–84. Available at: <http://www.uow.edu.au/> (accessed 16 February 2015).
5. Seberry Jennifer, Yamada M. Hadamard Matrices, Sequences, and Block Designs. *Contemporary Design Theory: A Collection of Surveys*. J. H. Dinitz and D. R. Stinson eds. John Wiley and Sons, Inc., 1992, pp. 431–560.
6. Paley, R. E. A. C. On Orthogonal Matrices. *J. Math. Phys.*, 1933, no. 12, pp. 311–320.
7. Balonin N. A., Seberry Jennifer. A Review and New Symmetric Conference Matrices. *Informatsionno-upravliaiushchie sistemy* [Information and Control Systems], 2014, no. 4(71), pp. 2–7.
8. Hadamard J. Résolution d'une Question Relative aux Déterminants. *Bulletin des Sciences Mathématiques*, 1893, vol. 17, pp. 240–246 (In French).
9. Seberry Jennifer. *Regular Hadamard Matrices of Order 36*. Available at: <http://www.uow.edu.au/jennie/matrices/H36/36R.html> (accessed 16 February 2015).
10. Balonin N. A. Existence of Mersenne Matrices of 11th and 19th Orders. *Informatsionno-upravliaiushchie sistemy* [Information and Control Systems], 2013, no. 2, pp. 89–90 (In Russian).
11. Balonin N. A., Sergeev M. B. On the Issue of Existence of Hadamard and Mersenne Matrices. *Informatsionno-upravliaiushchie sistemy* [Information and Control Systems], 2013, no. 5(66), pp. 2–8 (In Russian).
12. Sergeev A. M. The Generalized Matrices of Mersenne and Balonin's Conjecture. *Automatic Control and Computer Sciences*, 2014, no. 4, pp. 35–43. doi:10.3103/S0146411614040063

So we have $CM \left(n = 5; 2, 2, 1; a = 1, -b, c; a = 1, -b = 2c - 1; c = \frac{1}{1+\sqrt{5}}; \omega = \left(\frac{5}{\sqrt{5}+1} \right)^2; \det = 8.8057 \right)$.

Acknowledgements

The authors wish to sincerely thank Tamara Balonina for converting this paper into printing format. We acknowledge the use of the <http://www.mathscinet.ru> and <http://www.wolframalpha.com> sites for the number and symbol calculations in this paper.

Conclusion

This paper gives the set of basic definitions used in all works of this area tied with questions of Cretan matrices (orthogonal matrices) usage. It helps us work in a new area with well defined statements. Importantly there is an optimization procedure to raise determinant of the computer generated matrix. Our example is a "computationally-Cretan" matrix, but not "theoretically-Cretan", it is a Cretan matrix if we allow round-off errors to be sufficiently small. This is important because it highlights the difference between an engineering solution, where some tolerance is permitted, and the theoretical solution, which must be exact.

АНАЛИЗ СТРАТЕГИЙ И МЕТОДОВ ОБЪЕДИНЕНИЯ МНОГОМОДАЛЬНОЙ ИНФОРМАЦИИ

О. О. Басов^а, канд. техн. наук, докторант

А. А. Карпов^б, доктор техн. наук, доцент

^аАкадемия Федеральной службы охраны Российской Федерации, Орел, РФ

^бСанкт-Петербургский институт информатики и автоматизации РАН, Санкт-Петербург, РФ

Постановка проблемы: в области искусственного интеллекта при проектировании многомодальных инфокоммуникационных систем и человеко-машинных интерфейсов крайне актуальны вопросы объединения разнородной информации (текстовой, акустической, визуальной и иных типов), поступающей как от пользователей, так и к ним по различным входным и выходным каналам коммуникации. Основная проблема при разработке и использовании многомодальных инфокоммуникационных систем заключается в том, что для них необходимы эффективные и надежные методы и технологии автоматического распознавания сигналов от каждой модальности, а также многомодального объединения информации и принятия решений. **Цель:** аналитический обзор научных методологических основ построения интеллектуальных инфокоммуникационных систем, опирающихся на многомодальные человеко-машинные интерфейсы. **Результаты:** представлен широкий спектр современной научно-технической литературы, описывающей результаты мировых научных исследований по данной теме за последнее десятилетие. Комплексный анализ существующих стратегий и математических методов обработки и интеграции многомодальной информации (на основе раннего, позднего и гибридного подходов к объединению), учета взаимной корреляции и синхронизации модальностей показал, что для большинства прикладных задач разработаны адекватные и эффективные способы объединения и разделения модальностей, которые должны грамотно применяться на этапе проектирования интеллектуальных систем.

Ключевые слова — инфокоммуникационная система, многомодальные интерфейсы, объединение и синхронизация модальностей, взаимная корреляция.

Введение

Анализ структуры межличностной коммуникации и ее сопоставление с существующими и перспективными инфокоммуникационными системами позволяют выделить два общепризнанных подхода к представлению информации в таких системах. Первый из них, основанный на разделении передаваемой информации на услуги, часто применяется в существующих средствах телекоммуникации, однако не обеспечивает требуемой эффективности общения и, по большому счету, не имеет дальнейшего развития. Второй подход, реализующий многомодальное (полимодальное) представление информации, нашел широкое применение в информационных технологиях и, имея достаточное неплохие результаты от их применения, создал предпосылки к построению инфокоммуникационных систем на основе многомодальных пользовательских интерфейсов [1].

Основная проблема при их разработке связана с тем, что использование многомодального взаимодействия (*multimodal interaction*) человека с компьютером требует надежных методов распознавания сигналов от каждой модальности (канала передачи информации), а также эффективных способов объединения информации (*information fusion*) и принятия решений. Указанные обстоятельства обуславливают необходимость анализа стратегий и методов объединения входных и выходных потоков информации.

Стратегии объединения модальностей

Объединение многомодальной информации — это процесс, с помощью которого информация от различных информационных каналов интегрируется в единое представление. Объединение информации может происходить на различных уровнях ее представления и с использованием различных фундаментальных стратегий (рис. 1):

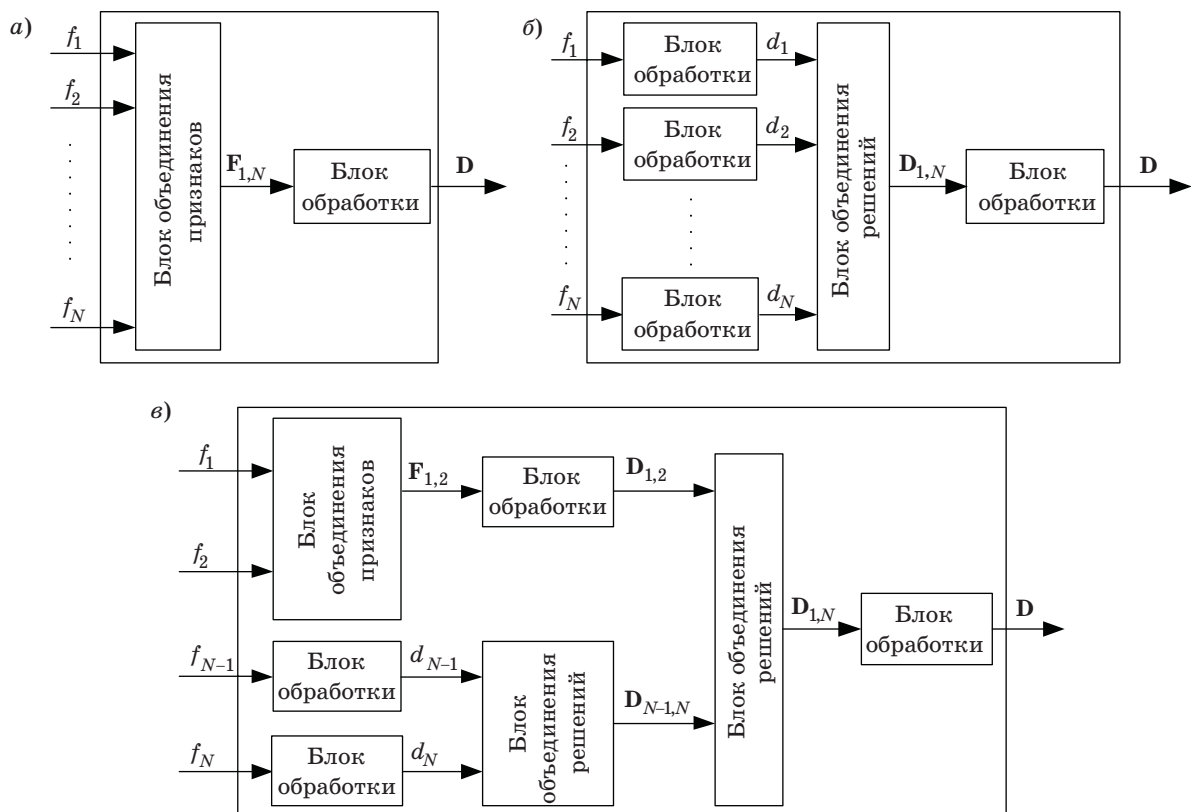
1) на уровне признакового описания (*feature level*), называемом «ранним объединением» (*early fusion*);

2) на (семантическом) уровне принятия решений (*decision level*), называемом «поздним объединением» (*late fusion*);

3) с использованием гибридного подхода (*hybrid approach*) [2].

В стратегии раннего объединения информативные признаки $f_1, \dots, f_N$ извлекаются из сигналов входных модальностей, интегрируются в векторе $\mathbf{F}_{1,N}$ и подаются в блок обработки, который формирует итоговое решение $\mathbf{D}$. Примером применения данной стратегии является задача поиска лица на изображении, в которой в качестве признаков используются цвет кожи и параметры характерных точек лица, а блок обработки представляет собой детектор лица.

При позднем объединении блоки обработки формируют локальные решения $d_1, \dots, d_N$ на основе соответствующих признаков $f_1, \dots, f_N$. Локальные решения объединяются в вектор $\mathbf{D}_{1,N}$, на основе



■ Рис. 1. Стратегии объединения многомодальной информации: а — раннее; б — позднее; в — гибридное объединение

которого принимается итоговое решение D относительно решаемой задачи или выдвинутой гипотезы распознавания. Такой подход оправдывает себя при использовании методов анализа сигналов отдельных модальностей, например скрытых марковских моделей для аудиосигналов и метода опорных векторов для изображений, обеспечивая большую, чем при раннем объединении, гибкость обработки.

Стратегия гибридного объединения позволяет использовать достоинства обоих перечисленных выше подходов и также решать различные проблемы распознавания многомодальной информации.

Методы объединения многомодальной информации

Выбор стратегии объединения осуществляется в зависимости от требуемых функций многомодального человеко-машинного интерфейса, ограничений на способы ввода со стороны пользователя, а также предпочтительных способов объединения (рис. 2).

Методы многомодального объединения, основанные на правилах (*rule-based methods*), включают ряд основных норм комплексирования информации [3]. Линейное взвешенное объеди-



■ Рис. 2. Классификация методов объединения модальностей

нение при ранней стратегии используется для обнаружения людей на изображении [4] и распознавания лиц [5], при стратегии позднего объединения — для распознавания диктора [6] и речи [7] с использованием акустического канала коммуникации, а также восстановления подвижных

изображений по информации от текстового, акустического и визуального коммуникативных каналов [8]. Мажоритарное правило применено [9] для идентификации человека по информации от акустического и визуального каналов. Предложены методы позднего объединения текстового (ключевые слова) и визуального (цвет) коммуникативных каналов для индексирования спортивного видео [10], а также акустической (речь) и визуальной (2D- и 3D-жесты) информации для человеко-машинного взаимодействия [11].

Вторая группа методов объединения (см. рис. 2), основанных на классификации (*classification-based methods*), включает в себя ряд соответствующих технологий, используемых для соотнесения наблюдаемой многомодальной информации к предопределенным классам.

Метод опорных векторов (SVM) при позднем объединении информации текстового, акустического и визуального коммуникативных каналов применяется для определения семантики сообщения [12, 13], а текстового, визуального и тактильного — для биометрической верификации личности [14, 15]. Его использование при гибридном объединении информации акустического и визуального (цвет, размер, яркость, контраст) каналов коммуникации позволило системам анализировать мультимедиа [16] и классифицировать изображения [17], а также выполнять семантическую индексацию видео на основе текстовой и визуальной информации [18].

Байесовский вывод использован для распознавания речи при раннем [19] и позднем объединении [20] аудио и визуальных признаков, а также при гибридном объединении текстового, акустического и визуального каналов коммуникации для анализа спортивного видео [21]. Информация от акустического (коэффициенты линейного предсказания) и визуального (расположение и площадь объектов) каналов объединяется и для распознавания событий при наблюдении [22].

Применение теории Демпстера — Шафера при раннем [23] и гибридном [24] объединении визуальных признаков позволяет сегментировать изображения, а при позднем объединении информации акустического и визуального каналов коммуникации — классифицировать видео [25] и отпечатки пальцев [26], осуществлять человеко-машинное взаимодействие [27].

Динамические байесовские сети нашли широкое применение при раннем объединении акустических и визуальных признаков в задачах классификации кадров на видео [28], автоматического распознавания речи [29], локализации говорящего [30], сегментации новостного видео [31], биометрической верификации личности [32], ло-

кализации говорящего и слежения за объектами [33], классификации спортивного видео [34]. При позднем объединении визуальных признаков и параметров сенсоров (камер) динамические байесовские сети позволяют аннотировать фотографии [35] и отслеживать людей на изображениях [36]. Их применение при гибридном объединении информации текстового, акустического и визуального каналов коммуникации позволяет рублицировать видео [37].

Раннее объединение информации акустического и визуального коммуникативных каналов с использованием искусственных нейронных сетей позволяет локализовать говорящего [38] и отслеживать людей на изображениях [33]. Позднее объединение визуальных и тактильных признаков, а также параметров загрузки центрального процессора и сети на их основе позволяет осуществить мониторинг активности пользователя [39]. Гибридное объединение визуальной информации на основе искусственных нейронных сетей используется и при распознавании изображений [40].

Модель максимальной энтропии при раннем объединении информации текстового и визуального каналов коммуникации используется для индексации изображений [41].

Методы объединения информации третьей группы (см. рис. 2), основанные на количественных оценках (*estimation-based methods*), главным образом используются для отслеживания положения движущихся объектов (например, людей) на основе многомодальной информации. Так, например, фильтр Калмана и его модификации, а также фракционный фильтр на основе раннего и позднего объединения акустической и визуальной информации используются для определения положения [42, 43], отслеживания движений человека (объектов) [44, 45] и локализации дикторов [46, 47].

Анализ представленных методов многомодального объединения информации позволяет сделать следующие выводы:

- в настоящее время наибольшую распространенность среди методов объединения многомодальной информации получили метод опорных векторов и динамические байесовские сети;
- проанализированные методы чаще всего используются на уровне объединения векторов признаков (раннее объединение);
- самым вычислительно сложным методом являются динамические байесовские сети, наиболее простым — метод линейного взвешенного объединения;
- наиболее подходящими для решения проблем временных задержек и синхронизации модальностей различной природы являются специальные методы, основанные на пользовательских правилах.

Учет взаимной корреляции и синхронизация входных модальностей

Важную роль при объединении различных модальностей играет корреляция между ними, которая может определяться на различных уровнях объединения с использованием соответствующих методов. Так, в стратегии раннего объединения с применением:

- коэффициента корреляции решены задачи классификации видеок кадров [48], распознавания речи [49], слежения за объектом [50], распознавания «говорящего» лица [51], стохастического кодирования видео и речевой информации [52];

- полного количества информации решены задачи распознавания речи [53], локализации говорящего [54] и слежения за диктором [55];

- латентного семантического анализа решены задачи распознавания «говорящего» лица [51] и биометрической аутентификации личности [56];

- канонического корреляционного анализа решены задачи биометрической аутентификации [56], распознавания «говорящего» лица [57] и верификации «говорящего» лица [58];

- кроссмодального факторного анализа осуществлен анализ мультимедийной виртуальной «говорящей головы» [59].

На базе стратегии позднего объединения решена задача распознавания событий при наблюдении с использованием коэффициента согласия [22] и анализа причинных связей [60].

При этом не только наличие корреляционных связей между отдельными модальностями, но и их независимость, в отдельных случаях, позволяет достичь лучших решений. Сигналы различных модальностей обычно фиксируются в различных форматах и с различной скоростью, в связи с чем возникает необходимость их синхронизации. При синхронизации на уровне признаков происходит объединение признаков, полученных в течение некоторого периода времени от разнородных, но сильно связанных и коррелированных по времени модальностей. Синхронизация на уровне принятия решения нуждается в определении некоторых временных меток, в которых решения будут объединяться. Таким образом, на обоих уровнях объединения модальностей проблема синхронизации возникает в различных формах.

Определение минимального времени синхронизации модальностей для различных приложений также остается актуальной задачей исследований в области построения многомодальных интерфейсов и систем, что подтверждается результатами и публикациями по данной проблематике [11, 15, 22, 30, 53, 61].

Заключение

Анализ разрабатываемых стратегий и методов объединения входных модальностей и результатов их применения позволяет утверждать, что большинство проводимых в мире исследований посвящено решению задач объединения модальностей, представленных в виде текстовой, аудио- (речь) и видеоинформации (2D и 3D). Применение правильных методов объединения информации при синтезе новых инфокоммуникационных систем на основе многомодальных интерфейсов обеспечит реализацию перцептивной стороны общения (познание друг друга партнерами по общению), а их дальнейшая интеллектуализация позволит приблизить инфокоммуникационное человеко-машинное взаимодействие к традиционному межличностному общению. Препятствиями этому служат нерешенные пока проблемы:

- 1) синхронизация отдельных модальностей в различных инфокоммуникационных приложениях;

- 2) динамическое определение оптимальных весовых коэффициентов различных модальностей;

- 3) моделирование и формализация процесса включения контекста при объединении многомодальной информации;

- 4) учет кроссмодальной корреляции при объединении информации на уровне принятия решений;

- 5) поиск более совершенных методов распознавания по каждой модальности;

- 6) оптимальный выбор методов объединения модальностей, учитывающий изменяющийся контекст, состояние и предпочтения пользователя, условия окружающей среды.

Для преодоления этих проблем требуется разработка строгой, но конструктивной теории, которая может стать научно-технологической основой для различных методов объединения и разделения многомодальной информации, позволяющих с единых методологических позиций оценивать существующее положение дел в предметной области и исследовать предлагаемые системотехнические решения по построению распределенных полимодальных инфокоммуникационных систем.

Данное исследование проводится при частичной финансовой поддержке Российского фонда фундаментальных исследований (проект № 15-07-04415) и Совета по грантам Президента РФ (грант № МД-3035.2015.8).

Литература

1. Басов О. О., Сайтов И. А. Основные каналы межличностной коммуникации и их проекция на инфокоммуникационные системы // Тр. СПИИРАН. 2013. Вып. 30. С. 122–140.
2. Atrey P. K., Hossain M. A., Kankanhalli M. S. Multimodal Fusion for Multimedia Analysis: a Survey // *Multimedia Systems*. 2010. Vol. 16. Iss. 6. P. 345–379.
3. Snoek C. G. M., Worring M., Smeulders A. W. M. Early Versus Late Fusion in Semantic Video Analysis // *Proc. ACM Intern. Conf. on Multimedia*, Singapore, 2005. P. 399–402.
4. Yang M. T., Wang S. C., Lin Y. Y. A Multimodal Fusion System for People Detection and Tracking // *Intern. Journal of Imaging Systems and Technology*. 2005. N 15. P. 131–142.
5. Kankanhalli M. S., Wang J., Jain R. Experiential Sampling in Multimedia Systems // *IEEE Transactions on Multimedia*. 2006. N 5(8). P. 937–946.
6. Neti C., et al. Joint Processing of Audio and Visual Information for Multimedia Indexing and Human-Computer Interaction // *Proc. Intern. Conf. RIAO*, France, 2000. P. 294–301.
7. Карпов А. А. Реализация автоматической системы многомодального распознавания речи по аудио- и видеoinформации // *Автоматика и Телемеханика*. 2014. Т. 75. № 12. С. 125–138.
8. McDonald K., Smeaton A. F. A Comparison of Score, Rank and Probability-Based Fusion Methods for Video Shot Retrieval // *Proc. Intern. Conf. on Image and Video Retrieval*, Singapore, 2005. P. 61–70.
9. Radova V., Psutka J. An Approach to Speaker Identification Using Multiple Classifiers // *Proc. IEEE Intern. Conf. ICASSP*, Munich, Germany, 1997. P. 1135–1138.
10. Babaguchi N., Kawai Y., Kitahashi T. Event Based Indexing of Broadcasted Sports Video by Intermodal Collaboration // *IEEE Transactions on Multimedia*. 2002. Vol. 4. P. 68–75.
11. Holzapfel H., Nickel K., Stiefelhagen R. Implementation and Evaluation of a Constraint-Based Multimodal Fusion System for Speech and 3d Pointing Gestures // *Proc. ACM Intern. Conf. on Multimodal Interfaces*, USA, 2004. P. 175–182.
12. Adams W., et al. Semantic Indexing of Multimedia Content Using Visual, Audio, and Text Cues // *EURASIP Journal on Applied Signal Processing*. 2003. N 2. P. 170–185.
13. Wu K., Lin C. K., Chang E., Smith J. R. Multimodal Information Fusion for Video Concept Detection // *Proc. IEEE Intern. Conf. on Image Processing*, Singapore, 2004. P. 2391–2394.
14. Aguilar J. F., Garcia J. O., Romero D. G., Rodriguez J. G. A Comparative Evaluation of Fusion Strategies for Multimodal Biometric Verification // *Proc. Intern. Conf. on Video-Based Biometric Person Authentication AVBPA*, Guildford, UK, 2003. P. 830–837.
15. Bredin H., Chollet G. Audio-visual Speech Synchrony Measure for Talking-Face Identity Verification // *Proc. IEEE Intern. Conf. on Acoustics, Speech and Signal Processing*, Paris, France, 2007. Vol. 2. P. 233–236.
16. Wu Y., Chang E. Y., Chang K. C. C., Smith J. R. Optimal Multimodal Fusion for Multimedia Data Analysis // *Proc. ACM Intern. Conf. on Multimedia*, N. Y., USA, 2004. P. 572–579.
17. Zhu Q., Yeh M. C., Cheng K. T. Multimodal Fusion Using Learned Text Concepts for Image Categorization // *Proc. ACM Intern. Conf. on Multimedia*, S. Barbara, USA, 2006. P. 211–220.
18. Ayache S., Quénot G., Gensel J. Classifier Fusion for SVM-based Multimedia Semantic Indexing // *Proc. 29th European Conf. on Information Retrieval Research*, Rome, Italy, 2007. P. 494–504.
19. Pitsikalis V., Katsamanis A., Papandreou G., Maragos P. Adaptive Multimodal Fusion by Uncertainty Compensation // *Proc. 9th Intern. Conf. Interspeech-2006*, Pittsburgh, USA, 2006. P. 17–21.
20. Meyer G., Mulligan J., Wuerger S. Continuous Audio-visual Digit Recognition Using N-best Decision Fusion // *Information Fusion*. 2004. Vol. 5(2). P. 91–101.
21. Xu H., Chua T. S. Fusion of AV Features and External Information Sources for Event Detection in Team Sports Video // *ACM Transactions on Multimedia Computing Communications and Applications*. 2006. Vol. 2(1). P. 44–67.
22. Atrey P. K., Kankanhalli M. S., Jain R. Information Assimilation Framework for Event Detection in Multimedia Surveillance Systems // *ACM/Springer Multimedia Systems Journal*. 2006. Vol. 12(3). P. 239–253.
23. Mena J. B., Malpica J. Color Image Segmentation Using the Dempster–Shafer Theory of Evidence for the Fusion of Texture // *Intern. Archives of Photogrammetry, Remote Sensing and Spatial Information Sciences*. 2003. Vol. XXXIV. Part 3/W8. P. 139–144.
24. Bendjebbour A., et al. Multisensor Image Segmentation Using Dempster–Shafer Fusion in Markov Fields Context // *IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing*. 2001. Vol. 39(8). P. 1789–1798.
25. Guirounet M., Pellerin D., Rombaut M. Video Classification Based on Low-Level Feature Fusion Model // *Proc. 13th European Signal Processing Conf. EUSIPCO-2005*, Antalya, Turkey, 2005. www.eurasip.org/Proceedings/Eusipco/Eusipco2005/deferent/papers/cr1344.pdf (дата обращения: 30.09.2014).
26. Singh R., Vatsa M., Noore A., Singh S. K. Dempster–Shafer Theory Based Finger Print Classifier Fusion with Update Rule to Minimize Training Time // *IEICE Electronics Express*. 2006. Vol. 3(20). P. 429–435.
27. Reddy B. S. Evidential Reasoning for Multimodal Fusion in Human Computer Interaction: Master of Science Thesis. — University of Waterloo, Canada. 2007. — 84 p.
28. Wang Y., Liu Z., Huang J. C. Multimedia Content Analysis: Using Both Audio and Visual Clues // *IEEE Signal Processing Magazine*. 2000. Vol. 17. Iss. 6. P. 12–36.

29. Nefian A. V., Liang L., Pi X., Liu X., Murphey K. Dynamic Bayesian Networks for Audio-visual Speech Recognition // *EURASIP Journal on Advances in Signal Processing*. 2002. N 11. P. 1–15.
30. Nock H. J., Iyengar G., Neti C. Speaker Localisation Using Audio-visual Synchrony: an Empirical Study // *Proc. Intern. Conf. on Image and Video Retrieval, Urbana-Champaign, USA*, 2003. P. 468–477.
31. Chaisorn L., et al. A Multi-modal Approach to Story Segmentation for News // *World Wide Web*. 2003. N 6. P. 187–208.
32. Hershey J., Attias H., Jojic N., Krisjansson T. Audio Visual Graphical Models for Speech Processing // *Proc. IEEE Intern. Conf. on Speech, Acoustics, and Signal Processing*, Montreal, Canada, 2004. P. 649–652.
33. Noulas A., Krose B. EM Detection of Common Origin of Multi-modal Cues // *Proc. Intern. Conf. on Multimodal Interfaces*, Canada, 2006. P. 201–208.
34. Ding Y., Fan G. Segmental Hidden Markov Models for View-Based Sport Video Analysis // *Proc. Intern. Workshop on Semantic Learning Applications in Multimedia*, Minneapolis, USA, 2007. P. 1–8.
35. Wu Y., Chang E., Tsengh B. L. Multimodal Metadata Fusion Using Causal Strength // *Proc. ACM Intern. Conf. on Multimedia*, Singapore, 2005. P. 872–881.
36. Town C. Multi-sensory and Multi-modal Fusion for Sentient Computing // *Intern. Journal of Computer Vision*. 2007. Vol. 71. P. 235–253.
37. Xie L., et al. Layered Dynamic Mixture Model for Pattern Discovery in Asynchronous Multi-modal Streams // *Proc. IEEE Intern. Conf. ICASSP, USA*, 2005. Vol. 2. P. 1053–1056.
38. Cutler R., Davis L. Look who's Talking: Speaker Detection Using Video and Audio Correlation // *Proc. IEEE Intern. Conf. on Multimedia and Expo*, New York City, USA, 2000. P. 1589–1592.
39. Galletto M., et al. From Multi-Sensor Surveillance Towards Smart Interactive Spaces // *Proc. IEEE Intern. Conf. on Multimedia and Expo, USA*, 2003. P. 641–644.
40. Ni J., Ma X., Xu L., Wang J. An Image Recognition Method Based on Multiple BP Neural Networks Fusion // *Proc. IEEE Intern. Conf. on Information Acquisition*. 2007. P. 429–435.
41. Magalhaes J., Ruger S. Information-Theoretic Semantic Multimedia Indexing // *Proc. Intern. Conf. on Image and Video Retrieval*, Amsterdam, 2007. P. 619–626.
42. Andrieu C., Doucet A., Singh S., Tadic V. Particle Methods for Change Detection, System Identification, and Control // *Proc. of IEEE*. 2004. Vol. 92(3). P. 423–438.
43. Loh A., Guan F., Ge S. S. Motion Estimation Using Audio and Video Fusion // *Proc. Intern. Conf. on Control, Automation, Robotics and Vision*. 2004. Vol. 3. P. 1569–1574.
44. Gehrig T., et al. Kalman Filters for Audio-video Source Localization // *Proc. IEEE Workshop on Applications of Signal Processing to Audio and Acoustics*, Germany, 2005. P. 118–121.
45. Talantzis F., Pnevmatikakis A., Polymenakos L. C. Real Time Audio-visual Person Tracking // *Proc. IEEE 8th Workshop on Multimedia Signal Processing*, Victoria, USA, 2006. P. 243–247.
46. Zotkin D. N., Duraiswami R., Davis L. S. Joint Audio-visual Tracking Using Particle Filters // *EURASIP Journal on Advances in Signal Processing*. 2011. N 11. P. 1154–1164.
47. Nickel K., Gehrig T., Stiefelwagen R., McDonough J. A Joint Particle Filter for Audio-visual Speaker Tracking // *Proc. 7th Intern. Conf. on Multimodal Interfaces*, Trento, Italy, 2005. P. 61–68.
48. Wang Y., Liu Z., Huang J. C. Multimedia Content Analysis: Using both Audio and Visual Clues // *IEEE Signal Processing Magazine*. 2000. N 17(6). P. 12–36.
49. Nefian A. V., et al. Dynamic Bayesian Networks for Audio-visual Speech Recognition // *EURASIP Journal on Applied Signal Processing*. 2002. N 11. P. 1–15.
50. Beal M. J., Jojic N., Attias H. A Graphical Model for Audiovisual Object Tracking // *IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence*. 2003. N 25. P. 828–836.
51. Li M., Li D., Dimitrova N., Sethi I. K. Audio-visual Talking Face Detection // *Proc. Intern. Conf. on Multimedia and Expo*, Baltimore, USA, 2003. P. 473–476.
52. Устинов А. А. Стохастическое кодирование видео- и речевой информации: монография / под ред. В. Ф. Комаровича; Военная академия связи. — СПб., 2005. Ч. 1. — 220 с.
53. Fisher-III J., Darrell T., Freeman W., Viola P. Learning Joint Statistical Models for Audio-visual Fusion and Segregation // *Advances in Neural Information Processing Systems*. 2000. P. 772–778.
54. Hershey J., Movellan J. Audio-Vision: Using Audio-visual Synchrony to Locate Sounds // *Advances in Neural Information Processing Syst.* 2000. Vol. 12. P. 813–819.
55. Iyengar G., Nock H. J., Neti C. Audio-visual Synchrony for Detection of Monologue in Video Archives // *Proc. IEEE Intern. Conf. on Acoustics, Speech, and Signal Processing*, Hong Kong, 2003. P. 1-329-32.
56. Chetty G., Wagner M. Audio-visual Multimodal Fusion for Biometric Person Authentication and Liveness Verification // *Proc. NICTA-HCSNet Multimodal User Interaction Workshop*, Sydney, Australia, 2006. P. 17–24.
57. Slaney M., Covell M. Facesync: A Linear Operator for Measuring Synchronization of Video Facial Images and Audio Tracks // *Proc. Neural Information Processing Society*, Denver, USA, 2001. P. 814–820.
58. Bredin H., Chollet G. Audiovisual Speech Synchrony Measure: Application to Biometrics // *EURASIP Journal on Advances in Signal Proc.* 2007. P. 1–11.
59. Li D., Dimitrova N., Li M., Sethi I. K. Multimedia Content Processing Through Cross-Modal Association // *Proc. ACM Intern. Conf. on Multimedia*, Berkeley, USA, 2003. P. 2–5.

60. Stauffer C. Automated Audio-visual Activity Analysis// Technical report, MIT-CSAIL-TR-2005-057, USA, 2005. <https://dspace.mit.edu/bitstream/handle/1721.1/30568/MIT-CSAIL-TR-2005-057.pdf?sequence=2> (дата обращения: 30.09.2014).

61. Карпов А. А., Цирульник Л. И., Железны М. Разработка компьютерной системы «говорящая голова» для аудиовизуального синтеза русской речи по тексту // Информационные технологии. 2010. Т. 9. № 8. С. 13–18.

UDC 621.391:004.9

doi:10.15217/issn1684-8853.2015.2.7

Analysis of Strategies and Methods for Multimodal Information Fusion

Basov O. O.^a, PhD., Tech., Doctoral Candidate, oobasov@mail.ru

Karpov A. A.^b, Dr. Sc., Tech., Associate Professor, karpov@iias.spb.su

^aAcademy of Federal Agency of Protection of Russian Federation, 35, Priborostroitel'naya St., 302034, Orel, Russian Federation

^bSaint-Petersburg Institute of Informatics and Automation of RAS, 39, 14 Line, V. O., 199178, Saint-Petersburg, Russian Federation

Introduction: Design of multimodal infocommunication AI systems and human-computer interfaces often poses the problem of fusing various information (textual, acoustic, visual, etc.) which comes from or goes to the users via diverse input and output communication channels. The main problem in the development and application of multimodal infocommunication systems is providing efficient and reliable automatic recognition of signals of each modality, as well as multimodal fusion of information and decision making. **Purpose:** An analytical review of scientific methodological basis for the design of intellectual infocommunication systems based on multimodal human-computer interfaces. **Results:** A broad spectrum of modern research literature is presented, discussing the results in this domain published in the last decade all over the world. Complex analysis of state-of-the-art strategies and mathematical methods for multimodal information processing and integration (based on early, late and hybrid fusion strategies), taking into account the mutual correlation and synchronization of modalities, showed that for most actual applied problems we can find many adequate and efficient approaches for fusion and fission of modalities, which should be properly used at the stage of intelligent system design.

Keywords — Infocommunication System, Multimodal Interface, Fusion and Synchronization of Modalities, Mutual Correlation.

References

- Basov O. O., Saitov I. A. Basic Channels of Interpersonal Communication and their Projection on the Infocommunications Systems. *Trudy SPIIRAN* [SPIIRAS Proceedings], 2013, iss. 30, pp. 122–140 (In Russian).
- Atrey P. K., Hossain M. A., Kankanhalli M. S. Multimodal Fusion for Multimedia Analysis: a Survey. *Multimedia Systems*, 2010, vol. 16, iss. 6, pp. 345–379.
- Snoek C. G. M., Worring M., Smeulders A. W. M. Early Versus Late Fusion in Semantic Video Analysis. *Proc. ACM Intern. Conf. on Multimedia*, Singapore, 2005, pp. 399–402.
- Yang M. T., Wang S. C., Lin Y. Y. A Multimodal Fusion System for People Detection and Tracking. *Intern. Journal of Imaging Systems and Technology*, 2005, no. 15, pp. 131–142.
- Kankanhalli M. S., Wang J., Jain R. Experiential Sampling in Multimedia Systems. *IEEE Transactions on Multimedia*, 2006, no. 5(8), pp. 937–946.
- Neti C., Maisson B., Senior A., Iyengar G., Cueto P., Basu S., Verma A. Joint Processing of Audio and Visual Information for Multimedia Indexing and Human-Computer Interaction. *Proc. Intern. Conf. RIAO, France*, 2000, pp. 294–301.
- Karpov A. A. An Automatic Multimodal Speech Recognition System with Audio and Video Information. [Automation and Remote Control], 2014, vol. 75(12), pp. 2190–2200.
- McDonald K., Smeaton A. F. A Comparison of Score, Rank and Probability-Based Fusion Methods for Video Shot Retrieval. *Proc. Intern. Conf. on Image and Video Retrieval*, Singapore, 2005, pp. 61–70.
- Radova V., Psutka J. An Approach to Speaker Identification Using Multiple Classifiers. *Proc. IEEE Intern. Conf. ICASSP, Munich, Germany*, 1997, pp. 1135–1138.
- Babaguchi N., Kawai Y., Kitahashi T. Event Based Indexing of Broadcasted Sports Video by Intermodal Collaboration. *IEEE Transactions on Multimedia*, 2002, vol. 4, pp. 68–75.
- Holzapfel H., Nickel K., Stiefelhausen R. Implementation and Evaluation of a Constraint-Based Multimodal Fusion System for Speech and 3d Pointing Gestures. *Proc. ACM Intern. Conf. on Multimodal Interfaces*, USA, 2004, pp. 175–182.
- Adams W., Iyengar G., Lin C., Naphade M., Neti C., Nock H., Smith J. Semantic Indexing of Multimedia Content Using Visual, Audio, and Text Cues. *EURASIP Journal on Applied Signal Processing*, 2003, no. 2, pp. 170–185.
- Wu K., Lin C. K., Chang E., Smith J. R. Multimodal Information Fusion for Video Concept Detection. *Proc. IEEE Intern. Conf. on Image Processing*, Singapore, 2004, pp. 2391–2394.
- Aguilar J. F., Garcia J. O., Romero D. G., Rodriguez J. G. A Comparative Evaluation of Fusion Strategies for Multimodal Biometric Verification. *Proc. Intern. Conf. on Video-Based Biometric Person Authentication AVBPA*, Guildford, UK, 2003, pp. 830–837.
- Bredin H., Chollet G. Audio-visual Speech Synchrony Measure for Talking-Face Identity Verification. *Proc. IEEE Intern. Conf. on Acoustics, Speech and Signal Processing*, Paris, France, 2007, vol. 2, pp. 233–236.
- Wu Y., Chang E. Y., Chang K. C. C., Smith J. R. Optimal Multimodal Fusion for Multimedia Data Analysis. *Proc. ACM Intern. Conf. on Multimedia*, New York, USA, 2004, pp. 572–579.
- Zhu Q., Yeh M. C., Cheng K. T. Multimodal Fusion Using Learned Text Concepts for Image Categorization. *Proc. ACM Intern. Conf. on Multimedia*, S. Barbara, USA, 2006, pp. 211–220.
- Ayache S., Quenot G., Gensel J. Classifier Fusion for SVM-based Multimedia Semantic Indexing. *Proc. 29th European Conf. on Information Retrieval Research*, Rome, Italy, 2007, pp. 494–504.
- Pitsikalis V., Katsamanis A., Papandreou G., Maragos P. Adaptive Multimodal Fusion by Uncertainty Compensation. *Proc. 9th Intern. Conf. Interspeech-2006*, Pittsburgh, USA, 2006, pp. 17–21.
- Meyer G., Mulligan J., Wuerger S. Continuous Audiovisual Digit Recognition Using N-best Decision Fusion. *Information Fusion*, 2004, vol. 5(2), pp. 91–101.
- Xu H., Chua T. S. Fusion of AV Features and External Information Sources for Event Detection in Team Sports Video. *ACM Transactions on Multimedia Computing Communications and Applications*, 2006, vol. 2(1), pp. 44–67.
- Atrey P. K., Kankanhalli M. S., Jain R. Information Assimilation Framework for Event Detection in Multimedia Surveillance Systems. *ACM/Springer Multimedia Systems Journal*, 2006, vol. 12(3), pp. 239–253.

23. Mena J. B., Malpica J. Color Image Segmentation Using the Dempster-Shafer Theory of Evidence for the Fusion of Texture. *Intern. Archives of Photogrammetry, Remote Sensing and Spatial Information Sciences*, 2003, vol. XXXIV, part 3/W8, pp. 139–144.
24. Bendjebbour A., Delignon Y., Fouque L., Samson V., Pieczynski W. Multisensor Image Segmentation Using Dempster-Shafer Fusion in Markov Fields Context. *IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing*, 2001, no. 8(39), pp. 1789–1798.
25. Guironnet M., Pellerin D., Rombaut M. Video Classification Based on Low-level Feature Fusion Model. *Proc. 13th European Signal Processing Conf. EUSIPCO-2005*, Antalya, Turkey, 2005. Available at: www.eurasip.org/Proceedings/Eusipco/Eusipco2005/defevent/papers/cr1344.pdf (accessed 30 September 2014).
26. Singh R., Vatsa M., Noore A., Singh S. K. Dempster-Shafer Theory Based Finger Print Classifier Fusion with Update Rule to Minimize Training Time. *IEICE Electronics Express*, 2006, no. 3(20), pp. 429–435.
27. Reddy B. S. *Evidential Reasoning for Multimodal Fusion in Human Computer Interaction*. MS Thesis. University of Waterloo, Canada, 2007. 84 p.
28. Wang Y., Liu Z., Huang J. C. Multimedia Content Analysis: Using Both Audio and Visual Clues. *IEEE Signal Processing Magazine*, 2000, vol. 17, iss. 6, pp. 12–36.
29. Nefian A. V., Liang L., Pi X., Liu X., Murphey K. Dynamic Bayesian Networks for Audio-visual Speech Recognition. *EURASIP Journal on Advances in Signal Processing*, 2002, no. 11, pp. 1–15.
30. Nock H. J., Iyengar G., Neti C. Speaker Localisation Using Audio-visual Synchrony: an Empirical Study. *Proc. Intern. Conf. on Image and Video Retrieval*, Urbana-Champaign, USA, 2003, pp. 468–477.
31. Chaisorn L., Chua T. S., Lee C. H., Zhao Y., Xu H., Feng H., Tian Q. A Multi-modal Approach to Story Segmentation for News. *World Wide Web*, 2003, no. 6, pp. 187–208.
32. Hershey J., Attias H., Jojic N., Krisjansson T. Audio Visual Graphical Models for Speech Processing. *Proc. IEEE Intern. Conf. on Speech, Acoustics, and Signal Processing*, Montreal, Canada, 2004, pp. 649–652.
33. Noulas A. K., Krose B. J. A. EM Detection of Common Origin of Multi-modal Cues. *Proc. Intern. Conf. on Multimodal Interfaces*, Banff, Canada, 2006, pp. 201–208.
34. Ding Y., Fan G. Segmental Hidden Markov Models for View-Based Sport Video Analysis. *Proc. Intern. Workshop on Semantic Learning Applications in Multimedia*, Minneapolis, USA, 2007, pp. 1–8.
35. Wu Y., Chang E., Tseng B. Multimodal Metadata Fusion Using Causal Strength. *Proc. ACM Intern. Conf. on Multimedia*, Singapore, 2005, pp. 872–881.
36. Town C. Multi-Sensory and Multi-modal Fusion for Sentient Computing. *Intern. Journal of Computer Vision*, 2007, vol. 71, pp. 235–253.
37. Xie L., Kennedy L., Chang S. F., Divakaran A., Sun H., Lin C. Y. Layered Dynamic Mixture Model for Pattern Discovery in Asynchronous Multi-modal Streams. *Proc. IEEE Intern. Conf. ICASSP*, USA, 2005, vol. 2, pp. 1053–1056.
38. Cutler R., Davis L. Look who's Talking: Speaker Detection Using Video and Audio Correlation. *Proc. IEEE Intern. Conf. on Multimedia and Expo*, New York City, USA, 2000, pp. 1589–1592.
39. Gandetto M., Marchesotti L., Sciutto S., Negroni D., Regazzoni C. S. From Multi-sensor Surveillance Towards Smart Interactive Spaces. *Proc. IEEE Intern. Conf. on Multimedia and Expo*, USA, 2003, pp. 641–644.
40. Ni J., Ma X., Xu L., Wang J. An Image Recognition Method Based on Multiple BP Neural Networks Fusion. *Proc. IEEE Intern. Conf. on Information Acquisition*, 2007, pp. 429–435.
41. Magalhaes J., Ruger S. Information-Theoretic Semantic Multimedia Indexing. *Proc. Intern. Conf. on Image and Video Retrieval*, Amsterdam, 2007, pp. 619–626.
42. Andrieu C., Doucet A., Singh S., Tadic V. Particle Methods for Change Detection, System Identification, and Control. *Proc. of IEEE*, 2004, vol. 92(3), pp. 423–438.
43. Loh A., Guan F., Ge S. S. Motion Estimation Using Audio and Video Fusion. *Proc. Intern. Conf. on Control, Automation, Robotics and Vision*, 2004, vol. 3, pp. 1569–1574.
44. Gehrig T., Nicke K., Ekenel H., Klee U., McDonough J. Kalman Filters for Audio-video Source Localization. *Proc. IEEE Workshop on Applications of Signal Processing to Audio and Acoustics*, Germany, 2005, pp. 118–121.
45. Talantzis F., Pnevmatikakis A., Polymenakos L. C. Real Time Audio-visual Person Tracking. *Proc. IEEE 8th Workshop on Multimedia Signal Processing*, Victoria, USA, 2006, pp. 243–247.
46. Zotkin D. N., Duraiswami R., Davis L. S. Joint Audio-visual Tracking Using Particle Filters. *EURASIP Journal on Advances in Signal Processing*, 2011, no. 11, pp. 1154–1164.
47. Nickel K., Gehrig T., Stiefelhagen R., McDonough J. Joint Audio-visual Tracking Using Particle Filters. *Proc. 7th Intern. Conf. on Multimodal Interfaces*, Trento, Italy, 2005, pp. 61–68.
48. Wang Y., Liu Z., Huang J. C. Multimedia Content Analysis: Using both Audio and Visual Clues. *IEEE Signal Processing Magazine*, 2000, vol. 17(6), pp. 12–36.
49. Nefian A. V., Liang L., Pi X., Liu X., Murphey K. Dynamic Bayesian Networks for Audio-visual Speech Recognition. *EURASIP Journal on Applied Signal Processing*, 2002, no. 11, pp. 1–15.
50. Beal M. J., Jojic N., Attias H. A Graphical Model for Audio-visual Object Tracking. *IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence*, 2003, no. 25, pp. 828–836.
51. Li M., Li D., Dimitrova N., Sethi I. K. Audio-visual Talking Face Detection. *Proc. Intern. Conf. on Multimedia and Expo*, Baltimore, USA, 2003, pp. 473–476.
52. Ustinov A. A. *Stokhasticheskoe kodirovanie video- i rechevoi informatsii* [Stochastic Coding of Video and Speech Information]. V. F. Komarovich ed. Vol. 1. Saint-Petersburg, VAS Publ., 2005. 220 p. (In Russian).
53. Fisher-III J., Darrell T., Freeman W., Viola P. Learning Joint Statistical Models for Audio-visual Fusion and Segregation. *Advances in Neural Information Processing Systems*, 2000, pp. 772–778.
54. Hershey J., Movellan J. Audio-vision: Using Audio-visual Synchrony to Locate Sounds. *Advances in Neural Information Processing Systems*, 2000, vol. 12, pp. 813–819.
55. Iyengar G., Nock H. J., Neti C. Audio-visual Synchrony for Detection of Monologue in Video Archives. *Proc. IEEE Intern. Conf. on Acoustics, Speech, and Signal Processing*, Hong Kong, 2003, pp. 1–329–32.
56. Chetty G., Wagner M. Audio-visual Multimodal Fusion for Biometric Person Authentication and Liveness Verification. *Proc. NICTA-HCSNet Multimodal User Interaction Workshop*, Sydney, Australia, 2006, pp. 17–24.
57. Slaney M., Covell M. Facesync: A Linear Operator for Measuring Synchronization of Video Facial Images and Audio Tracks. *Proc. Neural Information Processing Society*, Denver, USA, 2001, pp. 814–820.
58. Bredin H., Chollet G. Audiovisual Speech Synchrony Measure: Application to Biometrics. *EURASIP Journal on Advances in Signal Processing*, 2007, pp. 1–11.
59. Li D., Dimitrova N., Li M., Sethi I. K. Multimedia Content Processing Through Cross-Modal Association. *Proc. ACM Intern. Conf. on Multimedia*, Berkeley, USA, 2003, pp. 2–5.
60. Stauffer C. *Automated Audio-visual Activity Analysis*. Tech. report, MIT-CSAIL-TR-2005-057, USA, 2005. Available at: www.eurasip.org/Proceedings/Eusipco/Eusipco2005/defevent/papers/cr1344.pdf (accessed 30 September 2014).
61. Karpov A. A., Tsirulnik L. I., Zelezny M. Development of a Computer System “Talking Head” for Text-to-Audiovisual-Speech Synthesis. *Informatsionnye tekhnologii* [Information Technologies], 2010, no. 8, pp. 13–18 (In Russian).

ПРИНЦИП СТОХАСТИЧЕСКОГО ОБЕЛЕНИЯ ПАССИВНЫХ КОРРЕЛИРОВАННЫХ ПОМЕХ В ЗАДАЧЕ ОПТИМИЗАЦИИ СИСТЕМ СЕЛЕКЦИИ ДВИЖУЩИХСЯ ЦЕЛЕЙ

Ю. Н. Горбунов^{а, б}, доктор техн. наук, ведущий научный сотрудник, профессор

^аФрязинский филиал Института радиотехники и электроники им. В. А. Котельникова РАН, Фрязино, РФ

^бМосковский институт радиотехники, электроники и автоматики, Москва, РФ

Постановка проблемы: при обработке радиолокационных сигналов для подавления пассивных коррелированных помех в радиолокационных станциях варьируется порядок режекторного фильтра от максимального значения до нуля (отключения фильтра), что приводит к необходимости выравнять в реальном времени уровень выходного шума и вносимых (фазовых и групповых) задержек, а также минимизировать потери полезного сигнала, вызванные несогласованной фильтрацией. Целью работы является определение условий видимости целей в системе, построенной на основе канонической структуры со случайными параметрами. **Результаты:** обоснован и сформулирован принцип «стохастического обеления»; предложена каноническая структура стохастического фильтра с постоянным порядком: стохастического компенсатора — для зоны помех, энергетически прозрачного стохастического фильтра — для зоны шума. По характеристикам эффективности — пороговым характеристикам детектирования слабых сигналов — доказана эквивалентность детерминированных и стохастических систем. **Практическая значимость:** полученный результат позволяет достичь постоянного уровня выходного шума и ложных тревог, снизить требования к разрядности системы цифровой обработки сигналов, а при пространственно-частотной трактовке процесса модуляции параметров управляемого покрытия — снизить заметность летательных аппаратов.

Ключевые слова — селекция движущихся целей, пассивные коррелированные помехи, рассогласованная фильтрация, стохастическое обеление, коэффициент улучшения.

Введение

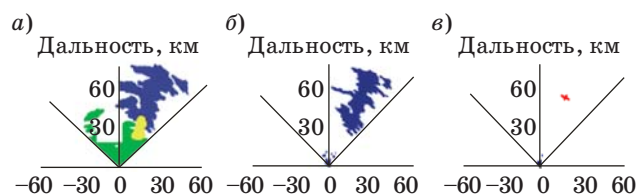
Важной частью современного радара является система селекции движущихся целей (СДЦ) [1], предназначенная для режекции пассивных коррелированных помех (ПП) от неподвижных либо медленно движущихся (дипольных отражателей — ДО) объектов и выделения сигналов, отраженных от движущихся целей (например, самолетов, ракет).

Рисунки индикатора иллюстрируют работу системы СДЦ (рис. 1). На рис. 1, а имеем первичную картину отражений, в которой зона помех от «местных предметов» (МП) сливается с зоной отражений от организованных ПП ДО. На выходе системы СДЦ имеем картину радиолокационных отражений (рис. 1, б) такую, что помехи от МП подавлялись полностью, а помехи от ДО лишь частично, так как ДО имеют доплеровское смещение частоты, обусловленное их

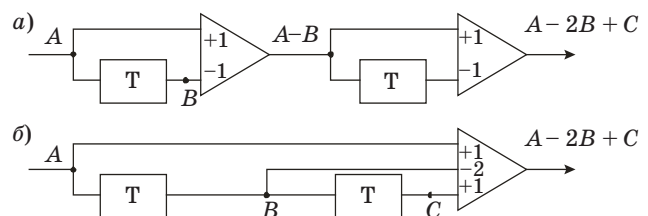
движением под действием ветра. Адаптивная компенсация доплеровского смещения частоты ДО, вызванного движением под действием ветра, показана на рис. 1, в.

Очевидно, что для неподвижных МП фаза сигнала, наблюдаемого в двух соседних зондированиях, не изменяется, поэтому МП обычно компенсируются методом череспериодной компенсации (ЧПК).

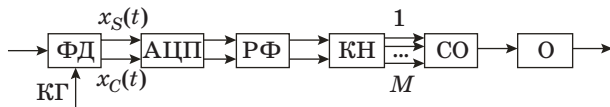
Более сложное устройство представляет собой последовательное соединение двух схем однократной ЧПК [2, 3]. Его можно назвать трехимпульсным, поскольку в нем одновременно обрабатывается три зондирования: А — текущее, В — задержанное на один период и С — задержанное на два периода. Схемы устройства СДЦ, изображенные на рис. 2, а и б, практически идентичны.



■ **Рис. 1.** Воздействие пассивных помех на радар для различных режимов его работы: а — помехи МП-ДО; б — помехи ДО; в — цель



■ **Рис. 2.** Простейшие устройства СДЦ: а — схема с каскадным соединением схем ЧПК; б — схема с выделенными весовыми коэффициентами +1, -2, +1



■ **Рис. 3.** Структурная схема цифровой системы СДЦ; *КГ* — когерентный гетеродин; *ФД* — фазовый детектор; *РФ* — режекторный фильтр *r*-го порядка; *КН* — *M*-канальный когерентный накопитель; *СО* — схема объединения каналов; *О* — обнаружитель

Более сложная схема системы СДЦ строится по квадратурной схеме (рис. 3).

Флюктуации коррелированных ПП ограничивают коэффициент подавления, так как на выходе однократного ($r = 1$) и двукратного ($r = 2$) ЧПК

$$y_{nI} = x_n - x_{n-1}; \quad (1)$$

$$y_{nII} = x_n - 2x_{n-1} + x_{n-2}, \quad (2)$$

где x_n — незадержанный, а x_{n-1} , x_{n-2} — задержанные на 1 и 2 периода T входные сигналы.

Из формул (1), (2) и работ [2, 3] следует, что в схеме однократного ЧПК мощность шума возрастает в 2 раза, а в схеме двукратного ЧПК — в 6 раз, поскольку каскадное соединение i -кратных ЧПК образует в нерекурсивной структуре РФ знакопеременные биномиальные весовые коэффициенты (ВК) $a_i = (-1)^i C_r^i$, где C_r^i — число сочетаний из r по i .

В 2 раза (с T до $2T$) увеличивается максимальная задержка. При использовании в качестве M -канального когерентного накопителя M -точечного алгоритма дискретного преобразования Фурье максимальное запаздывание увеличивается до $(M+1)T$.

Применительно к данной задаче из общей теории потенциальной помехоустойчивости В. А. Котельникова известно, что для реализации оптимальной обработки в общем случае требуется каскадное включение двух фильтров, один из которых — обесцеливающий РФ, который компенсирует коррелированную ПП с неравномерным спектром, а другой — фильтр КН $S^*(e^{j\omega T})e^{-j\omega(M-1)T}$, который обеспечивает обычную оптимальную (комплексно-сопряженную) фильтрацию сигнала на фоне шума ($e^{-j\omega(M-1)T}$ — множитель запаздывания).

Оптимизация системы: анализ коэффициента улучшения

Известно [2, 3], что коэффициент улучшения выражается через нормированный коэффициент передачи цели K_{S_H} , на который не влияют помеховые характеристики, и нормированный коэффициент подавления помехи $K_{П.Н}$, который не зависит от доплеровской частоты ω_d . Нормированный коэффициент подавления $K_{П.Н}$ называют средним

улучшением, поскольку средний коэффициент (по всем доплеровским частотам)

$$\bar{K}_y = \bar{K}_{S_H} K_{П.Н} = M_1 \times \left[\frac{\sum_{i=0}^r a_i^2 + 2 \sum_{i < j}^r a_i a_j \cos(\omega_d i T + \varphi_0) \cos(\omega_d j T + \varphi_0)}{\sum_{i=0}^r a_i^2} \right] \times K_{П.Н} = K_{П.Н}, \quad (3)$$

так как двойная сумма в (3) после воздействия на выражение в фигурных скобках оператором M_1 равна нулю.

Среднее улучшение, как это видно из формулы (3), зависит от амплитудных ВК $\langle a_i \rangle$ и флюктуаций ПП (функции корреляции $\rho_C(\tau)$).

Критерии, используемые для определения оптимального набора значений ВК фильтра, могут быть различными. Довольно часто используют критерии максимума среднего улучшения. Максимизация среднего улучшения (3) достигается сведением до минимума знаменателя относительно $\langle a_i \rangle$ при условии, что числитель $\sum_{i=0}^r a_i^2$

постоянный (он определяет передачу шума).

Оптимизация ВК $\langle a_i \rangle$ при применении матрицы «помеха + шум» R_{CN} приводит к тому, что ВК по сравнению со схемой r -кратного ЧПК отличаются от биномиальных, а нули частотной характеристики становятся комплексно-сопряженными [3]. Однако если помеха сильно коррелирована и отношение мощности помехи к мощности шума большое, знакопеременные биномиальные ВК $\langle a_i \rangle$, соответствующие r -кратному ЧПК, удовлетворяют условию оптимальности: с увеличением r РФ возрастает подавление ПП (их спектры сосредоточены в точках $i2\pi/T$, $i = 0, 1, 2, \dots$), но изменяются шумы и задержки.

С учетом некоторых особенностей сказанное справедливо и для оптимизации пространственных фильтров. Согласно теории статистических решений, наилучшим критерием оптимальности является критерий максимума апостериорной вероятности, однако при отсутствии априорных сведений можно воспользоваться критерием максимума отношения правдоподобия. Установлено также, что этот критерий при гауссовых помехах полностью эквивалентен критерию максимума отношения сигнал/помеха (3). Это отношение, нормированное к входному, в матричной форме записывается как

$$K_y = \frac{\mathbf{A}^{*T} \mathbf{M}_S \mathbf{A}}{\mathbf{A}^{*T} \mathbf{M}_C \mathbf{A}}, \quad (4)$$

где $\mathbf{M}_S$ — корреляционная матрица сигнала; $\mathbf{M}_C$ — корреляционная матрица помехи; $\mathbf{A} = (a_0, a_1, \dots, a_{N-1})$ — вектор ВК; $*$ — комплексное сопряжение.

В формуле (4) числитель — мощность сигнала, а знаменатель — мощность помехи на выходе. Цель оптимизации пространственных РФ — определение оптимального весового вектора $\mathbf{A}$ для синтеза СДЦ.

Наряду с критерием оптимальности на основе максимума сигнал/помеха Уидроу разработал алгоритм по минимуму среднего квадрата ошибки [4]. В настоящее время установлено, что эти алгоритмы являются эквивалентными, сводятся к оптимальному винеровскому решению на основе введения собственных значений корреляционной матрицы помехи. Оптимальные коэффициенты цифрового фильтра (ЦФ) являются решением уравнения Винера:

$$\mathbf{M}_C \mathbf{A} = \mu \mathbf{S}^*, \quad (5)$$

где μ — произвольная константа; $\mathbf{S} = (s_1, s_2, \dots, s_N)^T$ — вектор-столбец отсчетов сигнала цели.

Решением уравнения (5) является вектор

$$\mathbf{A} = \mu \mathbf{M}_C^{-1} \mathbf{S}^*. \quad (6)$$

Обратная матрица $\mathbf{M}^{-1}$ помехи реализует операцию «обеления» (РФ). Эта операция на плоскостях пространственных частот (направляющих косинусов) формирует провалы в диаграмме направленности антенны в направлении ПП и является реализацией принципа обеления Уидроу — Урковица — Котельникова [4].

Анализ корреляции выходного процесса

Управление параметрами РФ при сохранении его структуры может в выходной шум внести корреляцию, которая может быть полезной или вредной, приводящей к потерям накопления сигнала. Коэффициент корреляции $\rho_{\text{вых}}(\beta T)$ процесса на выходе РФ, если помеха имеет нулевое среднее и корреляционную матрицу $\mathbf{R} = [\rho_{ij}]$:

$$\rho_{\text{вых}}(\beta T) = \frac{M\{y_n y_{n-\beta}\}}{M^{1/2}\{y_n^2\} M^{1/2}\{y_{n-\beta}^2\}} = \frac{\sum_{i=0}^r \sum_{j=0}^r a_i a_j \rho_{i,j+\beta}}{\left(\sum_{i=0}^r \sum_{j=0}^r a_i a_j \rho_{ij} \right)^{1/2} \left(\sum_{i=0}^r \sum_{j=0}^r a_i a_j \rho_{i+\beta,j+\beta} \right)^{1/2}}, \quad (7)$$

где $M\{\bullet\}$ — операция математического ожидания от $\{\bullet\}$.

Из соотношения (7) следует, что обеление коррелированной помехи (для нее $\rho_{ij} = 1$) может быть достигнуто, если ВК знакопеременны, причем

$$\sum_{i=0}^r a_i = 0.$$

При произвольных $\mathbf{A}$ и $\mathbf{R}$ коэффициент $\rho_{\text{вых}}(\beta T) = 0$, в частности, в зонах шума имеем приобретенную остаточную корреляцию [3]

$$\rho_{\text{вых}}(\beta T) = \frac{\sum_{i=0}^r a_i a_{i+\beta}}{\sum_{i=0}^r a_i^2}. \quad (8)$$

Из формулы (8) следует, что для РФ типа ЧПК корреляция шума на выходе становится отрицательной, в частности $\rho_{\text{вых}}(T) = -1/2$ для однократного и $\rho_{\text{вых}}(T) = -2/3$ для двукратного ЧПК.

Для РФ, эквивалентного схеме r -кратного ЧПК:

$$\rho_{\text{вых}}(\beta T) = (-1)^\beta \frac{(r!)^2}{(r-\beta)!(r+\beta)!}, \quad (9)$$

при этом мощность шума на выходе увеличивает-

ся в $K_{\text{ш}} = B = \sum_{i=0}^r a_i^2 = C_{2r}^r$ раз.

Перевод схем ЧПК в зонах отсутствия помех в режим суммирования приводит не к устранению нежелательной корреляции, а наоборот, к появлению в выходном шуме положительной корреляции и, соответственно, к потерям сигналов целей на бывших «оптимальных» скоростях.

В близких по постановкам задачам фильтрации сигналов полезных целей, наблюдаемых в условиях произвольных ПП, иногда применяют рандомизированные алгоритмы [5–10]. В указанных работах разрабатываются алгоритмы рандомизации при принятии решений [5], адаптивного оценивания параметров сигналов [6, 7], неминимаксной фильтрации [8], выявления линейной регрессии нестационарного шума [9], использования пробных возмущений [5, 10], робастных статистик в условиях использования частотной неопределенности [11]. В работе [12] рассматриваются усредняющие свойства алгоритма пространственного стохастического аналого-цифрового преобразования. В настоящей статье не ставится цель отыскать оптимальные рандомизированные алгоритмы управления, а на эвристической основе высказывается гипотеза о возможности снятия ограничения детерминированности ВК РФ в подклассе задач лагранжевой оптимизации со случайными ВК, что дает новые знания. Решение задачи проводится аналитически и подтверждается моделированием.

Стохастические обеляющие фильтры: новая трактовка метода приведения небелого шума к белому

Исследуем возможный подход к построению системы СДЦ на основе РФ со случайными ВК. Изложим основные положения принципа стохастического обеления. Указанный принцип рас-

смачивается как обобщение известного метода приведения небелого шума к белому В. А. Котельникова. Поскольку максимум отношения сигнал/(помеха+шум) эквивалентен максимуму среднего улучшения — нормированному к шуму коэффициенту подавления $K_{п.н} = P_{вх} K_{ш}/P_{вых}$, где $P_{вх} = M\{x_n^2\}$ и $P_{вых} = M\{y_n^2\}$ — мощности суммы ПП + шум на входе и выходе ЦФ, то, используя известную связь y_n с x_n , получим

$$K_{п.н} = \frac{\sum_{i=0}^r a_i^2}{\sum_{i=0}^r \sum_{j=0}^r a_i a_j \rho_{ij}} = \frac{\mathbf{A}^T \mathbf{A}}{\mathbf{A}^T \mathbf{R} \mathbf{A}}, \quad (10)$$

где $\mathbf{A}^T$ — транспонированная матрица ВК.

Выражение (10) является исходным для оптимизации детерминированных систем, что обеспечивается сведением к минимуму знаменателя относительно a_i .

Для системы со случайными ВК выражение, аналогичное (10), имеет вид

$$K_{п.н} = \frac{\sum_{i=0}^r M\{a_i^2\}}{\sum_{i=0}^r \sum_{j=0}^r M\{a_i a_j\} \rho_{ij}}, \quad (11)$$

где $M\{a_i a_j\} = M\{a_i\} M\{a_j\} + v_{ij} \sigma_i \sigma_j$; $M\{a_i^2\} = M\{a_i\} + \sigma_i^2$; $M\{a_i\}$, $M\{a_j\}$, σ_i , σ_j , v_{ij} — средние, среднеквадратические значения и коэффициент корреляции ВК a_i и a_j .

Из анализа выражения (11) следует, что при $M\{a_i\} = M\{a_j\} = 0$ роль ВК в стохастическом РФ выполняют σ_i , v_{ij} . В этом случае

$$\rho_{вых}(\beta T) = \left(\sum_{i=0}^r \sum_{j=0}^r v_{ij} \sigma_i \sigma_j \rho_{i,j+\beta} \right) B^{-1}. \quad (12)$$

Из (12) следует, что при произвольных σ_i и $\mathbf{R}$ на выходе ЦФ также наблюдается остаточная корреляция, которая в случае необходимости при некоррелированных ВК может быть разрушена, так как при $v_{ij} = 0$ имеем $\rho_{вых}(\beta T) = 0$.

Используя принцип стохастического обеления, представим (11) в форме явной зависимости от ВК a_i . В результате получим

$$\begin{aligned} K_{п.н} &= \frac{\sum_{i=0}^r \sigma_i^2}{\sum_{i=0}^r \sum_{j=0}^r v_{ij} \sigma_i \sigma_j \rho_{ij}} = \\ &= \frac{\sum_{i=0}^r \sigma_i^2}{\sum_{i=0}^r \sigma_i^2 + \sum_{i=0}^r \sum_{j=0, j \neq i}^r v_{ij} \sigma_i \sigma_j \rho_{ij}}. \end{aligned} \quad (13)$$

Для обеспечения максимума (13) коэффициенты корреляции v_{ij} изменяются от ± 1 в зонах коррелированных ПП до 0 в зонах широкополосных помех и в зонах шума: РФ становится энергетически «прозрачным», имея равномерную частотную характеристику и $K_{п.н} = 1$. Кроме того, рассматриваемый РФ с перестраиваемыми случайными ВК обеспечивает постоянный уровень выходного шума, задержки (фазовые и групповые), поскольку структура фильтра остается неизменной, а его параметры выбраны из условия постоянства коэффициента усиления шума. Использование в (11) оператора математического ожидания $M\{\bullet\}$ в явном виде не накладывает ограничений на разрядность аналого-цифрового преобразователя и ВК.

Стохастические системы СДЦ

Стохастическая система СДЦ — это система, в которой используются стохастические сигналы или применяются рандомизированные процедуры обработки. Примеры стохастических систем известны [1–3]. Так, с помощью изменения (вобуляции) частоты повторения зондирующих импульсов радиолокационной станции можно уменьшить эффект «слепых» скоростей. «Слепым» скоростям соответствуют доплеровские частоты $f_{dk} = kF$, где $F = 1/T$ — частота повторения зондирующих импульсов.

Для уменьшения влияния эффекта «слепых» скоростей применяют вобуляцию частоты повторения, заключающуюся в изменении периода повторения T от зондирования к зондированию. Основная идея состоит в изменении условий возникновения «слепых» скоростей. За время пачки N импульсов формируется N «мгновенных» скоростных характеристик, соответствующих различным значениям периода повторения. Результирующая скоростная характеристика определяется усреднением отдельных скоростных характеристик. В результате неравномерность скоростных характеристик (провалы в точках «слепых» скоростей) уменьшается.

Если период повторения T является случайным, то результирующая частотная характеристика

$$\begin{aligned} H_P(\omega) &= M_1 \left\{ \sum_{i=0}^r \sum_{j=0}^r a_i a_j \cos \omega[(i-j)T + \Delta T_i - \Delta T_j] \right\} = \\ &= \sum_{i=0}^r \sum_{j=0}^r a_i a_j \int_{L_i} \int_{L_j} \cos \omega[(i-j)T + \Delta T_i - \Delta T_j] \times \\ &\quad \times W(\Delta T_i \Delta T_j) d(\Delta T_i) d(\Delta T_j), \end{aligned} \quad (14)$$

где $W(\Delta T_i \Delta T_j)$ — совместный закон распределения, а L_i , L_j — области существования ΔT_i и ΔT_j .

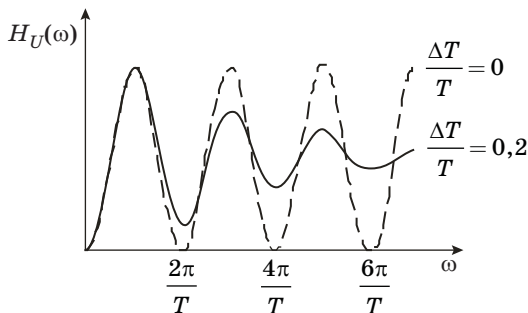
Если ΔT_i и ΔT_j независимы и равномерно распределены на интервале ΔT , то

$$H_P(\omega) = \sum_{i=0}^r \sum_{j=0}^r a_i a_j \int_{-\frac{\Delta T}{2}}^{\frac{\Delta T}{2}} \int_{-\frac{\Delta T}{2}}^{\frac{\Delta T}{2}} \cos \omega[(i-j)T + \Delta T_i - \Delta T_j] \times \\ \times W(\Delta T_i \Delta T_j) d(\Delta T_i) d(\Delta T_j) = \\ = \sum_{i=0}^r a_i^2 + 2 \frac{\sin^2 \frac{\omega \Delta T}{2}}{\left(\frac{\omega \Delta T}{2}\right)^2} \sum_{i < j} a_i a_j \cos \omega(i-j)T. \quad (15)$$

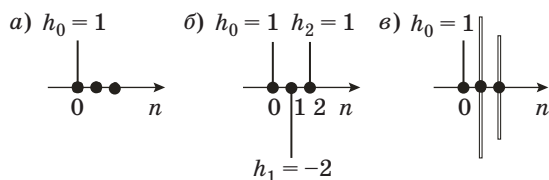
На рис. 4 представлена частотная характеристика $H_U(\omega) = \sqrt{H_P(\omega)}$ системы СДЦ при $r = 2$.

Анализ показывает, что корреляцию выходного шума в зонах без ПП можно разрушить уже известным способом. Это же можно увидеть, рассмотрев импульсную характеристику ЦФ. На рис. 5, а приведена импульсная характеристика идеального широкополосного ЦФ, которая характеризуется отсутствием последействия, а следовательно, отсутствием корреляции шума на выходе. Импульсная характеристика двукратного ЧПК (рис. 5, б) показывает, что корреляция выходного шума вызвана отличием от нуля значений импульсной характеристики и ВК.

При изменении знаков коэффициентов a_1 и a_2 по случайному закону наблюдается эффект взаимной компенсации составляющих h_1 и h_2 , в результате чего разрушается корреляция выходного шума, при этом $\rho_{\text{вых}} N \rightarrow 0$.



■ Рис. 4. Частотная характеристика стохастической системы СДЦ 2-го порядка



■ Рис. 5. Импульсные характеристики СПП РФ (а), двукратного ЧПК (б) и ЦФ с разрушением корреляции (в)

Анализ эффективности стохастической системы со случайными параметрами

Если в системе СДЦ случайны T и ВК $\langle a_i \rangle$, то

$$H_P(\omega) = \sum_{i=0}^r (a_i^2 + \sigma_{a_i}^2) + 2 \frac{\sin^2 \frac{\omega \Delta T}{2}}{\left(\frac{\omega \Delta T}{2}\right)^2} \times \\ \times \sum_{i < j}^r (v_{ij} \sigma_{a_i} \sigma_{a_j} + \bar{a}_i \bar{a}_j) \cos \omega(i-j)T. \quad (16)$$

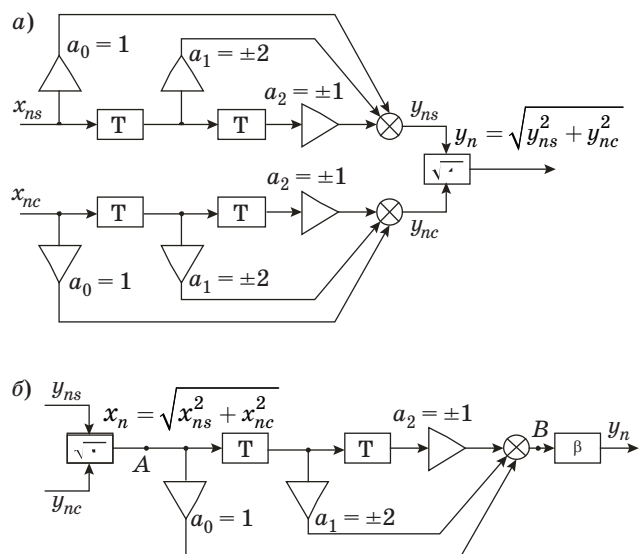
В зоне шума частотная характеристика не должна зависеть от частоты, поэтому необходимо:

- $v_{ij} = 0$ ($i < j$; $i = 0, 1, 2, \dots, r$; $j = 0, 1, 2, \dots, r$);
- $\bar{a}_i = 0$ для всех i , кроме одного.

Проанализируем эффективность стохастической системы СДЦ и сравним ее с эффективностью обычной (детерминированной) системы. Для определенности возьмем $r = 2$, для которой в зоне помех $a_0 = a_2 = 1$, $a_1 = -2$, а в зоне этого шума $a_0 = 1$, $a_1 = \pm 2$; $a_2 = \pm 1$.

Структурные схемы стохастической и эквивалентной ей (для зоны шума) детерминированной системы показаны на рис. 6, а и б соответственно, где β — нормирующий усилитель.

Сравнение систем проведем по пороговым характеристикам детектирования для случая слабых сигналов $q^2 = S^2/2\sigma^2 \ll 1$. Мощность P_A смеси «сигнал+шум» в точке А через параметры распределения Релея — Райса представим как сумму дисперсий D_A и квадрата математического ожидания M_{1A}^2 .



■ Рис. 6. Структурная схема стохастической (а) и детерминированной (б) системы

Известно [13], что

$$M_{1A} = \sigma \sqrt{\frac{\pi}{2}} \left[\left(1 + \frac{S^2}{2\sigma^2} \right) J_0 \left(\frac{S^2}{4\sigma^2} \right) + \frac{S^2}{4\sigma^2} J_1 \left(\frac{S^2}{4\sigma^2} \right) \right] e^{-\frac{S^2}{4\sigma^2}} = M_{1A}(S);$$

$$M_{2A} = 2\sigma^2 + S^2,$$

поэтому $D_A = M_{2A} - M_{1A}^2 = 2\sigma^2 + S^2 - M_{1A}^2(S)$.

Используя теоремы о дисперсии и математическом ожидании, в точке B имеем $D_B = 6D_A$; $M_{1B} = 4M_{1A}$, а на выходе $D_{\text{вых}} = \beta D_B$; $M_{1\text{вых}} = \beta M_{1B}$.

С учетом этого мощность смеси «сигнал/шум» на выходе системы

$$P_{\text{вых}} = \beta^2 \left[12\sigma^2 + 6S^2 - 6M_{1A}(S) + 16M_{1A}^2(S) \right] =$$

$$= \beta^2 \left[12\sigma^2 + 6S^2 + 10M_{1A}^2(S) \right].$$

Поскольку $M_{1A}(S)|_{S=0} = \sigma\sqrt{\pi/2}$, то β можно найти из условия одинакового уровня выходного шума, т. е. $\beta^2 \left(12\sigma^2 + 10\sigma^2 \frac{\pi}{2} \right) = 12\sigma^2$, откуда

$$\beta = \sqrt{\frac{12}{12 + 5\pi}}.$$

Мощность полезного сигнала $P_{S \text{ вых}}$ на выходе определим как приращение суммарной мощности $P_{\text{вых}}$ над выходной мощностью шума $P_{N \text{ вых}} = 12\sigma^2$:

$$P_{S \text{ вых}} = P_{\text{вых}} - P_{N \text{ вых}} =$$

$$= \frac{12}{12 + 5\pi} \left[12\sigma^2 + 6S^2 + 10M_{1A}^2(S) \right] - 12\sigma^2.$$

Для слабых сигналов $q^2 \ll 1$, поэтому

$$M_{1A}^2(S) \cong \sigma^2 \frac{\pi}{2} \left(1 + \frac{S^2}{4\sigma^2} \right)^2. \quad (17)$$

С учетом (17) соотношение для нормированной к шуму выходной мощности полезного сигнала

$$\frac{P_{S \text{ вых}}}{\sigma^2} = 6q^2. \quad (18)$$

Для стохастической системы (см. рис. 6, а) второе слагаемое в выражении (16) равно нулю, поэтому $\frac{P_{S \text{ вых}}}{\sigma^2} = q^2 \sum_{i=0}^r (\bar{a}_i^2 + \sigma_{a_i}^2)$. Поскольку в этой системе $\bar{a}_0 = 1$, $\sigma_{a_0}^2 = 0$, $\bar{a}_1 = 0$, $\sigma_{a_1}^2 = 4$, $\bar{a}_2 = 0$, $\sigma_{a_2}^2 = 1$, то

$$\frac{P_{S \text{ вых}}}{\sigma^2} = 6q^2. \quad (19)$$

Сравнивая (19) и (18), видим, что эффективность стохастической и детерминированной си-

стем для случая слабых сигналов одинакова. В то же время стохастическая система имеет преимущество перед детерминированной системой, заключающееся в постоянстве структуры как в зоне шума, так и в зоне помех (изменяются только ВК). Кроме того, при таком построении системы сохраняются постоянными систематическое смещение (задержка) и уровень шума на выходе.

Результаты моделирования

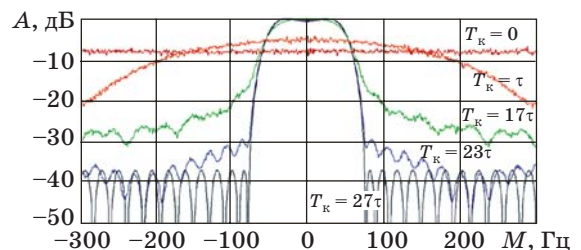
Реализация принципа стохастического обеления проверялась моделированием. В ходе моделирования применялся джиттер ВК стохастического РФ.

Результаты моделирования стохастического ЦФ 27-го порядка (рис. 7) относятся к случаю, в котором модули ВК получены вследствие синтеза ЦФ низких частот с детерминированными ВК.

Управление полосой режекции в этих ЦФ осуществляется ВК корреляции v_i , в частности изменением модулей $|v_i|$ и знаков ВК. «Глубина» корреляции варьировалась от $|v_i| = 0$, когда амплитудно-частотная характеристика ЦФ становилась равномерной (случай «энергетически прозрачного» фильтра), до $|v_i| = 1$ с интервалом корреляции ВК $T_K = (j - i)\tau = 27\tau$, когда ЦФ выполнял свои основные функции фильтра нижних частот с «равновеликими пульсациями» в зоне режекции, τ — интервал временного квантования, равный 1,66 нс. Параметр T_K варьировался от 0 до 27τ . Основные ВК ЦФ имели средние значения $M_1\{a_i\}$, $i = 0, 1, 2, \dots, 27$, равные 0, т. е. являлись равновесно знакопеременными. Крайний случай $T_K = 27\tau$ соответствовал синхронной смене знака всех 28 ВК по равновероятностному закону: $P_- = P_+ = 1/2$.

Другие применения. Открывается неожиданная взаимосвязь анализируемого метода с проблемой снижения заметности летательных аппаратов с управляемыми покрытиями и антенными системами в бортовых радарх.

Отраженный от совокупности N элементарных отражателей участка адаптивного покрытия



■ Рис. 7. Амплитудно-частотная характеристика стохастического ЦФ фильтра нижних частот при адаптации его полосы прозрачности путем управления корреляцией его ВК

сигнал $\dot{e} = \sum_{i=1}^N \dot{a}_i \dot{x}_i$ является суперпозицией N отсчетов (случайного поля) $\dot{x}_i$, $i = 1, \dots, N$, взвешенных ВК отражений $\dot{a}_i$.

Мощность отраженного сигнала, определяющая величину эффективной поверхности рассеяния:

$$P_e = M_1\{\dot{e}\dot{e}^*\} = M_1\left\{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \dot{a}_i \dot{a}_j^* \dot{x}_i \dot{x}_j^*\right\}. \quad (20)$$

При фиксированной ориентации объекта (без параметрической накачки ВК) a_i можно считать постоянными, поэтому

$$P_e = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \dot{a}_i \dot{a}_j^* M_1\{\dot{x}_i \dot{x}_j^*\} = S_0 \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \dot{a}_i \dot{a}_j^* \rho_{ij}, \quad (21)$$

где ρ_{ij} — корреляционные элементы; S_0 — мощность входного сигнала;

$$M_1\{\dot{a}_i \dot{a}_j^*\} = M_1\{\dot{a}_i\} M_1\{\dot{a}_j^*\} + v_{ij} \sigma_i \sigma_j;$$

$$M_1\{a_i^2\} = M_1^2\{a_i\} + \sigma_i^2.$$

При определенных фазовых соотношениях весовые коэффициенты a_i увеличивают либо уменьшают величину P_e , формируя изрезанность диаграммы обратного рассеяния защищаемого объекта. Ситуация, когда мощность P_e уменьшается, наиболее интересна, так как в этом случае снижается заметность летательного аппарата.

Противоположные знаки коэффициентов $\dot{a}_i, \dot{a}_j$ нарушают условия когерентного суммирования слагаемых, в результате чего мощность обратного отражения P_e уменьшается. При детерминированных ВК увеличение или уменьшение эффективной поверхности рассеяния определяется только пространственной ориентацией объекта. При случайных ВК $\dot{a}_i$ открываются дополнительные возможности, так как

$$P_e = S_0 K_P, \quad (22)$$

где

$$K_P = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N v_{ij} \sigma_i \sigma_j \rho_{ij}}{\sum_{i=1}^N \sigma_i^2}.$$

Сравнивая (22) с (21), можно сказать, что роль модулей ВК $\dot{a}_i$ играют среднеквадратические значения σ_i , а роль произведения знаков коэффициентов $\dot{a}_i \dot{a}_j^*$ — коэффициенты взаимной корреляции v_{ij} .

Особенностью полученного результата является то, что уровень отраженной мощности P_e в этом случае уже не зависит от ВК a_i (угловой

ориентации), а определяется исключительно стохастическими свойствами генератора рандомизирующей накачки параметров ВК.

В частности, при независимых ВК, ввиду того, что $v_{ij} = 0$ для всех $i \neq j$, имеем $P_e = S_0$, $K_P = 1$, т. е. пространственный ЦФ становится энергетически «прозрачным», имея равномерную диаграмму обратного рассеяния. Коэффициент K_P для пространственного ЦФ с неуправляемыми ВК при $a_i = a_j = 1$ равен $\sqrt{N} \gg 1$. Условный выигрыш в уменьшении P_e составляет $\Delta S = 10 \lg N$ [дБ].

Заключение

Полученные в настоящей статье результаты доказывают принципиальную возможность построения управляемых систем СДЦ на основе соблюдения принципа «стохастического обеления», обобщающего известный метод приведения небелого шума к белому для случая согласованной фильтрации на фоне коррелированных помех. Сформулирован принцип построения стохастических обеляющих фильтров со случайными весовыми коэффициентами a_i , в которых в целях сохранения структурно-канонической инвариантности и нормализации задержек по дальности, скорости и угловым координатам, стабилизации уровня шума введена корреляция весовых коэффициентов a_i при $M_1\{a_i\} = 0$.

Для пространственно-частотного аналога стохастического ЦФ отмечена неожиданная взаимосвязь с заметностью летательных аппаратов с управляемыми покрытиями и поверхностно распределенными антеннами, что важно для бортовых радаров. Обоснован принцип «стохастического обеления», расширяющий принцип обеления Уидроу — Урковица — Котельникова.

Литература

1. **Справочник по радиолокации:** пер. с англ. В 4 т. / под общей ред. К. Н. Трофимова. Т. 3: Радиолокационные устройства и системы / под ред. А. С. Виницкого. — М.: Сов. радио, 1978. — 528 с.
2. **Бакулев П. А., Степин В. М.** Методы и устройства селекции движущихся целей. — М.: Радио и связь, 1986. — 286 с.
3. **Горбунов Ю. Н.** Цифровые системы СДЦ и их оптимизация: монография. — М.: МГТУ МИРЭА, 2008. — 132 с.
4. **Монзинго Р. А., Миллер Т. У.** Адаптивные антенные решетки: Введение в теорию: пер. с англ. — М.: Радио и связь, 1986. — 448 с.
5. **Граничин О. Н.** Рандомизированные алгоритмы в задачах обработки данных и принятии решений // Системное программирование. 2012. Вып. 6. С. 142–162.

6. Граничин О. Н., Поляк Б. Т. Рандомизированные алгоритмы оценивания и оптимизации при почти произвольных помехах. — М.: Наука, 2003. — 293 с.
7. Амелин К. С. Возможности рандомизации в алгоритме предсказания отклонения от курса беспилотного летательного аппарата при произвольных внешних помехах при наблюдении // Стохастическая оптимизация в информатике. 2011. Т. 7. С. 93–116.
8. Граничин О. Н. Неминимаксная фильтрация при ограниченных помехах в наблюдениях // Автоматика и Телемеханика. 2002. № 9. С. 125–133.
9. Granichin O. N. Linear Regression and Filtering under Nonstandart Assumptions (Arbitrary noise) // IEEE Trans. on Automat. Contr. 2004. Vol. 49. P. 1830–1835.
10. Vakhitov A., Granichin O., Vlasov V. Adaptive Control of SISO Plant with Time-Varying Coefficients Based on Random Test Perturbation // Prog. of the 2010 American Control Conf., 2010, June 30–July 02, Baltimore, MD, USA. P. 4004–4009.
11. Candes E., Romberg J., Tao T. Robust Uncertainty Principles: Exact Signal Reconstruction from Highly Incomplete Frequency Information // IEEE Trans. Inform. Theory. 2006. Vol. 52. N 2. P. 459–509.
12. Тихонов Э. П. Стохастический, пространственный аналого-цифровой преобразователь и его связь с нейронными структурами // Информационно-управляющие системы. 2007. № 1. С. 8–16.
13. Пестряков В. Б. Фазовые радиотехнические системы. — М.: Сов. радио, 1968. — 468 с.

UDC 621.396.96

doi:10.15217/issn1684-8853.2015.2.15

Stochastic Whitewash of Passive Correlated Interference for the Optimization of Moving Target Selection Systems

Yu. N. Gorbunov^{a, b}, Dr. Sc., Tech., Professor, Leading Researcher, gorbunov@ms.ire.rssi.ru^aFryazino Branch of Kotel'nikov Institute of Radio Engineering and Electronics of RAS, 1, Vvedensky Sq., 141190, Fryazino, Russian Federation^bMoscow Institute of Radio Engineering, Electronics and Automation, 78, Vernadsky St., 119454, Moscow, Russian Federation

Purpose: When processing radar signals for suppressing passive correlated interference, the notch filter order can vary from the maximum value down to zero (filter off), resulting in the need for real-time alignment of the output noise level and the added phase and group delays. Another need is the minimization of the loss of a useful signal caused by mismatched filtering. The aim of the work is determining the conditions for target visibility in the system built on the basis of the canonical structure with random parameters. **Results:** The "stochastic whitewash" principle was grounded and formulated. A canonical structure was proposed for a stochastic filter with a permanent order, namely: a stochastic compensator for the interference zone and an energy-transparent stochastic filter for the noise zone. According to the efficiency characteristics (threshold characteristics of weak signal detection), the deterministic and stochastic systems were proven to be equivalent. **Practical relevance:** The obtained result will help to achieve a constant level of the output noise and false alarms, reducing the demands for the digit capacity of the signal processing system. With the space-frequency interpretation of the controlled coverage parameters modulation process, it will also help to reduce the aircraft visibility.

Keywords — Moving Target Selection, Passive Correlated Interference, Mismatched Filtering, Stochastic Whitewash, Improvement Factor.

References

1. *Radar Handbook*. Ed. by M. Skolnik. New York, McGraw-Hill, 1970. Vol. 3.
2. Bakoulev P. A., Stepin V. M. *Metody i ustroystva selektsii dvizhushchikhsia tselei* [Methods and Devices Moving Target]. Moscow, Radio i svyaz' Publ., 1986. 286 p. (In Russian).
3. Gorbunov Yu. N. *Tsifrovyye sistemy SDTs i ikh optimizatsiya* [Digital MTI System and Optimization]. Moscow, Moscow State Institute of Radio Engineering, Electronics and Automation Publ., 2008. 132 p. (In Russian).
4. Monzingo R. A., Miller T. W. *Introduction to Adaptive Arrays*. SciTechPubl., Inc., 2004. 544 p.
5. Granichin O. N. Randomized Algorithms in Problems of Data Processing and Decision Making. *Sistemnoe programirovaniye*, 2012, vol. 6, pp. 142–162 (In Russian).
6. Granichin O. N., Polyak B. T. *Randomizirovannyye algoritmy otsenivaniia i optimizatsii pri pochti proizvol'nykh pomekakh* [Randomized Algorithms for Estimation and Optimization for Almost Arbitrary Noise]. Moscow, Nauka Publ., 2003. 293 p. (In Russian).
7. Amelin K. S. Randomization Algorithm Predicting the Course Deviation Unmanned Aerial Vehicle for Arbitrary External Interference by Observing. *Stokhasticheskaya optimizatsiya v informatike*, 2011, vol. 7, pp. 93–116 (In Russian).
8. Granichin O. N. Nonminimax Filtering with Limited Interference in the Observations. *Avtomatika i Telemekhanika*, 2002, no. 9, pp. 125–133 (In Russian).
9. Granichin O. N. Linear Regression and Filtering under Nonstandart Assumptions (Arbitrary noise). *IEEE Trans. on Automat. Contr.*, 2004, vol. 49, pp. 1830–1835.
10. Vakhitov A., Granichin O., Vlasov V. Adaptive Control of SISO Plant with Time-Varying Coefficients Based on Random Test Perturbation. *Prog. of the 2010 American Control Conf.*, 2010, June 30–July 02, Baltimore, MD, USA, pp. 4004–4009.
11. Candes E., Romberg J., Tao T. Robust Uncertainty Principles: Exact Signal Reconstruction from Highly Incomplete Frequency Information. *IEEE Trans. Inform. Theory*, 2006, vol. 52, no. 2, pp. 459–509.
12. Tikhonov E. P. A Stochastic Spatial Analog-to-Digital Converter and its Relation with Neural Structures. *Informatsionno-upravliaiushchie sistemy* [Information and Control Systems], 2007, no. 1, pp. 8–16 (In Russian).
13. Pestryakov V. B. *Fazovyye radiotekhnicheskie sistemy* [Phase Radio Systems]. Moscow, Sovetskoe radio Publ., 1968. 468 p. (In Russian).

МЕТОД КЛАССИФИКАЦИИ СИГНАЛОВ НА ОСНОВЕ СПЕКТРАЛЬНОГО АНАЛИЗА ГРАФА КЛАСТЕРНОГО РАЗБИЕНИЯ

С. С. Юлин^а, инженер-программист

И. Н. Паламарь^б, канд. техн. наук, профессор

^аОАО «КБ «ЛУЧ», Рыбинск, РФ

^бРыбинский государственный авиационный технический университет им. П. А. Соловьева, Рыбинск, РФ

Постановка проблемы: большинство методов классификации сигналов учитывают внутреннюю структуру объектов, основываясь только на марковских предположениях, что приводит к потере значительной части дискриминантной информации, содержащейся в сигнале. Целью данной работы является улучшение качества работы методов классификации сигналов за счет анализа информации о структуре их кластерного разбиения. **Результаты:** предложен метод классификации на основе спектрального анализа графов, формируемых по обучающей с учителем модели, и разработан способ классификации сигналов на основе анализа структуры кластеров, получаемых в результате отображения сигнала на нелинейное главное многообразие малой размерности с помощью алгоритма формирования самоорганизующейся карты Кохонена. Полученное кластерное разбиение представляется в виде графа. Определены граф данных и граф модели, задаваемые на топологической, упорядоченной структуре карты Кохонена. Целочисленная мера сходства графа данных и графа модели вычисляется с использованием методов спектральной теории графов. Экспериментально доказано улучшение качества классификации при объединении предложенного в работе метода с широко известными методами, такими как HMM и HCRF, а также с ранее разработанным нами методом NPM-PGM. **Практическая значимость:** разработанный метод может быть использован для решения задач распознавания сигналов (последовательностей наблюдений), таких как, например, распознавание рукописных символов, написанных стилусом на планшете, и распознавание действий человека по данным акселерометра наручного браслета.

Ключевые слова — классификация сигналов, самоорганизующаяся карта Кохонена, спектральная теория графов, сравнение графов.

Введение

Большинство методов классификации временных последовательностей (сигналов), например скрытые марковские модели (HMM — *Hidden Markov Model*) [1] или условные случайные поля со скрытыми состояниями (HCRF — *Hidden Conditional Random Fields*) [2], учитывают внутреннюю структуру объектов, основываясь только на марковских предположениях [3]. Это приводит к потере значительной части дискриминантной информации, содержащейся в сигнале, и, как следствие, к снижению качества классификации. В связи с этим целью данной работы является повышение качества классификации сигналов путем извлечения информации о структуре сигнала на основе анализа графа кластерного разбиения данного сигнала.

Многие проблемы, представляющие интерес в машинном обучении, могут быть сформулированы как задачи нахождения соответствия между двумя наборами точек [4]. Поскольку набор точек может иметь внутреннюю структуру, то он часто рассматривается не просто как множество точек, а как граф. В этих условиях вершины графа представляют собой характерные точки, извлеченные из каждого экземпляра образа (например, тестового и эталонного), а ребра пред-

ставляют связи между характерными точками. Следовательно, задача сопоставления наборов точек сводится к проблеме сравнения графов, состоящей в нахождении соответствия между двумя наборами вершин с идентичной смежностью. Из-за своей комбинаторной природы эта задача решается либо точно с введением ограничений, либо приблизительно. Большая часть современной литературы о сравнении графов посвящена разработке приближенных схем решения задачи сравнения графов.

Как правило, в задаче распознавания образов можно выделить два графа: G_M — граф модели и G_D — граф данных. Процедура сравнения этих графов выполняется в целях определения того, какой модели (классу образов) соответствуют те или иные данные. Формально задача сравнения графов формулируется так: дано два графа $G_M = (V_M, E_M, A_M)$ и $G_D = (V_D, E_D, A_D)$, где V — множество вершин; E — множество ребер; A — множество атрибутов ребер, и выполняется условие $V_M \neq V_D$. Найти отображение $f: V_M \rightarrow V_D$ такое, что любые две вершины u и v графа G_D смежны тогда и только тогда, когда смежны вершины $f(u)$ и $f(v)$ графа G_M [5].

Широко используются два подхода к сравнению графов: на основе спектральной теории графов [6, 7] и полуопределенного программиро-

вания. В данной работе используется метод спектрального сравнения графов [8]. Спектр графа представляет собой множество всех собственных чисел матрицы смежности. Вычисление спектра позволяет получить информацию о вершине (охарактеризовать вершину) по инцидентным ей ребрам. Несмотря на то, что спектр инвариантен не только при преобразовании посредством групп перестановок, но и под действием групп всех ортогональных преобразований, спектральные методы сравнения графов получили широкое распространение, особенно при сравнении неориентированных графов, так как найти пару изоспектральных неизоморфных неориентированных графов является довольно трудной задачей [9].

Очевидно, что не в любых данных легко отыскать характерные точки, способные являться вершинами графа. В настоящей работе предлагается универсальный способ формирования характерных точек путем формирования кластерного разбиения классифицируемого образа. Группа кластеров и связей между ними формируется путем отображения обучающих данных на нелинейное главное многообразие малой размерности, формируемое методом самоорганизующейся карты Кохонена [10, 11]. Определим граф кластерного разбиения (граф самоорганизующейся карты Кохонена) как граф $G_M = (V_M, E_M, A_M)$, где V_M — множество узлов карты Кохонена; E_M — множество связей между узлами, задаваемое топологией карты; $A_M = \{A_{ij}\}$ — множество атрибутов связей, значение которых равно евклидову расстоянию между весами двух смежных узлов карты i и j .

Решение задачи сравнения графов подразумевает формирование матрицы соответствия этих графов, т. е. определение того, какие пары вершин двух графов $i^{(M)}, j^{(M)}$ и $i^{(D)}, j^{(D)}$ нужно проверять на существование смежных ребер (и эквивалентность атрибутов ребер) между ними, другими словами, значения каких пар вершин учитывать при формировании меры сходства графов. В данной работе мы предлагаем метод формирования матрицы соответствия на основе особенностей карты Кохонена, состоящих в ее фиксированной топологии, а также в ее упорядоченности. Упорядоченность карты говорит о том, что близкие значения узлов карты будут расположены на карте топологически близко друг к другу. Соответственно, схожие области двух различных карт топологически будут расположены в одном и том же месте на карте. Таким образом, упорядоченность карты Кохонена, доказанная в работе [12], позволяет формировать матрицу соответствия по принципу «один к одному», т. е. однозначно сопоставлять вершины с одинаковыми номерами. Следует обратить внимание на то, что

задача сравнения графов в общем случае отличается от задачи определения изоморфизма гораздо меньшей строгостью в том плане, что соответствие между вершинами может формироваться по принципу «один ко многим».

В работе рассматривается задача классификации сигналов на примере практических задач распознавания рукописных символов по траектории пера и распознавания действия человека (*Human Motion Primitives*) [13] по показаниям акселерометра наручного браслета. Представленный в работе метод классификации основывается на анализе отношений между узлами карты Кохонена. Ранее нами был разработан метод, основанный на анализе непосредственно значений самих узлов карты [14, 15]. Объединение этих методов позволило получить значительное увеличение качества классификации, что подтверждается сравнительной оценкой объединения классификаторов различными методами: методом голосования, а также вероятностным методом по правилу Байеса и его упрощениям.

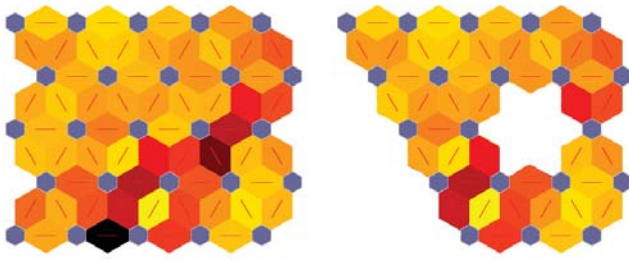
Метод и алгоритм классификации на основе спектрального анализа графа кластерного разбиения

Пусть дано обучающее множество $TS_y = \{X_1, X_2, \dots, X_m\}$ — неупорядоченный набор последовательностей наблюдений длины m , соответствующих классу y , $y = 1..C$, где C — количество классов; $X = \{x_1, x_2, \dots, x_T\}$ — последовательность наблюдений длины T , представляющая собой упорядоченный набор векторов-признаков $x_t \in R^d$, где $t = 1..T$; d — размерность пространства признаков. Отображение обучающих данных класса y на карту Кохонена выполняется как решение следующей оптимизационной задачи (для каждого класса обучается своя карта):

$$\sum_{\forall x_t \in TS_y} \sum_{j=1}^n \|x_t - w_j\| \rightarrow \min, \quad (1)$$

где n — количество узлов карты; w_j — координата j -го узла карты y в R^d , $w_j \in R^d$.

Тогда граф модели определим как $G_M = (V_M, E_M, A_M)$, где V_M — множество узлов карты Кохонена, имеющих вес w_j , $j \in V_M$, $|V_M| = n$; E_M — множество связей $e \in E_M$ (ребра e будем обозначать по номерам инцидентным им вершин — $e = (i, j)$) карты Кохонена; $A_M = \{A_{ij}\}$ — множество атрибутов ребер, $A_{ij} = \|w_i - w_j\|$. Построение графа данных $G_D = (V_D, E_D, A_D)$ будем производить путем выполнения операции пересечения множества узлов карты, соответствующих наблюдаемым данным, и множества вершин графа модели G_M (рис. 1). Фактически выполняем отображение по-



■ **Рис. 1.** Пример графа модели (слева) и графа данных (справа): серо-синими фигурами обозначены вершины, красными линиями — ребра, цвет объекта вокруг красной линии характеризует атрибут ребра

следовательности наблюдений $X = \{x_1, x_2, \dots, x_T\}$ на карту, тем самым формируя множество узлов $B = \{b_t, t = 1..T\}$, соответствующих последовательности X :

$$b_t = \operatorname{argmin} \sum_{i=1}^T \sum_{j=1}^n \|x_t - w_j\|, t = 1..T, \quad (2)$$

и определяем множество вершин V_D как

$$V_D = V_M \cap B. \quad (3)$$

Тогда множество ребер E_D определим как подмножество множества ребер E_M , инцидентных вершинам из множества V_D . Соответственно, множество атрибутов A_M также однозначно отображается на множество ребер E_D , формируя множество A_D . Для каждой последовательности X будет построено y графов данных G_D , по одному на модель каждого класса. Чем больше граф G_D последовательности X «похож» на граф G_M модели y , тем больше вероятность соотнесения последовательности X к классу y .

Сама задача сравнения графов в общем виде формулируется как задача целочисленного квадратичного программирования

$$S = z^T \cdot M \cdot z \rightarrow \max, \quad (4)$$

где S — целочисленная мера сходства графов; M — матрицы соответствия $M_{i(M)i(D), j(M)j(D)} = f(A_{i(M)j(M)}^{(M)}, A_{i(D)j(D)}^{(D)})$, f — функция сравнения атрибутов ребер, $M : n^{(M)} \cdot n^{(D)} \times n^{(M)} \cdot n^{(D)}$; z — бинарный вектор неизвестных параметров, $z \in \{0,1\}^{n^{(M)} \cdot n^{(D)}}$.

В качестве функции f сравнения атрибутов ребер будем использовать отношение равенства

$$M_{i(M)i(D), j(M)j(D)} = \begin{cases} 1, & \text{если } A_{i(M)j(M)}^{(M)} = A_{i(D)j(D)}^{(D)} \\ 0 & \text{в противном случае} \end{cases}. \quad (5)$$

Решение задачи (4) выполним методом, описанным в работе [3], в результате чего получим целочисленную меру S сходства двух графов.

Суть метода [3] состоит в следующем: максимизация $z^T \cdot M \cdot z \rightarrow \max$ сводится к максимизации отношения $\frac{z^T \cdot M \cdot z}{z^T \cdot z} \rightarrow \max$, которое в свою очередь достигает максимума при условии, что вектор z является собственным вектором матрицы M . Следовательно, вычисление собственного вектора z матрицы M приводит непосредственно к нахождению меры S . Вычисление собственного вектора z производится с помощью ряда методик, описанных в работе [3]. В отличие от NP-трудной задачи (4) такая задача имеет линейную вычислительную сложность.

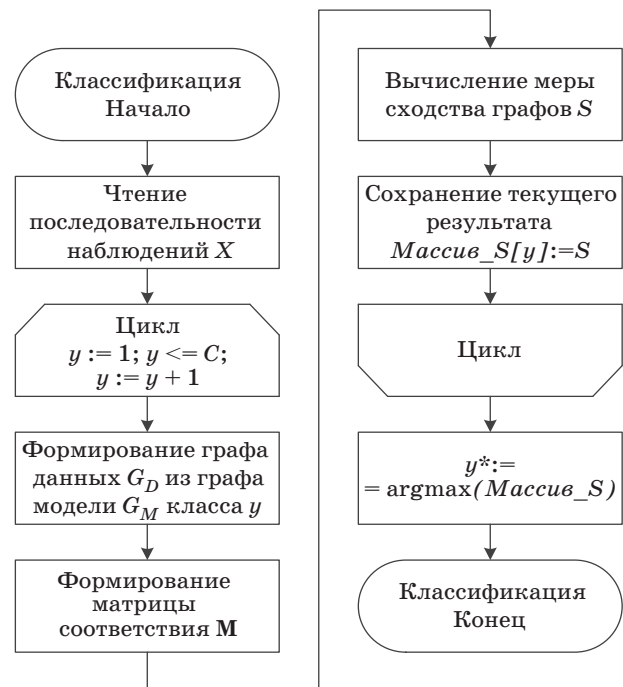
Тогда итоговая задача соотнесения последовательности X одному из классов y решается как

$$y^* = \operatorname{argmax}_{y=1..C} (z^T \cdot M \cdot z), \quad (6)$$

где M — матрица соответствия, построенная для модели каждого класса y от 1 до C для последовательности X .

Предложенный метод классификации на основе спектрального анализа графа кластерного разбиения состоит из двух этапов — обучения и классификации. Рассмотрим алгоритмы реализации каждого из этапов.

Обучение: обучение модели состоит только из обучения нескольких самоорганизующихся карт Кохонена на обучающем наборе данных TS_y , что соответствует построению графов G_M , по одному для каждого класса y , $y = 1..C$. Обучение происходит стандартным алгоритмом формирования самоорганизующейся карты Кохонена.



■ **Рис. 2.** Блок-схема алгоритма классификации

Классификация: алгоритм классификации последовательности $X = \{x_1, x_2, \dots, x_T\}$ состоит из следующих шагов (рис. 2): последовательное отображение данной последовательности на каждую из карт Кохонена, представляющую собой модель класса $y, y = 1..C$; формирование графа модели и графа данных по текущей карте и вычисление меры их сходства. Тот класс, чья модель имеет наибольшую меру сходства, является искомым классом.

Экспериментальное исследование и анализ результатов

Проведем сравнительную оценку следующих методов в решении задачи классификации на наборах данных из репозитория машинного обучения UCI [16, 17]: классических методов HMM и HCRF; ранее разработанного нами метода NPM-PGM [14]; предложенного в данной работе метода SAUDM (*Spectral Analysis of Unified Distance Matrix*); их объединений (NPM-PGM & SAUDM, HMM & SAUDM, HCRF & SAUDM, HCRF & HMM). Описание данных приведено в табл. 1. Результаты оценки качества классификации на наборе данных Dataset for ADL Recognition with Wrist-worn Accelerometer [16] приведены в табл. 2. Результаты оценки качества классификации на

наборе данных Character Trajectories Data Set [17] приведены в табл. 3.

Характеристики используемых наборов данных следующие:

1) набор данных Dataset for ADL Recognition with Wrist-worn Accelerometer — 5212 последовательностей показаний трехосного акселерометра, закрепленного на правой руке 16 людей различного пола и возраста. Человек с закрепленным на руке акселерометром совершает семь различных действий: *climb_stairs* (поднимается по лестнице), *drink_glass* (пьет из стакана: берет стакан, пьет, ставит на стол), *getup_bed* (встает с кровати из положения лежа), *pour_water* (берет бутылку со стола, наливает из бутылки в стакан, стоящий на столе, ставит бутылку обратно на стол), *sitdown_chair* (садится на стул), *standup_chair* (встает со стула), *walk* (шагает). Частота считывания координат — 32 Гц;

2) набор данных Character Trajectories Data Set — траектории движения пера, полученные при написании букв английского алфавита на планшете Wacom. Данные состоят из трех параметров: координаты точки по оси абсцисс, оси ординат и силы нажима. Данные сглажены и нормированы. Частота считывания координат — 200 Гц.

Разделение на обучающую и тестовую выборки произведено самими авторами наборов дан-

■ **Таблица 1.** Описание данных для оценки качества классификаторов

Наименование данных	Dataset for ADL Recognition with Wrist-worn Accelerometer	Character Trajectories Data Set
Количество классов	7	20
Размерность пространства признаков	3	3
Количество экземпляров каждого класса для обучения	20	50
Количество экземпляров каждого класса для тестирования	100	50
Источник	Репозиторий UCI [16]	Репозиторий UCI [17]

■ **Таблица 2.** Точность классификации на наборе Dataset for ADL Recognition with Wrist-worn Accelerometer

Метод классификации	Метод объединения классификаторов						
	Vote	Bayes MAX	Bayes SUM	Bayes MIN	Bayes AVG	Bayes PRO	Bayes
HMM	0,6728						
HCRF	0,6928						
SAUDM	0,6871						
NPM-PGM	0,6929						
HMM & SAUDM	0,6971	0,6943	0,6729	0,6729	0,6729	0,6729	0,6300
HCRF & SAUDM	0,7043	0,6986	0,7214	0,7186	0,7214	0,7214	0,6200
NPM-PGM & SAUDM	0,7143	0,7086	0,7343	0,7243	0,7343	0,7329	0,6457
HCRF & HMM	0,6963	0,6857	0,6729	0,6729	0,6729	0,6729	0,6314

■ Таблица 3. Точность классификации на наборе Character Trajectories Data Set

Метод классификации	Метод объединения классификаторов						
	Vote	Bayes MAX	Bayes SUM	Bayes MIN	Bayes AVG	Bayes PRO	Bayes
HMM	0,7570						
HCRF	0,7650						
SAUDM	0,7450						
NPM-PGM	0,7480						
HMM & SAUDM	0,7990	0,7980	0,7570	0,7570	0,7570	0,7570	0,7050
HCRF & SAUDM	0,7770	0,7660	0,8310	0,8230	0,8310	0,8330	0,6740
NPM-PGM & SAUDM	0,7550	0,7450	0,7990	0,8000	0,7990	0,6630	0,6520
HCRF & HMM	0,8110	0,7960	0,7570	0,7570	0,7570	0,7570	0,6770

ных и в ходе проводимых нами экспериментов не менялось, кроме того, исходное пространство признаков также не подвергалось никаким изменениям.

Параметры HMM: первоначальная инициализация центров распределения вероятности в каждом состоянии производится алгоритмом k -средних; для обучения используется алгоритм Баума — Велша; нормальное распределение вероятности; количество скрытых состояний для Dataset for ADL Recognition with Wrist-worn Accelerometer — 9 (24 гауссовы компоненты в смеси), для Character Trajectories Data Set — 7 (одна гауссова компонента в смеси).

Параметры HCRF: квазиньютоновский алгоритм оптимизации — BFGS с L_2 -регуляризацией; количество скрытых состояний для Dataset for ADL Recognition with Wrist-worn Accelerometer — 9, для Character Trajectories Data Set — 7.

Параметры NPM-PGM и SAUDM: гексагональная карта Кохонена: размер карты для Dataset for ADL Recognition with Wrist-worn Accelerometer — 40×40 , для Character Trajectories Data Set — 16×16 .

Из множества методов объединения классификаторов [18] мы выбрали следующие, показывающие хорошее качество классификации на данных наборах и классификаторах: метод голосования (Vote), вероятностный метод по правилу Байеса (Bayes), вероятностный метод по правилу Байеса с упрощением по правилу умножения (Bayes PRO), суммы (Bayes SUM), максимума (Bayes MAX), минимума (Bayes MIN), среднего (Bayes AVG). В табл. 2 и 3 выделены методы объединения, показывающие наилучшее качество классификации [19, 20].

В результате анализа оценки качества классификации можно отметить, что метод SAUDM имеет приемлемую дискриминантную способность и значительно увеличивает итоговое качество классификации при объединении его с другими методами.

На наборе Dataset for ADL Recognition with Wrist-worn Accelerometer:

- HMM & SAUDM лучше HMM на 2,43 %;
- HCRF & SAUDM лучше HCRF на 2,86 %;
- NPM-PGM & SAUDM лучше NPM-PGM на 4,14 %.

На наборе Character Trajectories Data Set:

- HMM & SAUDM лучше HMM на 4,2 %;
- HCRF & SAUDM лучше HCRF на 6,8 %;
- NPM-PGM & SAUDM лучше NPM-PGM на 5,2 %.

Увеличение качества классификации при объединении метода SAUDM с другими методами говорит о том, что он показывает лучшие результаты классификации на отдельно взятых классах или экземплярах классов благодаря использованию информации о структуре сигнала при построении решающего правила.

Заключение

Разработан метод классификации сигналов на основе спектрального анализа графа кластерного разбиения. В процессе достижения этой цели были решены следующие задачи:

- предложен метод формирования графа модели с использованием отображения обучающих данных на самоорганизующуюся карту Кохонена;

- на основе упорядоченности карты Кохонена предложен способ формирования графа данных, заключающийся в выполнении операции пересечения множества узлов карты, соответствующих наблюдаемым данным, и множества вершин графа модели;

- на основе упорядоченности карты Кохонена выбран способ построения матрицы соответствия по принципу «один к одному». В качестве функции сравнения атрибутов ребер использовано отношение равенства.

Проведен эксперимент по классификации сигналов на примере решения практических задач

распознавания рукописных символов по траектории пера и распознавания действия человека по показаниям акселерометра наручного браслета. В результате анализа оценки качества классификации можно отметить то, что метод SAUDM имеет приемлемую дискриминантную способность и значительно увеличивает итоговое качество классификации при объединении его с другими методами в среднем на 4 %.

Увеличение качества классификации методов при объединении их с методом SAUDM говорит

о его отличительной особенности, характеризующейся учетом структурной информации, содержащейся в графе кластерного разбиения, путем ее анализа на основе методов спектральной теории графов.

В дальнейшем метод, описанный в работе, может быть обобщен до случая выполнения кластерного разбиения произвольными методами кластеризации путем введения дополнительных эвристических правил формирования графа модели, графа данных, а также матрицы их соответствия.

Литература

1. Рабинер Л. Р. Скрытые марковские модели и их применение в избранных приложениях при распознавании речи: обзор // ТИИЭР. 1989. Т. 77. № 2. С. 86–120.
2. Gunawardana A., Mahajan M., Acero A., Platt J. C. Hidden Conditional Random Fields for Phone Classification // Intern. Conf. on Speech Communication and Technology. 2005. P. 1117–1120.
3. Koller D., Friedman N. Probabilistic Graphical Models: Principles and Techniques. — MIT Press, 2009. — 1265 p.
4. Кузнецов Л. А., Бугаков Д. А. Разработка меры оценки информационного расстояния между графическими объектами // Информационно-управляющие системы. 2013. № 1(62). С. 74–79.
5. Bengio E. Inexact Graph Matching Using Estimation of Distribution Algorithms: PhD thesis/ Ecole Nationale Supérieure des Télécommunications. — Paris, 2002. — 187 p.
6. Leordeanu M., Hebert M. A Spectral Technique for Correspondence Problems Using Pairwise Constraints // Tenth IEEE Intern. Conf. on Computer Vision (ICCV). 2005. Vol. 2. P. 1482–1489.
7. Nan Hu, Rustamov R., Guibas L. Stable and Informative Spectral Signatures for Graph Matching // IEEE Conf. on Computer Vision and Pattern Recognition (CVPR). 2014. P. 2313–2320.
8. Cour T., Srinivasan P., Shi J. Balanced Graph Matching // Advances in Neural Information Processing Systems 19 (NIPS 2006). 2006. P. 313–320.
9. Цветкович Д., Дуб М., Захс Х. Спектры графов. Теория и применение. — Киев: Наукова думка, 1984. — 384 с.
10. Кохонен Т. Самоорганизующиеся карты. — М.: Бинном, 2008. — 655 с.
11. Gorban A., Kegl B., Wunsch D., Zinovyev A. Principal Manifolds for Data Visualisation and Dimension Reduction. — N. Y.: Springer, 2008. — 340 p.
12. Cottrell M., Fort J.-C. Étude d'un Processus D'auto-organisation // Annales de l'institut Henri Poincaré. 1987. Vol. 23. P. 1–20.
13. Bruno B., Mastrogianni F., Sgorbissa A., Vernazza T. Analysis of Human Behavior Recognition Algorithms Based on Acceleration Data // IEEE Intern. Conf. on Robotics and Automation (ICRA). 2013. P. 1602–1607.
14. Паламарь И. Н., Юлин С. С. Порождающая графическая вероятностная модель на основе главных многообразий // Тр. СПИИРАН. 2014. № 2. С. 227–247.
15. Palamar I. N., Yulin S. S. Probabilistic Graphical Model Based on Growing Neural Gas for Long Time Series Classification // Modern Applied Science. 2015. Vol. 9. N 2. P. 108–115.
16. UCI Machine Learning Repository. Dataset for ADL Recognition with Wrist-worn Accelerometer Data Set, 2014. <http://archive.ics.uci.edu/ml/datasets/Dataset+for+ADL+Recognition+with+Wrist-worn+Accelerometer> (дата обращения: 01.01.2015).
17. UCI Machine Learning Repository. Character Trajectories Data Set, 2008. <http://archive.ics.uci.edu/ml/datasets/Character+Trajectories> (дата обращения: 01.01.2015).
18. Городецкий В. И., Серебряков С. В. Методы и алгоритмы коллективного распознавания: обзор // Тр. СПИИРАН. 2006. № 3. С. 139–171.
19. Ogorzalek M., Merkwirth C. Statistical Learning and Ensembling Techniques for Time-series-based Model Building, 2006. http://www.eie.polyu.edu.hk/~maciej/pdf/hong_kong_seminar-14_03_2006.pdf (дата обращения: 01.01.2015).
20. Dietterich T. Ensemble Methods in Machine Learning // Multiple Classifier Systems. 2000. Vol. 1857. P. 1–15.

UDC 004.931:519.176

doi:10.15217/issn1684-8853.2015.2.23

The Method of Time-Series Classification Based on Spectral Analysis of Self-Organizing MapYulin S. S.^a, Programmer Engineer, julin.serg@gmail.comPalamar I. N.^b, PhD, Tech., Professor, irina.palamar@mail.ru^aLutch, JSC, 25, blvd. Pobedy, 152920, Rybinsk, Russian Federation^bP. A. Solovyov Rybinsk State Aviation Technical University (RSATU), 53, Pushkin St., 152934, Rybinsk, Russian Federation

Purpose: Most time-series classification methods take into account the internal structure of objects, resting only upon Markov assumptions. This leads to a significant loss of the discriminant information contained in the time-series data. The purpose of this work is improving the quality of time-series classification methods by analyzing the information about the structure of SOM (Self-Organizing Map) nodes. **Results:** A classification method is proposed, based on spectral analysis of graphs built by a supervised learning model. A time-series classification method is developed through analysing the structure of clusters obtained as a result of mapping data on a nonlinear principal manifold by SOM algorithm. This set of nodes (clusters) is represented as a graph. A data graph and a model graph are defined, being specified on a topological ordered SOM structure. The integer score of matching between the data graph and the model graph is calculated using the method of spectral graph theory. It is experimentally proved that classification quality is higher when the method proposed in the paper is combined with the state-of-art methods, such as HMM (Hidden Markov Model) and HCRF (Hidden Conditional Random Fields), or with NPM-PGM (Nonlinear Principal Manifolds – Probabilistic Graphical Model) which we previously developed. **Practical relevance:** The developed method can be used for the recognition of time-series data, for example, handwriting recognition or human motion primitives recognition.

Keywords — Time-Series Classification, Self-Organizing Map, Spectral Graph Theory, Graph Matching.

References

1. Rabiner L. A Tutorial on Hidden Markov Models and Selected Applications in Speech Recognition. *Proc. of the IEEE*, 1989, vol. 77, no. 2, pp. 257–286.
2. Gunawardana A., Mahajan M., Acero A., Platt J. C. Hidden Conditional Random Fields for Phone Classification. *Intern. Conf. on Speech Communication and Technology*, 2005, pp. 1117–1120.
3. Koller D., Friedman N. *Probabilistic Graphical Models: Principles and Techniques*. MIT Press, 2009. 1265 p.
4. Kuznetsov L. A., Bugakov D. A. Development of Measures of Assessing Information Distance Between Graphical Objects. *Informatsionno-upravliaiushchie sistemy* [Information and Control Systems], 2013, no. 1(62), pp. 74–79 (In Russian).
5. Bengioetxea E. *Inexact Graph Matching Using Estimation of Distribution Algorithms*. PhD thesis. Paris, Ecole Nationale Supérieure des T'el'ecomunications, 2002. 187 p.
6. Leordeanu M., Hebert M. A Spectral Technique for Correspondence Problems Using Pairwise Constraints. *Tenth IEEE Intern. Conf. on Computer Vision (ICCV)*, 2005, vol. 2, pp. 1482–1489.
7. Nan Hu, Rustamov R., Guibas L. Stable and Informative Spectral Signatures for Graph Matching. *IEEE Conf. on Computer Vision and Pattern Recognition (CVPR)*, 2014, pp. 2313–2320.
8. Cour T., Srinivasan P., Shi J. Balanced Graph Matching. *Advances in Neural Information Processing Systems 19 (NIPS 2006)*, 2006, pp. 313–320.
9. Cvetkovic D., Doob M., Sachs H. *Spectra of Graphs. Theory and Application*. Berlin, VEB Deutscher Verlag der Wissenschaften, 1980. 384 p.
10. Kohonen T. *Self-Organizing Maps*. New York, Springer, 2000. 521 p.
11. Gorban A., Kegl B., Wunsch D., Zinovyev A. *Principal Manifolds for Data Visualisation and Dimension Reduction*. New York, Springer, 2008. 340 p.
12. Cottrell M., Fort J.-C. Étude d'un Processus D'auto-organisation. *Annales de l'institut Henri Poincaré*, 1987, vol. 23, pp. 1–20 (In French).
13. Bruno B., Mastrogiovanni F., Sgorbissa A., Vernazza T. Analysis of Human Behavior Recognition Algorithms Based on Acceleration Data. *IEEE Intern. Conf. on Robotics and Automation (ICRA)*, 2013, pp. 1602–1607.
14. Palamar I. N., Yulin S. S. Generative Probabilistic Graphical Model Base on the Principal Manifolds. *Trudy SPIIRAN*, 2014, no. 2, pp. 227–247 (In Russian).
15. Palamar I. N., Yulin S. S. Probabilistic Graphical Model Based on Growing Neural Gas for Long Time Series Classification. *Modern Applied Science*, 2015, vol. 9, no. 2, pp. 108–115.
16. *UCI Machine Learning Repository. Dataset for ADL Recognition with Wrist-worn Accelerometer Data Set*, 2014. Available at: <http://archive.ics.uci.edu/ml/datasets/Dataset+for+ADL+Recognition+with+Wrist-worn+Accelerometer> (accessed 1 January 2015).
17. *UCI Machine Learning Repository. Character Trajectories Data Set*, 2008. Available at: <http://archive.ics.uci.edu/ml/datasets/Character+Trajectories> (accessed 1 January 2015).
18. Gorodetsky V. I., Serebryakov S. V. Methods and Algorithms of the Collective Recognition. *Trudy SPIIRAN*, 2006, no. 3, pp. 139–171 (In Russian).
19. Ogorzalek M., Merkwirth C. *Statistical Learning and Ensemble Techniques for Time-Series-Based Model Building*, 2006. Available at: http://www.eie.polyu.edu.hk/~maciej/pdf/hong_kong_seminar-14_03_2006.pdf (accessed 1 January 2015).
20. Dietterich T. Ensemble Methods in Machine Learning. *Multiple Classifier Systems*, 2000, vol. 1857, pp. 1–15.

ФОРМИРОВАНИЕ АЛГОРИТМОВ ФУНКЦИОНИРОВАНИЯ АВТОМАТИЧЕСКОЙ СИСТЕМЫ МОНИТОРИНГА И ДИАГНОСТИКИ ЭЛЕКТРОПРОВОДОВ

С. В. Солёный^а, канд. техн. наук, доцент

О. Я. Солёная^а, канд. техн. наук, доцент

А. П. Ковалёв^б, доктор техн. наук, профессор

Г. В. Демченко^б, канд. техн. наук, доцент

^аСанкт-Петербургский государственный университет аэрокосмического приборостроения, Санкт-Петербург, РФ

^бДонецкий национальный технический университет, Донецк, Украина

Цель: определение особенностей возникновения источников зажигания изоляции электропроводок вследствие появления аварийных ситуаций при их эксплуатации как научная основа повышения пожарной безопасности объектов, связанных с жизнедеятельностью человека. **Результаты:** выявлено, что чаще всего короткое замыкание является следствием объединенного воздействия на низковольтную электрическую сеть разнообразных источников зажигания. Экспериментально доказано, что если монтаж внутренней электропроводки помещения выполнен не качественно, то в этих местах начнет появляться электрическое искрение или монотонное изменение переходного сопротивления. В этом случае силовое контактное соединение разогревается и может превысить допустимую эксплуатационную температуру изоляции, что может повлечь ее воспламенение. Анализ полученных усредненных экспериментальных кривых разогрева и остывания силовых контактных соединений при заданных мощностях нагрузки позволил сформировать адекватную логику работы автоматической системы мониторинга и диагностики электропроводок при наличии электрического искрения или монотонного изменения переходного сопротивления контакта, что даст возможность оценить качество монтажа и старение проводов, кабелей и силовых контактных соединений перед вводом в эксплуатацию электропроводки, чем обеспечивается ее приемлемый уровень пожарной безопасности. **Практическая значимость:** разработанная автоматическая система мониторинга и диагностики электропроводок позволяет непрерывно оценивать уровень пожарной безопасности системы электроснабжения объекта и своевременно формировать сигнал на отключение аварийной электропроводки и сигнал уровня ее пожарной опасности. Предложенная система может выступить подсистемой для обеспечения нормируемого уровня пожарной безопасности в системе «Умный дом» или Smart Grid.

Ключевые слова — электропроводка, мониторинг, диагностика, контактное соединение, электрическое искрение, переходное сопротивление, алгоритм, система, изоляция.

Введение

Актуальность проблемы обнаружения и своевременного устранения опасных с точки зрения пожарной и эксплуатационной безопасности элементов электропроводки подтверждается статистическими данными [1, 2], согласно которым ежегодно в мире происходит до 1,5 млн пожаров в объектах, связанных с жизнедеятельностью человека. При этом около 30 % из них обусловлены аварийными проявлениями электрического тока в электропроводке. Выделяют ряд основных аварийных режимов работы электропроводки [3, 4]: короткое замыкание — 80 %; электрическое искрение, нагрев или монотонное изменение переходного сопротивления контактов — 11 % (происходит вследствие динамических воздействий тока); перегрузки — 3,5 %; утечки тока на землю — 1,6 %; перенапряжения — 2,5 %; другие, трудно классифицируемые причины — 1,4 % (возгорание пыли, осевшей на изоляции и элементах конструкции электропроводки). Итак, аварийное событие в виде короткого замыкания носит преобладающий характер. Однако это справедливо

не во всех случаях. Если под коротким замыканием понимать электрическое соединение двух точек электрической цепи с различными значениями потенциала, которое не предусмотрено ее конструкцией, с последующим нарушением функциональности, то это весьма маловероятное событие в номинальном режиме эксплуатации электропроводки. Поскольку почти все электропроводки являются изолированными, то для появления в них коротких замыканий необходимо предварительное разрушение изоляции, которое может быть обусловлено воздействием вышеперечисленных причин. В работах [5–8] показано, что до 70 % из них составляет искрение и нагрев контактов.

Поскольку любая электропроводка есть совокупность проводов и кабелей, соединенных между собой с помощью различных типов контактов, то при ее монтаже всегда есть вероятность случайного повреждения изоляции, некачественной сборки контактов и др. Следовательно, изначальное качество монтажа электропроводки является залогом ее будущей эксплуатационной и пожарной безопасности.

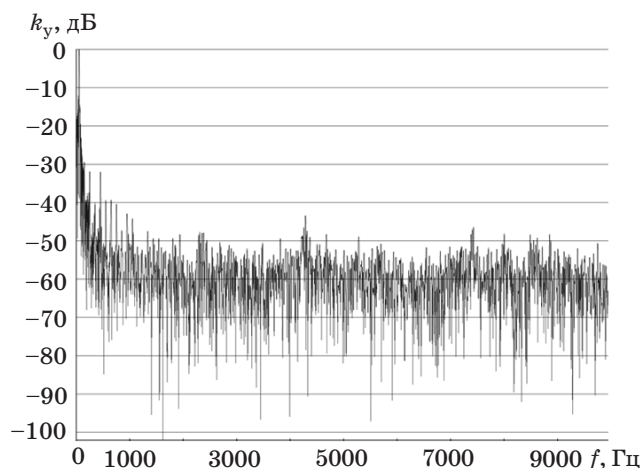
В настоящее время приемо-сдаточные испытания электропроводки должны соответствовать нормам испытаний, изложенным в Правилах устройства электроустановок [9], согласно которым провода и кабели, распределительные устройства, щиты и токопроводы напряжением до 1 кВ от распределительных пунктов до электроприемников испытываются только на измерение сопротивления изоляции. Известен анализатор сопротивления электропроводки [10, 11], разработанный с этой целью. Но детальный анализ этого устройства показал ряд недостатков, которые ограничивают его функциональность в реальных условиях эксплуатации.

Получается, что ни в действующих Правилах устройства электроустановок, ни в перспективных разработках не заложены адекватные способы и средства для мониторинга и диагностики электропроводок на предмет качества монтажа, старения или проведения приемо-сдаточных испытаний.

Принцип обнаружения электрического искрения и нагрева контактов

В основе функционирования разработанной автоматической системы мониторинга и диагностики электропроводок лежит следующий принцип: любое электрическое искрение или монотонное изменение переходного сопротивления контактов сопровождается не только нагревом, но и появлением в рабочем токе нагрузки, подключенной к электропроводке частотой 50 Гц, высокочастотных гармонических составляющих (рис. 1) частотой от 500 Гц и выше [5].

Таким образом, зная длительность существования высокочастотных гармонических состав-

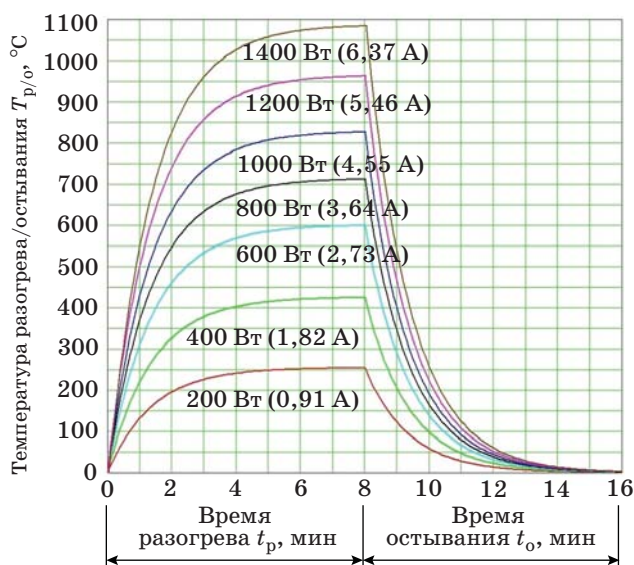


■ Рис. 1. Спектральные плотности сигнала частотой 50 Гц с высокочастотными гармоническими составляющими частотой от 500 Гц и выше

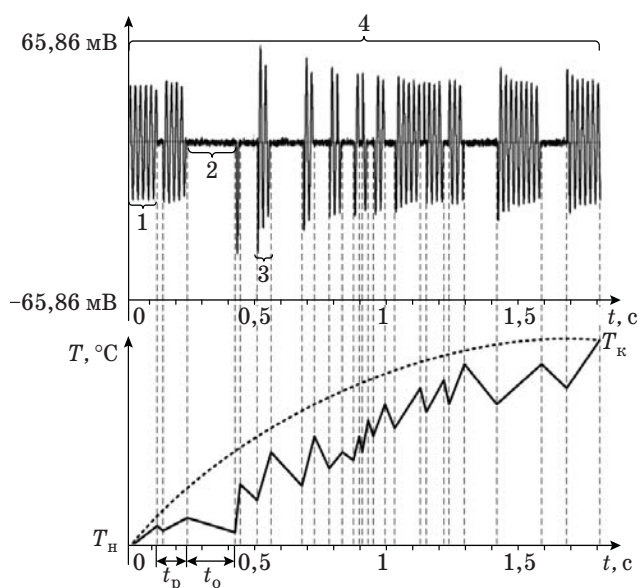
ляющих (разогрев контакта) и длительность пауз между ними (остывание контакта), можно определить степень нагрева контактного соединения, используя усредненные экспериментальные кривые разогрева и остывания контакта при заданных мощностях нагрузки [7] (рис. 2). Это позволит сформировать сигналы, соответствующие уровням пожарной опасности существующей или вводимой в эксплуатацию электропроводки.

Также необходимо отметить, что при электрическом искрении переходное сопротивление контакта ($R_{п.к}$) изменяется случайным образом от практически полного нулевого значения (наилучший контакт) до бесконечности (нет контакта). В этих двух противоположных режимах происходит остывание контакта, но при наилучшем контакте соединение максимально может остыть до температуры, обусловленной протекающим номинальным током нагрузки, а максимально разогреться — при дугообразовании (размыкании и замыкании контакта).

С помощью цифрового осциллографа — измерительного регистрирующего многоканального прибора «РЕКОН-08МС» с согласующим устройством (шунт СУ 10/50) — было произведено снятие осциллограмм тока нагрузки мощностью 100 Вт при электрическом искрении или монотонном изменении переходного сопротивления контакта. Для обработки сигналов использовалось специализированное программное обеспечение — программа поддержки регистрирующих архиваторов WinRec-МС версия 2.8.3.0. На рис. 3 представлена осциллограмма тока нагрузки мощностью 100 Вт при электрическом ис-



■ Рис. 2. Усредненные экспериментальные кривые разогрева и остывания контакта при заданных мощностях нагрузки



■ **Рис. 3.** Осциллограмма тока нагрузки мощностью 100 Вт при электрическом искрении или монотонном изменении переходного сопротивления контакта и схематичный график его разогрева/остывания

крению или монотонном изменении переходного сопротивления контакта, через который она подключена к электропроводке: 1 — участок наилучшего контакта ($R_{п.к} \approx 0$, через нагрузку протекает номинальный ток); 2 — участок отсутствия контакта ($R_{п.к} \approx \infty$, через нагрузку не протекает ток); 3 — участок возобновления протекания тока через нагрузку, сопровождающегося переходным процессом (с возрастанием тока больше номинального, что обусловлено индуктивным и емкостным характером нагрузки); 4 — участок электрического искрения или монотонного изменения переходного сопротивления контакта.

Как видно из рис. 3, разогрев и охлаждение контакта подобны нагреву и охлаждению электрических аппаратов в повторно-кратковременном режиме работы [12, 13]. Данный режим характеризуется продолжительностью включения электрического аппарата, в нашем случае назовем ее продолжительностью искрения контакта:

$$ПИ_k = \frac{t_p}{t_p + t_o} \cdot 100\%, \quad (1)$$

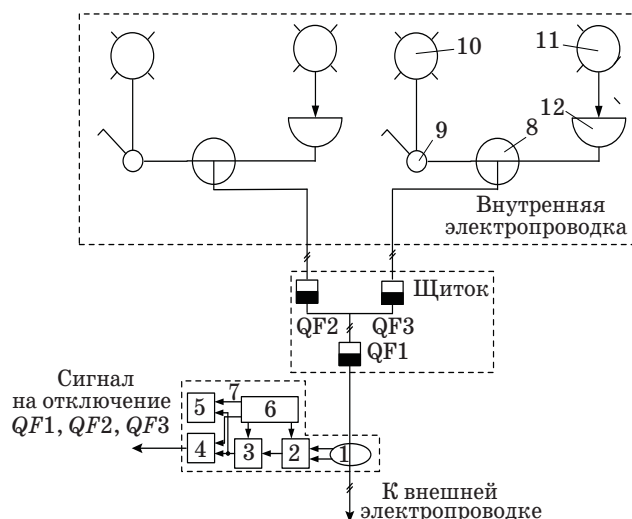
где t_p — время разогрева контакта (при электрическом искрении или монотонном изменении переходного сопротивления, а также при $R_{п.к} \approx 0$); t_o — время охлаждения контакта (при $R_{п.к} \approx \infty$, а также при $R_{п.к} \approx 0$ в случае, если участок 3 сместится участком 1).

Таким образом, при возникновении электрического искрения или монотонного изменения переходного сопротивления силовое контактное соединение начинает разогреваться от начальной

температуры T_n (допустимой эксплуатационной температуры изоляции, зависящей от ее класса), до конечной температуры T_k , которая в некоторых случаях может быть выше допустимой эксплуатационной температуры изоляции, т. е. стать температурой ее воспламенения.

Формирование логики работы системы

Автоматическая система мониторинга и диагностики электропроводок (рис. 4) работает следующим образом [14–19]. Для начала диагностирования внутреннюю электропроводку необходимо отключить от внешней при помощи автоматического выключателя $QF1$, а автоматические выключатели $QF2$ и $QF3$ остаются включенными. К осветительной части внутренней электропроводки, которая состоит из монтажной коробки 8 и выключателя нагрузки 9, подключаются лампы накаливания 10 ($\cos \varphi = 1$ и $P_n = 100$ Вт) по количеству электрических патронов. К розеточной части внутренней электропроводки, состоящей из монтажной коробки 8 и электрической розетки 12, подключаются активные нагрузки 11 ($\cos \varphi = 1$ и $P_n = 100$ Вт (можно использовать лампы накаливания)) по количеству электрических розеток. При наличии других разновидностей электропроводок (отопительной, водонагревательной и др.) к ним подключаются также активные нагрузки по количеству мест электрических патронов и розеток. На фазный проводник одевается датчик тока нагрузки 1 автоматической системы мониторинга и диагностики электропроводок 7. После выполнения вышеуказанных операций включают автоматический выключатель $QF1$, и внутренняя электропроводка готова к диагностированию.



■ **Рис. 4.** Блок-схема способа мониторинга и диагностики электропроводок при помощи автоматической системы

Если монтаж внутренней электропроводки (проводов, кабелей и контактов) выполнен не качественно (имеет место механическое повреждение проводов и кабелей, есть ослабленные или дефектные контакты), то в этих местах начнет появляться электрическое искрение или монотонное изменение переходного сопротивления — электрические коммутации (см. рис. 1, 3).

Сигнал (см. рис. 1, 3) снимается с помощью датчика тока нагрузки 1. Далее сигнал подается на блок выделения высокочастотных гармонических составляющих 2. В блоке 2 происходит первичное усиление, высокочастотная фильтрация, вторичное усиление, автоматическая отстройка от периодических и стохастических помех, обусловленных работой электрооборудования, и детектирование полученного сигнала.

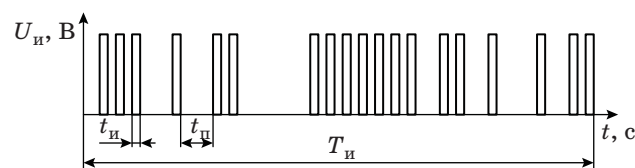
Сигнал после детектора имеет вид, представленный на рис. 5. Он состоит из случайного количества импульсов, имеющих одинаковую амплитуду ($U_{\text{и}}$ соответствует логической единице и зависит от напряжения питания системы — блок 6) и длительность ($t_{\text{и}}$ — время существования импульса). При этом длительность между импульсами ($t_{\text{п}}$ — время паузы между импульсами) разная, поскольку электрическое искрение или монотонное изменение переходного сопротивления контакта носит случайный характер (см. рис. 3).

С блока 2 сигнал поступает в блок формирования сигналов пожарной опасности внутренней электропроводки 3, в который заложена следующая логика работы. Блок 2 производит интеграцию всех импульсов за время измерения ($T_{\text{и}}$). Также это время можно назвать временем диагностики. Величина $T_{\text{и}}$ зависит от постоянной времени контакта τ , которая является функцией от массы контакта $m_{\text{к}}$:

$$\tau \sim f(m_{\text{к}}). \quad (2)$$

Анализ кривых, представленных на рис. 2, показывает, что $T_{\text{и}} \approx (5 \div 8)\tau$ (так как за время τ контакт при непрерывном электрическом искрении или монотонном изменении переходного сопротивления разогреется на 63 %), что соответствует расчетным значениям τ согласно ГОСТ 12.1.004-91 «Пожарная безопасность. Общие требования» [20].

Следовательно, если за время диагностики $T_{\text{и}}$ время паузы между импульсами $t_{\text{п}} = 0$, то такой



■ Рис. 5. Сигнал после детектирования в блоке 2

сигнал имеет скважность $Q = 1$ (максимальный уровень пожарной опасности внутренней электропроводки), но если за время диагностики $T_{\text{и}}$ время паузы между импульсами $t_{\text{п}} \neq 0$, то среднюю скважность ($Q_{\text{ср}}$) такого сигнала (см. рис. 5) можно определить с помощью формулы

$$Q_{\text{ср}} = \frac{\sum_{i=1}^n t_{\text{и}}}{T_{\text{и}}}, \quad (3)$$

где n — количество импульсов за время $T_{\text{и}}$.

Это значение показывает уровень пожарной опасности внутренней электропроводки.

Для реализации такой логики работы блока 2 необходимо принять следующие допущения:

1) во внутренней электропроводке, которая эксплуатируется в реальных условиях, амплитуда импульсов (см. рис. 5) может быть разной, что обусловлено различной мощностью и характером нагрузок (активная, активно-индуктивная, активно-емкостная и др.). Поэтому способ мониторинга и диагностики электропроводок при помощи автоматической системы предполагает подключение заранее оговоренных активных нагрузок ($\cos \varphi = 1$ и $P_{\text{н}} = 100 \text{ Вт}$), что позволит детектировать сигнал с одинаковой амплитудой импульсов;

2) детектирование сигнала в блоке 2 (см. рис. 4) является однополярным и учитывает только положительные полуволны синусоиды тока нагрузки, поэтому данный сигнал необходимо увеличить (усилить) в 2 раза для учета энергии отрицательных полуволн, т. е. уменьшить $Q_{\text{ср}}$ в 2 раза;

3) адекватность работы устройства логически реализуется при условии наличия одного места электрического искрения или монотонного изменения переходного сопротивления контакта, а при наличии двух и более одновременных аварийных мест необходимо учитывать параллельное наложение сигналов от разных источников иницирования высокочастотных гармонических составляющих.

Исходя из вышеизложенного, в блок 2 закладывается 5 уровней пожарной опасности внутренней электропроводки. Характеристики уровней для общей нагрузки $P_{\text{н}} = 1400 \text{ Вт}$:

— 1-й уровень — электрическое искрение или монотонное изменение переходного сопротивления в контакте отсутствует (нет необходимости в техническом осмотре внутренней электропроводки);

— 2-й уровень — электрическое искрение или монотонное изменение переходного сопротивления в контакте существует 5 с паузой ($t_{\text{п}}$), позволяющей полностью отводить выделяемое тепло в окружающую среду (необходим технический

осмотр внутренней электропроводки и устранение неисправности в течение недели);

— 3-й уровень — электрическое искрение или монотонное изменение переходного сопротивления в контакте существует 10 с с паузой ($t_{\text{п}}$), не позволяющей полностью отводить выделяемое тепло в окружающую среду (необходим технический осмотр внутренней электропроводки и устранение неисправности в течение суток);

— 4-й уровень — электрическое искрение или монотонное изменение переходного сопротивления в контакте существует 15 с с паузой ($t_{\text{п}}$), не позволяющей отводить выделяемое тепло в окружающую среду (необходим технический осмотр внутренней электропроводки и устранение неисправности в течение 12 ч);

— 5-й уровень — электрическое искрение или монотонное изменение переходного сопротивления в контакте существует 20 с без пауз ($t_{\text{п}}$), позволяющих отводить выделяемое тепло в окружающую среду (необходимо немедленное отключение внутренней электропроводки помещения до устранения неисправности). В этом случае система может формировать сигналы на отключение автоматических выключателей $QF1-QF3$, которые подаются на дополнительные расцепители (на рис. 4 не показано).

Далее сформированный в блоке 3 сигнал пожарной опасности внутренней электропроводки отображается в блоке цифровой индикации уровней пожарной опасности 4, в который входит жидкостно-кристаллический экран для отображения уровней пожарной опасности внутренней электропроводки. А начиная с 3-го уровня (высокий уровень) включается блок звуковой индикации уровней пожарной опасности 5 и происходит звуковой сигнал.

Вся автоматическая система мониторинга и диагностики электропроводок 7 питается от блока питания 6, которым является портативный литий-ионный аккумулятор с возможностью перезарядки. В случае постоянного использования

системы на одном объекте его питание можно осуществить стационарно.

Для определения аварийного места во внутренней электропроводке необходимо последовательно и планомерно отключать активные нагрузки 10 и 11. Если после отключения одной из активных нагрузок уровень пожарной опасности снизится или станет допустимым, то этот участок внутренней электропроводки необходимо подвергнуть профилактическому осмотру на предмет механического повреждения проводов и кабелей, а также дефектных или состарившихся контактов.

Если монтаж проводов, кабелей и контактов выполнен качественно, то автоматическая система 7 покажет уровень 1 (низкий уровень) пожарной опасности. Такую электропроводку можно эксплуатировать после измерения сопротивления ее изоляции согласно правилам устройства электроустановок [9].

Заключение

Предложенный алгоритм функционирования автоматической системы мониторинга и диагностики электропроводок позволяет оценить качество монтажа и старение проводов, кабелей и силовых контактных соединений, чем обеспечивается приемлемый уровень ($1 \cdot 10^{-6}$, [20]) пожарной безопасности электропроводки перед вводом ее в эксплуатацию. Кроме того, исключается в будущем возможность формирования источников загорания изоляционных и других горючих материалов (пыли и др.) вследствие появления электрического искрения или монотонного изменения переходного сопротивления в электропроводке. Данный способ мониторинга и диагностики не требует больших затрат человеко-часов и может быть выполнен одним монтажником, что способствует снижению его себестоимости и обуславливает экономическую эффективность при его использовании в реально эксплуатируемых системах электроснабжения.

Литература

1. CTIF, International Association of Fire and Rescue Service. http://www.ctif.org/sites/default/files/ctif_report19_world_fire_statistics_2014.pdf (дата обращения: 01.12.2014).
2. Официальный сайт Министерства Российской Федерации по делам гражданской обороны, чрезвычайным ситуациям и ликвидации последствий стихийных бедствий. http://www.mchs.gov.ru/stats/Pozhari/2014_god/Svedenija_o_pozharah_i_ih_posledstvijah (дата обращения: 11.12.2014).
3. Смелков Г. И. Пожарная безопасность электропроводок. — М.: Кабель, 2009. — 328 с.
4. Смелков Г. И. Требования пожарной безопасности к электропроводкам в свете нового Федерального закона № 123-ФЗ // Системы безопасности. 2009. № 5(89). С. 86–87.
5. Солёный С. В. Повышение пожарной безопасности объектов с наличием электросетей переменного тока напряжением до 1 кВ: автореф. дис. ... канд. техн. наук/УкрНИИПБ. — Киев, 2011. — 20 с.
6. Ковалёв А. П., Солёный С. В., Демченко Г. В., Рудык Ю. И. О проблемах возгорания изоляции в сетях 0,4 кВ объектов жилого сектора // Коммунальное хозяйство городов: науч.-техн. сб. Харьковской национальной академии городского хозяйства. Сер. Технические науки и архитектура. 2010. Вып. 95. С. 373–379.

7. Солёная О. Я. Прогнозирование, мониторинг и предупреждение появления источников зажигания горючего материала в электрифицированных помещениях: автореф. дис. ... канд. техн. наук/ДонНТУ. — Донецк, 2014. — 22 с.
8. Ковалёв А. П., Солёный С. В. Разработка рекомендаций по повышению пожарной безопасности сетей 380–220 В жилых квартир // Сборник научных трудов ГВУЗ «Донецкий национальный технический университет». Сер. Электротехника и энергетика. 2007. Вып. 7(128). С. 229–232.
9. Правила устройства электроустановок. — М.: КноРус, 2014. — 488 с.
10. Пат. на изобретение 80325 Украина, МПК(206) G01R 27/02, G01R 31/08. Анализатор сопротивления двухпроводных электрических сетей до 1000 В / В. И. Гудым, Ю. И. Рудык, П. Г. Столярчук, В. М. Ванько. — № а200508664; заявл. 12.09.05; опубл. 10.09.07, Бюл. № 14. — 8 с.
11. Рудык Ю. И. Усовершенствование нормативной базы по обеспечению качества электросетей низкого напряжения: автореф. дис. ... канд. техн. наук/ЛГУ БЖД. — Львов, 2007. — 20 с.
12. Казаков В. А. Электрические аппараты: учеб. пособие для вузов. — М.: РадиоСофт, 2010. — 372 с.
13. Алиев И. И., Абрамов М. Б. Электрические аппараты: справочник. — М.: РадиоСофт, 2010. — 256 с.
14. Пат. на изобретение 101560 Украина, МПК (2013.01) H02N 3/16 (2006.01), G08B 17/00, G08B 17/06 (2006.01). Способ диагностики низковольтной электрической сети и устройство для его реализации / О. Я. Солёная, А. П. Ковалёв, И. П. Заболотный, Г. В. Демченко, Ю. И. Рудык, Ю. А. Беннис. — № а201112756; заявл. 31.10.11; опубл. 10.04.13, Бюл. № 7. — 8 с.
15. Пат. на полезную модель № 70014 Украина, МПК(2006.01) H02N 3/16. Способ диагностики низковольтной электрической сети / О. Я. Солёная, А. П. Ковалёв, Ю. А. Беннис. — № u201112967; заявл. 04.11.11; опубл. 25.05.12, Бюл. № 10. — 5 с.
16. Пат. на полезную модель № 30720 Украина, МПК(2006) H02N 3/16. Устройство для защитного отключения электрической сети / С. В. Солёный, А. П. Ковалёв, О. Я. Солёная. — № u200712197; заявл. 05.11.07; опубл. 11.03.08, Бюл. № 5. — 5 с.
17. Пат. на полезную модель № 59344 Украина, МПК(2011.01) H02N 3/16. Устройство искрозащиты электрических сетей объектов, связанных с жизнедеятельностью человека / С. В. Солёный, А. П. Ковалёв, И. В. Белоусенко, М. С. Ершов, Г. В. Демченко, А. А. Васин. — № u201012991; заявл. 01.11.10; опубл. 10.05.11, Бюл. № 9. — 6 с.
18. Пат. на полезную модель № 48914 Украина, МПК(2009) H02N 3/16. Устройство для защитного отключения электрической сети / С. В. Солёный, А. П. Ковалёв, Г. В. Демченко, М. А. Нагорный. — № u200910559; заявл. 19.10.09; опубл. 12.04.10, Бюл. № 7. — 5 с.
19. Пат. на промышленный образец 21688 Украина, МКПЗ 13-03. Устройство защитного отключения электрической сети / С. В. Солёный, А. П. Ковалёв, Г. В. Демченко, И. В. Белоусенко, М. С. Ершов. — № s201001444; заявл. 08.11.10; опубл. 11.04.11, Бюл. № 7. — 10 с.
20. ГОСТ 12.1.004-91. Пожарная безопасность. Общие требования. — М.: Изд-во стандартов, 1992. — 77 с.

UDC 614.841.332

doi:10.15217/issn1684-8853.2015.2.30

Algorithms for an Automatic System of Electrical Wiring Monitoring and DiagnosticsSolyonyj S. V.^a, PhD, Tech., Associate Professor, ssv555ssv@yandex.ruSolenaya O. Ya.^a, PhD, Tech., Associate Professor, osolenaya@list.ruKovalev A. P.^b, Dr. Sc., Tech., Professor, kovalev_alex@ukr.netDemchenko G. V.^b, PhD, Tech., Associate Professor, gv_demchenko@yandex.ru^aSaint-Petersburg State University of Aerospace Instrumentation, 67, B. Morskaya St., 190000, Saint-Petersburg, Russian Federation^bDonetsk National Technical University, 58, Artema St., 83001, Donetsk, Ukraine

Purpose: Studying the sources of electrical wiring insulation ignition in emergency as a scientific basis for improving the fire safety of objects associated with human activity. **Results:** Most often, short circuit is caused by a combined impact of various ignition sources upon a low-voltage electrical network. Experiments show that when internal electrical wiring is laid out badly, it will suffer from electrical sparking or from monotonous change of the transition resistance. A power contact connection can overheat, exceeding the upper limit of the operational temperature of the isolation and causing its ignition. Average experimental curves were analysed for heating and cooling of power contact connections with given load power values. This helped to build adequate logics for an automated system of monitoring/diagnostics of electrical wiring with sparks or monotonous change of the contact transition resistance. Such a system will allow you to evaluate the quality of wiring and the wear of wires, cables and power contact connections before the wiring is put into operation, providing an acceptable level of its fire safety. **Practical relevance:** The developed automated system of electrical wiring monitoring/diagnostics will allow you to continuously assess the fire safety of a power supply system, promptly generating an emergency signal to disable the wiring and a fire hazard level signal. The proposed system can also act as a subsystem to ensure the necessary level of fire safety in Smart house or Smart Grid systems.

Keywords — Wiring, Monitoring, Diagnostics, Contact Connection, Electrical Sparking, Transition Resistance, Algorithm, System, Insulation.

References

1. CTIF, *International Association of Fire and Rescue Service*. Available at: http://www.ctif.org/sites/default/files/ctif-report19_world_fire_statistics_2014.pdf (accessed 01 December 2014).
2. *Ofitsial'nyi sait Ministerstva Rossiiskoi Federatsii po delam grazhdanskoi oborony, chrezvychainym situatsiiam i likvidatsii posledstviu stikhiinykh bedstvii* [The Official Website of the Ministry of the Russian Federation for Civil Defense, Emergencies and Elimination of Consequences of Natural Disasters]. Available at: http://www.mchs.gov.ru/stats/Pozhari/2014_god/Svedeniya_o_pozharah_i_ih_posledstviyah (accessed 11 December 2014).
3. Smelkov G. I. *Pozharnaya bezopasnost' elektroprovodok* [Fire Safety Wirings]. Moscow, Kabel' Publ., 2009. 328 p. (In Russian).
4. Smelkov G. I. The Fire Safety Requirements for Electrical Wiring in the Light of the New Federal Law № 123-F3. *Sistemy bezopasnosti*, 2009, vol. 89, no. 5, pp. 86–87 (In Russian).
5. Solyonyj S. V. *Povyshenie pozharnoi bezopasnosti ob'ektov s nalichiem elektrosetei peremennogo toka napriazheniem do 1 kV*. Dis. kand. tehn. nauk [Increase of Fire Safety of Objects with Presence of Electric Systems of an Alternating Current by a Voltage up to 1 kV. PhD tech. sci. diss.]. Kiev, UkrNIIPB Publ., 2011. 20 p. (In Russian).
6. Kovalev A. P., Solyonyj S. V., Demchenko G. V., Rudik Yu. I. About the Problems of Fire Insulation in 0,4 kV Networks of Objects of Inhabited Sector. *Kommunal'noe khoziaistvo gorodov. Nauchno-tekhnicheskii sbornik Khar'kovskoi natsional'noi akademii gorodskogo khoziaistva. Ser. Tekhnicheskie nauki i arkhitektura*, 2010, vol. 95, pp. 373–379. (In Russian).
7. Solenaya O. Ya. *Prognozirovanie, monitoring i preduprezhdenie pojava istochnikov zazhiganiia goruchego materiala v elektrifitsirovannykh pomeshcheniiakh*. Dis. kand. tehn. nauk [Forecasting, Monitoring and the Prevention of Ignition Sources Combustible Material in the Electrified Premises. PhD tech. sci. diss.]. Donetsk, DonNTU Publ., 2014. 22 p. (In Russian).
8. Kovalev A. P., Solyonyj S. V. Development of Recommendations to Increase Fire Safety Networks 380–220 V in Inhabited Apartments. *Sbornik nauchnykh trudov GVUZ «Donetskii natsional'nyi tekhnicheskii universitet»*. Ser. *Elektrotehnika i energetika*, 2007, vol. 128, no. 7, pp. 229–232. (In Russian).
9. *Pravila ustroistva elektroustanovok* [Rules of Electric Plant]. Moscow, Knorus Publ., 2014. 488 p. (In Russian).
10. Gudym V. I., et al. *Analizator soprotivleniia dvukhprovodnykh elektricheskikh setei do 1000 V* [Analyzer Resistance-Wire Electrical Networks up to 1000 V]. Patent Ukraine, no. 80325, 2014.
11. Rudik Yu. I. *Usovershenstvovanie normativnoi bazy po obespecheniiu kachestva elektrosetei nizkogo napriazheniia*. Dis. kand. tehn. nauk [Improvement of Normative Framework to Provide Quality of Low Voltage Electricity Network. PhD tech. sci. diss.]. Lvov, LGU BGD Publ., 2007. 20 p. (In Russian).
12. Kazakov V. A. *Elektricheskie apparaty* [Electric Devices]. Moscow, RadioSoft Publ., 2010. 372 p. (In Russian).
13. Aliev I. I., Abramov M. B. *Elektricheskie apparaty* [Electric Equipment]. Moscow, RadioSoft Publ., 2010. 256 p. (In Russian).
14. Solenaya O. Ya., et al. *Sposob diagnostiki nizkovol'tnoi elektricheskoi seti i ustroistvo dlia ego realizatsii* [A Method of Diagnosing the Low-Voltage Electrical Network and the Device for its Realization]. Patent Ukraine, no. 101560, 2013.
15. Solenaya O. Ya., et al. *Sposob diagnostiki nizkovol'tnoi elektricheskoi seti* [A Method of Diagnosing the Low-Voltage Electrical Network]. Patent Ukraine, no. 70014, 2012.
16. Solyonyj S. V., et al. *Ustroistvo dlia zashchitnogo otkliucheniia elektricheskoi seti* [The Device for Protective Cutout of Electrical Network]. Patent Ukraine, no. 30720, 2008.
17. Solyonyj S. V., et al. *Ustroistvo iskrozashchity elektricheskikh setei ob'ektov, svyazannykh s zhiznediel'nost'iu cheloveka* [Spark Protection Device of Electric Networks Objects Associated with Human Activity]. Patent Ukraine, no. 59344, 2011.
18. Solyonyj S. V., et al. *Ustroistvo dlia zashchitnogo otkliucheniia elektricheskoi seti* [The Device for Protective Cutout of Electrical Network]. Patent Ukraine, no. 48914, 2010.
19. Solyonyj S. V., et al. *Ustroistvo zashchitnogo otkliucheniia elektricheskoi seti* [Protective Cutout Device Electrical Network]. Patent Ukraine, no. 21688, 2011.
20. State Standard 12.1.004-91. Fire safety. General requirements. Moscow, Standartov Publ., 1992. 77 p. (In Russian).

УВАЖАЕМЫЕ АВТОРЫ!

Научная электронная библиотека (НЭБ) продолжает работу по реализации проекта SCIENCE INDEX. После того как Вы зарегистрируетесь на сайте НЭБ (<http://elibrary.ru/defaultx.asp>), будет создана Ваша личная страничка, содержание которой составят не только Ваши персональные данные, но и перечень всех Ваших печатных трудов, имеющих в базе данных НЭБ, включая диссертации, патенты и тезисы к конференциям, а также сравнительные индексы цитирования: РИНЦ (Российский индекс научного цитирования), h (индекс Хирша) от Web of Science и h от Scopus. После создания базового варианта Вашей персональной страницы Вы получите код доступа, который позволит Вам редактировать информацию, помогая создавать максимально объективную картину Вашей научной активности и цитирования Ваших трудов.

ЗАМКНУТАЯ СИСТЕМА УПРАВЛЕНИЯ НЕЙТРАЛИЗАЦИЕЙ ОТРАБОТАВШИХ ГАЗОВ АВТОМОБИЛЕЙ

Р. И. Сольнищев^а, доктор техн. наук, профессор

Г. И. Коршунов^а, доктор техн. наук, профессор

О. В. Баранова^а, магистрант

^аСанкт-Петербургский государственный университет аэрокосмического приборостроения, Санкт-Петербург, РФ

Введение: среди направлений решения проблемы нейтрализации отработавших газов автомобиля наибольшее распространение получили методы и средства каталитической нейтрализации. Исследования показали, что подогрев катализатора для решения задач нейтрализации оказывается необходим. Однако системы управления температурой катализатора по критерию минимизации вредных отработавших газов в известных работах не рассматривались. Целью исследования является разработка нового способа нейтрализации, основанного на построении замкнутой системы управления (регулирования, стабилизации) температурного режима. **Результаты:** анализ факторов, влияющих на эффективность катализатора, показал, что его нагревание повышает каталитические свойства. Разработана структура автоматической глобальной и локальной замкнутых систем управления процессом нейтрализации, которые обеспечивают нагрев катализатора только в моменты повышения концентрации вредных отработавших газов. Системы управления с оператором водителем также позволяют отслеживать процесс нейтрализации. Анализ функциональных зависимостей концентрации отработавших газов от температуры катализатора для обеспечения соответствия стандартам показал, что использование замкнутой системы регулирования температурного режима позволяет достигнуть требуемых норм. **Практическая значимость:** предлагаемый способ позволяет принципиально снизить количество отработавших газов в выбросах автомобилей, а приведенные в статье результаты исследований служат основой для отработки аппаратно-программных средств конструкторско-технологических решений и последующего серийного внедрения управляемых каталитических нейтрализаторов в автомобильную промышленность.

Ключевые слова — каталитический нейтрализатор, регулирование температуры катализатора, замкнутая система автоматического управления, транспортные средства, отработавшие газы автомобиля.

Введение

Процесс горения при работе двигателя автомобиля не совершенен — выделяется определенное количество токсичных ингредиентов выхлопных газов, в том числе: окись углерода (СО) — ядовитый газ без цвета и запаха; углеводороды (СН), известные как летучие органические соединения, один из главных компонентов смога; оксиды азота (NO и NO₂), часто объединяемые под обозначением NO_x, которые являются компонентом смога, а также кислотных дождей [1].

Для снижения уровня вредных выбросов выхлопных газов распространение получили каталитические преобразователи [2, 3]. Однако недостатками каталитического преобразователя являются:

- существенная зависимость от температуры;
- высокая чувствительность к качеству топлива (выходит из строя при содержании соединений свинца, при изменении октанового числа);
- спекание керамики из-за неисправности системы зажигания, что приводит к заклиниванию системы выхлопа отработавших газов и, следовательно, потере мощности вплоть до полной остановки двигателя.

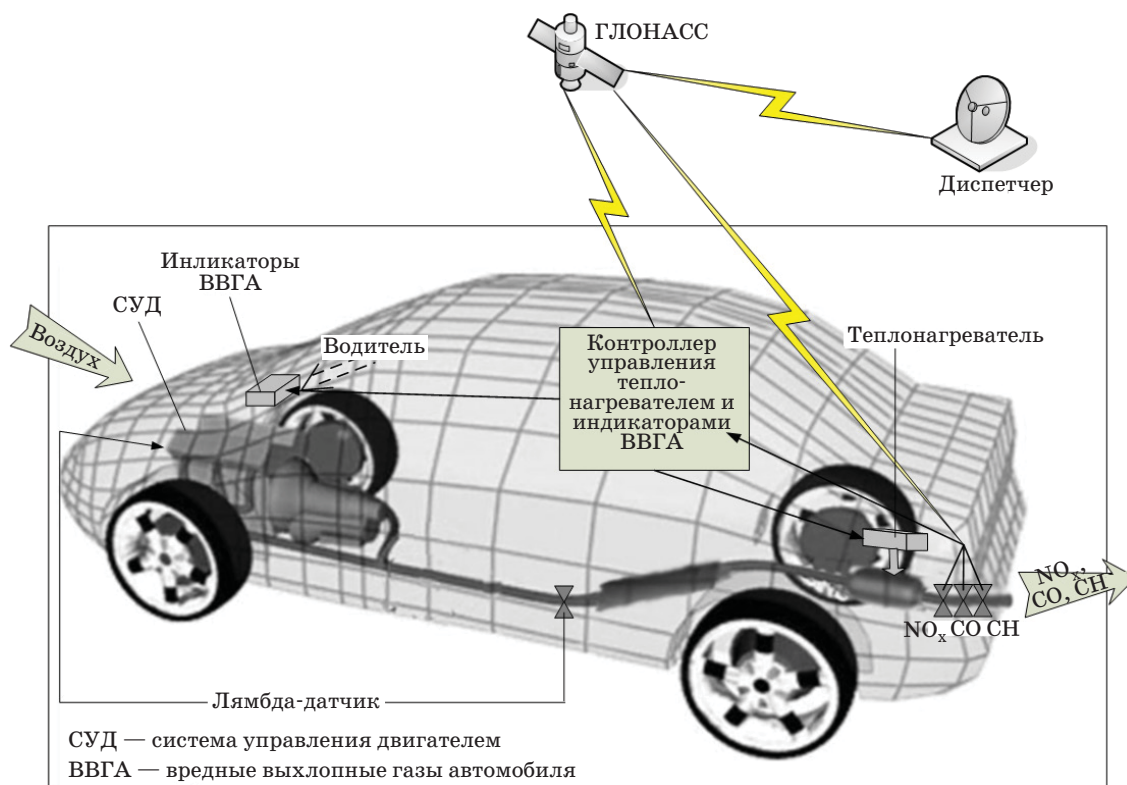
Работа катализаторов без управления процессом катализа на основе измеренных количеств СО,

NO_x, СН не обеспечивает их рационального использования по эффективности и ресурсу.

Рассматриваемая в статье замкнутая система управления нейтрализацией выхлопных газов автомобиля [4] позволяет увеличить скорость протекания химической реакции нейтрализации вредных веществ и тем самым значительно снижает уровень отработавших газов автомобиля (ОГА). Представим эту систему подробнее.

Замкнутая система управления нейтрализацией отработавших газов автомобиля

Замкнутая система управления нейтрализацией отработавших газов автомобиля (ЗСУНОГА) (рис. 1) по защищенному патентом способу [4] входит в общее направление системы управления «Природа-Техногеника» [5] и отличается от известных тем, что измерители вредных ОГА в составе подвижной замкнутой системы управления встраиваются в выхлопную систему автомобиля, сигналы измерений ОГА передаются на средства визуализации водителя, приемники ГЛОНАСС для регистрации и через автоматическую обратную связь преобразуются в управляющие сигналы блоков компенсации ОГА, которые в свою очередь изменяют установку



■ **Рис. 1.** Функциональная схема ЗСУНОГА

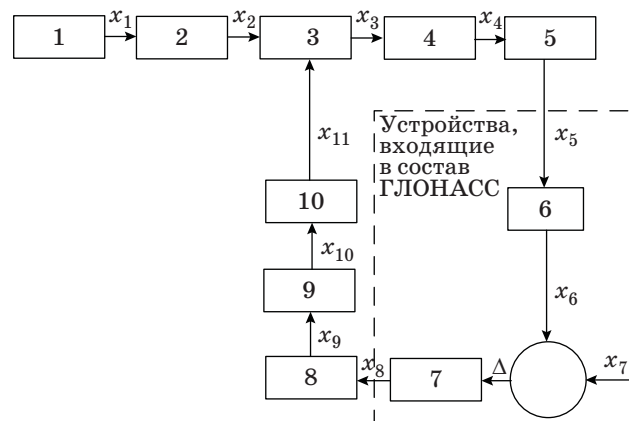
в блоках компенсации в сторону минимизации этих выбросов только в необходимое время с привязкой к координатам движущегося или стоящего автомобиля. Источник энергии, потребляемой электронагревателем, на рисунке не представлен.

Техническим результатом, достигаемым при реализации ЗСУНОГА (рис. 2), является повышение эффективности очистки отработавших газов и надежности (ресурса) катализатора за счет того, что в систему дополнительно введены датчики концентрации (количества) окислов углерода, азота, углеводородов; блоки индикации вредных выбросов для водителя и диспетчера технадзора; блок беспроводной связи с блоком управления нагревателем катализатора и передатчиком ГЛОНАСС.

Катализатор с теплонагревателем конструктивно перемещается к выхлопной трубе, что позволяет наиболее просто решить задачу стабилизации температурного режима для эффективного процесса катализа.

Локальная система отличается от системы с включением блоков ГЛОНАСС заменой блоков модуля ГЛОНАСС на соответствующие соединения внутри автомобиля.

Замкнутая система управления нейтрализацией отработавших газов автомобиля основана на системе управления работой катализатора.



■ **Рис. 2.** Замкнутая система управления нейтрализацией отработавших газов автомобилей

На рис. 2¹ представлены: 1 — двигатель; x_1 — $\text{CO} + \text{O}_2$; 2 — выхлопная труба; x_2 — CO ; 3 — катализатор; x_3 — CO^* (остаток CO) + CO_2 ; 4 — датчик CO ; x_4 — измеренная величина CO^* (CO^{**}); 5 — передатчик сигнала CO^{**} автомобиля;

¹ Рассматривается только нейтрализация СО ввиду ограниченности объема статьи, подробности см.: Нейтрализация выхлопных газов автомобиля: отчет о НИР / ГУАП; Научный руководитель Р. И. Соляников. № ГР 114071570019. — СПб., 2014. — 200 с.

x_5 — сигнал с передатчика автомобиля; 6 — приемник системы ГЛОНАСС; x_6 — сигнал с приемника ГЛОНАСС; x_7 — предельно-допустимая концентрация (ПДК) по СО; Δ — ошибка регулирования (стабилизации); 7 — передатчик системы ГЛОНАСС; x_8 — сигнал с передатчика ГЛОНАСС; 8 — приемник сигнала x_8 автомобиля; x_9 — сигнал с приемника автомобиля; 9 — контроллер; x_{10} — сигнал управления с контроллера; 10 — нагреватель; x_{11} — тепловое воздействие на катализатор. В качестве способа управления предлагается использовать электрическое нагревание катализатора до его рабочих температур. Электрический нагрев катализатора дает возможность обойтись без энергии, затрачиваемой двигателем на нагрев катализатора горячими газами.

Анализ приведенных в работах [6–8] результатов экспериментальных исследований разомкнутых систем нейтрализации ОГА с катализатором фирмы Emitec по методике NEDC [9] позволил получить зависимости температуры нагревателя катализатора от времени $T^\circ = 0,0002t^3 - 0,0499t^2 + 4,7519t + 26,567$ (рис. 3, а) и снижения концентрации СО от температуры катализатора $CO^*(T^\circ) = 2,2251e^{-0,008T^\circ}$ (рис. 3, б).

Из графиков следует, что выход на рабочие режимы катализатора происходит за 100–120 с, что приводит к снижению содержания СО более чем на 50 % [8].

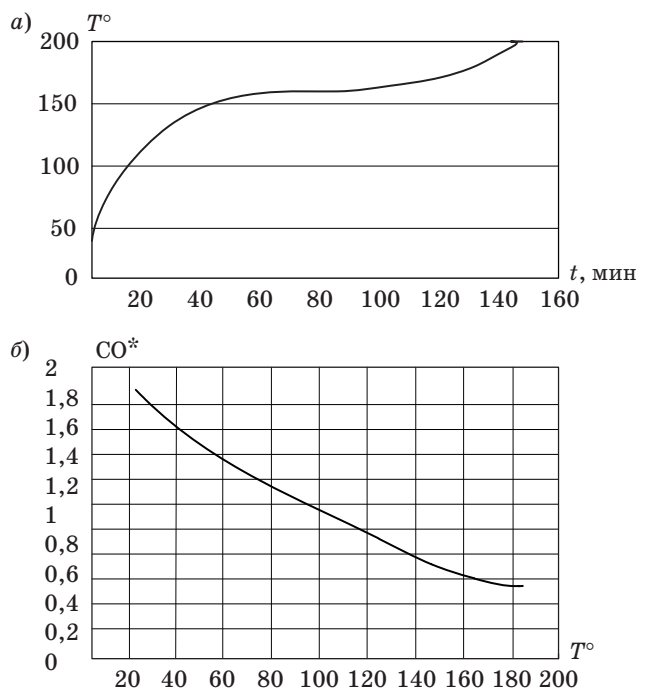
Предлагается три типа замкнутой системы нейтрализации ОГА.

1. Система нейтрализации отработавших газов автомобиля (СУНОГА) с оператором (водителем). В этом варианте при штатном составе выхлопного агрегата (рис. 4) нагревание катализатора производится сразу при включении двигателя от источника-генератора с преобразователем. Датчики передают измеренные данные на контроллер, который с помощью программы определяет допустимый порог концентрации (количества) ОГА. В случае превышения ПДК контроллер подает тревожный сигнал на индикатор,

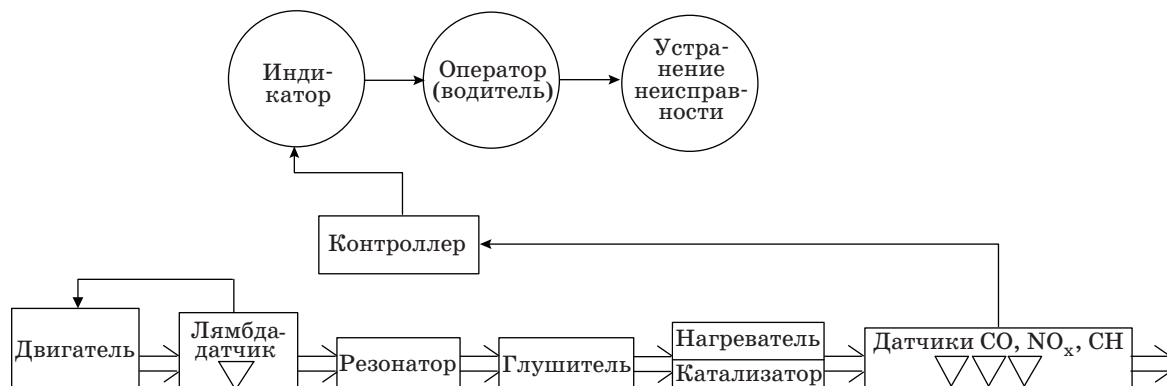
размещенный на приборной панели автомобиля. Водитель, получивший сигнал, принимает решение по устранению неисправности.

2. Локальная замкнутая система управления нейтрализацией отработавших газов автомобиля (ЛЗСУНОГА). Измеренные концентрации ОГА также передаются на контроллер, который управляет нагревателем, расположенным в катализаторе, доводя его до оптимальной рабочей температуры в режиме автоматического регулирования. При этом обеспечивается минимизация ОГА в соответствии с ПДК ОГА в режиме автоматической стабилизации (рис. 5).

Датчики СО, NO_x, СН соединяются с контроллером, который считывает информацию о концен-



■ Рис. 3. Зависимость температуры нагревания катализатора T_n° от времени (а) и снижения концентрации СО от температуры (б)

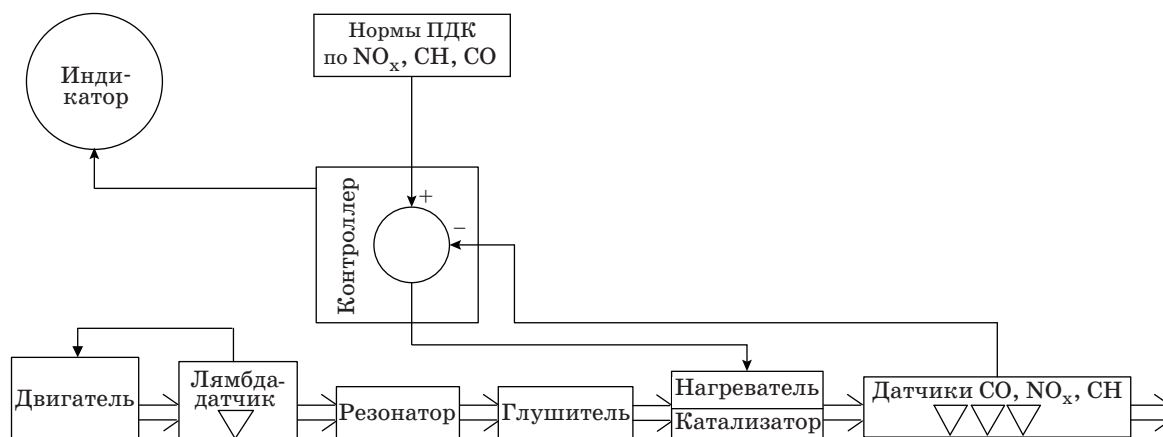


■ Рис. 4. Система нейтрализации выхлопных газов автомобиля с оператором

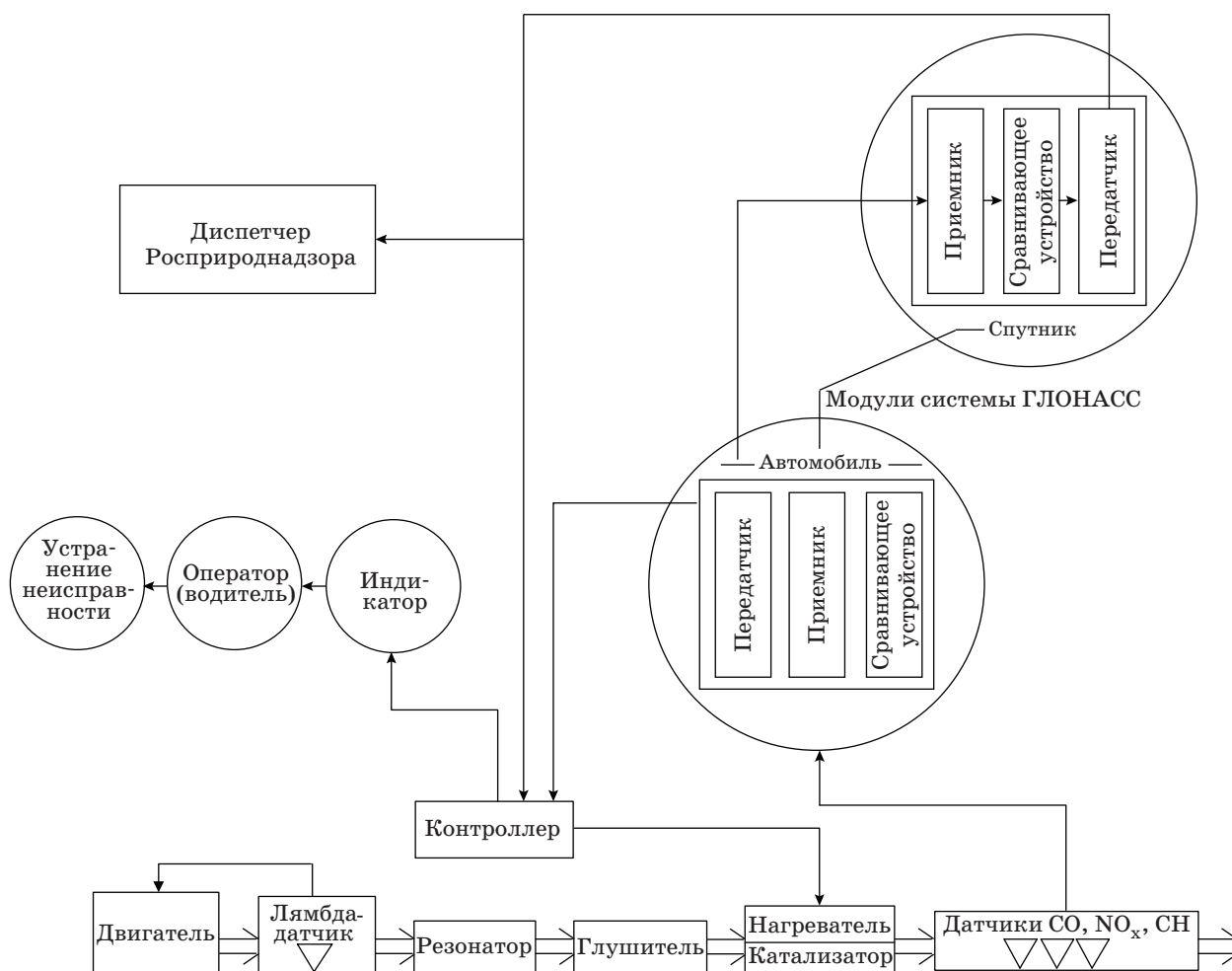
трации (количестве) ОГА, подает сигнал на индикатор, который сообщает о превышении ОГА, управляет теплонагревателем катализатора в составе замкнутой автоматической системы регулирования. Сравнение измеренных величин ОГА

с установленными по нормам ПДК происходит на контроллере.

3. Глобальная замкнутая система управления нейтрализацией отработавших газов автомобиля (ГЗСУНОГА) повторяет структуру ЛЗСУНОГА



■ Рис. 5. Локальная система управления нейтрализацией отработавших газов автомобиля



■ Рис. 6. Глобальная замкнутая система управления нейтрализацией отработавших газов автомобиля

с дополнением модулей ГЛОНАСС [10]. Сигналы с датчиков ОГА поступают на приемники ГЛОНАСС. Там происходит их регистрация и по автоматической обратной связи — преобразование в управляющие сигналы блоков компенсации ОГА, которые в свою очередь изменяют уставку в исполнительных элементах в сторону минимизации ОГА (рис. 6).

К датчикам CO , NO_x , CH подключен блок, который входит в модуль ГЛОНАСС. Он считывает информацию, передает ее в приемник ГЛОНАСС, и далее осуществляется передача информации диспетчеру Росприроднадзора и контроллеру, управляющему катализатором с теплонагревателем. Контроллер считывает информацию о концентрации (количестве) ОГА, подает сигнал на индикатор, управляет теплонагревателем в составе замкнутой системы регулирования с включением модулей ГЛОНАСС.

Сравнение измеренной концентрации (количества) ОГА с установленными по нормам ПДК происходит в модуле ГЛОНАСС.

Предложенные в статье решения основаны на предыдущих материалах по созданию систем управления «Природа-Техногеника» [11], направлены на удовлетворение требований между-

народных и российских стандартов и соответствуют нормативам [10–15]:

— стабилизация температуры катализатора в зоне его эффективной работы обеспечивает локальное управление нагреванием без излишнего расхода ресурсов двигателя при форсированном запуске;

— достигается снижение расхода топлива в соответствии с пределами ОГА, устанавливаемыми стандартами;

— перемещение катализатора к задней части выхлопной системы в сочетании с термической массой удаляемых компонентов согласуется с требованиями стандарта [12];

— предложенные структуры систем обеспечивают проведение исследований и испытаний системы управления нейтрализацией отработавших газов автомобилей в соответствии с требованиями международных стандартов.

Заключение

Рассмотренные в статье задачи повышения эффективности нейтрализации ОГА и решение этих задач предложенными средствами ЗСУНОГА показывают перспективность и широкие возможности по внедрению ЗСУНОГА в автомобильную промышленность.

Литература

1. Доклад об экологической ситуации в Санкт-Петербурге в 2012 году/ под ред. Д. А. Голубева, Н. Д. Сорокина. — СПб.: Сезам-Принт, 2013. — 173 с.
2. Автомобильный катализатор и его роль в выхлопной системе. <http://autorelease.ru/> (дата обращения: 13.02.2015).
3. Как работает каталитический нейтрализатор в выхлопной системе автомобиля. <http://avto-i-avto.ru/ustroystvo-avto/ustroystvo-i-kak-rabotaet-kataliticheskij-nejtralizator-v-vyхлопной-sisteme-avtomobilya.html> (дата обращения: 13.02.2015).
4. Пат. 2012145342/06 РФ МПК-F01N 3/28. Каталитический нейтрализатор вредных выбросов автомобиля в атмосферу/ Р. И. Сольников, Г. И. Коршунов. — № 2511776; заявл. 24.10.2012; опубл. 10.04.2014, Бюл. № 10. — 3 с.
5. Сольников Р. И., Коршунов Г. И. Системы управления «природа-техногеника». — СПб.: Политехника, 2013. — 206 с.
6. Official website of the Manufacturer of the Catalyst with a Heater Emitec. <http://www.emitec.com/en/> (дата обращения: 13.02.2015).
7. Manuel Presti, Lorenzo Pace. An Alternative Way to Reduce Fuel Consumption During Cold Start: the Electrically Heated Catalyst//SAE International. 2011. http://www.emitec.com/fileadmin/user_upload/
8. Martin Weiss, et al. Analyzing on-Road Emissions of Light-Duty Vehicles with Portable Emission Measurement Systems (PEMS)// JRC Scientific and Technical Reports. 2011. http://ec.europa.eu/clima/policies/transport/vehicles/docs/2011_pems_jrc_62639_en.pdf (дата обращения: 13.02.2015).
9. Европейский цикл движения NEDC для типовых испытаний. <http://ustroystvo-avtomobilya.ru/sistemy-snizheniya-toksichnosti/evropejskij-tsikl-dvizheniya-nedc-dlya-tipovyh-ispytanij/> (дата обращения: 13.02.2015).
10. Официальный сайт компании «НАВИА». <http://naviaglonass.ru/> (дата обращения: 13.02.2015).
11. Официальный сайт Международного института инжиниринга в экологии и безопасности жизнедеятельности. <http://iehs.ru> (дата обращения: 13.02.2015).
12. ГОСТ Р 41.101-99. Единообразные предписания, касающиеся официального утверждения легковых автомобилей, оборудованных двигателем внутреннего сгорания, в отношении измерения объема выбросов двуокиси углерода и расхода топлива, а также транспортных средств категорий M1 и N1, оборудованных электроприводом, в отношении расхода электроэнергии и запаса хода. — М.: Изд-во стандартов, 2000. — 41 с.

13. **Вредные вещества в промышленности: справочник для химиков, инженеров и врачей.** Изд. 7-е, перераб. и доп. В 3 т. Т. III. Неорганические и элементоорганические соединения. — Л.: Химия, 1977. — 608 с.
14. **Система выхлопа.** <http://carmanz.com/volkswagen/polo-2001/8412-polo200110-8.html> (дата обращения: 13.02.2015).

15. **Peter Mock, et al.** Discrepancies between Type-Approval and “Real-World” Fuel Consumption and CO₂ Values//International Council on Clean Transportation. http://www.theicct.org/sites/default/files/publications/ICCT_EU_fuelconsumption2_workingpaper_2012.pdf (дата обращения: 13.02.2015).

UDC 658.512

doi:10.15217/issn1684-8853.2015.2.37

Closed System for Car Exhaust Emission Neutralization ControlSolnitsev R. I.^a, Dr. Sc., Tech., Professor, remira70@mail.ruKorshunov G. I.^a, Dr. Sc., Tech., Professor, kgi@pantes.ruBaranova O. V.^a, Post-Graduate Student, oa9lj@list.ru^aSaint-Petersburg State University of Aerospace Instrumentation, 67, B. Morskaya St., 190000, Saint-Petersburg, Russian Federation

Purpose: The most common methods of neutralizing harmful car emissions are based on catalytic neutralization. It has been shown that the catalyst should be heated up. However, the available papers have never discussed possible systems of control over the catalyst temperature according to the harmful emission minimization criterion. This paper discusses a new neutralization mode based on catalyst temperature control (regulation, stabilization). **Results:** Analyzing the factors which affect the catalysis effectiveness shows that the catalytic properties are better when the catalyst is heated up. A structure was developed for local and global automated closed systems which control the neutralization process by heating up the catalyst only in the moments when the concentration of the harmful exhaust gases is high. These control systems with an operator (driver) also allow us to trace the neutralization process. The exhaust gas concentration functionally depends on the catalyst temperature in such a way that using a closed system of temperature control will help to reach the required standards. **Practical relevance:** The proposed method can considerably decrease the harmful car exhaust emissions. The results of this research can be a foundation for developing hardware and software technological solutions for controlled catalytic converters and their subsequent introduction into the automotive industry.

Keywords —Catalyst Neutralizer, Catalyst Temperature Regulation, Closed System of Automatic Control, Road Vehicles, Car Exhaust Emissions.

References

1. *Doklad ob ekologicheskoi situatsii v Sankt-Peterburge v 2012 godu* [A Report on the Environmental Situation in Saint-Petersburg in 2012]. Ed. by D. A. Golubev, N. D. Sorokin. Saint-Petersburg, Sesame-Print Publ., 2013. 173 p. (In Russian).
2. *Avtomobil'nyi katalizator i ego rol' v vykhlopnoi sisteme* [Automobile Catalyst and its Role in the Exhaust System]. Available at: <http://autorelease.ru/> (accessed 13 February 2015).
3. *Kak rabotaet kataliticheskii neitralizator v vykhlopnoi sisteme avtomobilya* [How Working a Catalytic Converter in the Exhaust System of a Vehicle]. Available at: <http://avto-i-avto.ru/ustrojstvo-avto/ustrojstvo-i-kak-rabotaet-kataliticheskij-neitralizator-v-vykhlopnoi-sisteme-avtomobilya.html> (accessed 13 February 2015).
4. Solnitsev R. I., Korshunov G. I. *Kataliticheskij neitralizator vrednykh vybrosov avtomobilya v atmosferu* [Catalytic converter emissions vehicle into the atmosphere]. Patent RF, no. 2012145342/06, 2012.
5. Solnitsev R. I., Korshunov G. I. *Sistemy upravleniya "priroda-tehnogenika"* [Control Systems "Nature-Tehnogenika"]. Saint-Petersburg, Politehnika Publ., 2013. 206 p. (In Russian).
6. *Official website of the Manufacturer of the Catalyst with a Heater Emitec*. Available at: <http://www.emitec.com/en/> (accessed 13 February 2015).
7. Manuel Presti, Lorenzo Pace. An Alternative Way to Reduce Fuel Consumption During Cold Start: the Electrically Heated Catalyst. *SAE International*, 2011. Available at: http://www.emitec.com/fileadmin/user_upload/Bibliothek/Vortraege/11ICE_0255_Final_Manuel_Presti.pdf (accessed 13 February 2015).
8. Martin Weiss, et al. Analyzing on-Road Emissions of Light-Duty Vehicles with Portable Emission Measurement Systems (PEMS). *JRC Scientific and Technical Reports*, 2011. Available at: http://ec.europa.eu/clima/policies/transport/vehicles/docs/2011_pems_jrc_62639_en.pdf (accessed 13 February 2015).
9. *Evropeiskii tsikl dvizheniya NEDC dlia tipovykh ispytaniy* [European Driving Cycle NEDC Type Test]. Available at: <http://ustroistvo-avtomobilya.ru/sistemy-snizheniya-tok-sichnosti/evropejskij-tsikl-dvizheniya-nedc-dlya-tipovykh-ispytaniy/> (accessed 13 February 2015).
10. *Ofitsial'nyi sait kompanii "NAVIA"* [Official website of Company "NAVIA"]. Available at: <http://naviaglonass.ru/> (accessed 13 February 2015).
11. *Official website of the International Institute of Engineering in Ecology and Life Safety*. Available at: <http://iehs.ru> (accessed 13 February 2015).
12. State Standard 41.101-99. Uniform Provisions Concerning the Approval of Passenger Cars Equipped with an Internal Combustion Engine with Regard to the Measurement of the Emission of Carbon Dioxide and Fuel Consumption and of Categories M1 and N1 Vehicles Equipped with an Electric Power Train with Regard to the Measurement of Electric Energy Consumption and Range. Moscow, Standartov Publ., 2000. 41 p. (In Russian).
13. *Vrednye veshchestva v promyshlennosti. T. III. Neorganicheskie i elementorganicheskie soedineniya* [Harmful Substances in the Industry. Vol. III. Inorganic and Organoelement Compounds]. Leningrad, Khimiya Publ., 1977. 608 p. (In Russian).
14. *Sistema vykhlopa* [Exhaust System]. Available at: <http://carmanz.com/volkswagen/polo-2001/8412-polo200110-8.html> (accessed 13 February 2015).
15. Peter Mock, et al. Discrepancies between Type-Approval and “Real-World” Fuel Consumption and CO₂ Values. *International Council on Clean Transportation*. Available at: http://www.theicct.org/sites/default/files/publications/ICCT_EU_fuelconsumption2_workingpaper_2012.pdf (accessed 13 February 2015).

ПОДХОД К РАЗРАБОТКЕ ПРОТОТИПА ИНТЕЛЛЕКТУАЛЬНОЙ СИСТЕМЫ ПОДДЕРЖКИ ПРИНЯТИЯ СОГЛАСОВАННЫХ РЕШЕНИЙ ПРИ ПРОЕКТИРОВАНИИ МАЛОРАЗМЕРНЫХ КОСМИЧЕСКИХ АППАРАТОВ НА ОСНОВЕ МУЛЬТИАГЕНТНЫХ ТЕХНОЛОГИЙ

О. И. Лахин^а, руководитель направления

Е. В. Симонова^{а, б}, канд. техн. наук, доцент, ведущий аналитик

П. О. Скобелев^б, доктор техн. наук, профессор

^аООО «Научно-производственная компания «Разумные решения», Самара, РФ

^бСамарский государственный аэрокосмический университет им. акад. С. П. Королева (национальный исследовательский университет), Самара, РФ

Постановка проблемы: при проектировании сложных изделий аэрокосмической отрасли специалистам необходимо постоянно соотносить свои проектные решения с различными требованиями и искать такие варианты, при которых конфигурация изделия была бы оптимальна по зачастую конфликтным целевым показателям (массе, стоимости, надежности и т. д.). Однако существующие системы управления жизненным циклом изделий не позволяют проектировщикам и конструкторам оперативно и эффективно решать поставленные задачи. В работе предлагается подход к созданию интеллектуальной системы поддержки принятия согласованных решений при проектировании сложных изделий аэрокосмической промышленности на основе мультиагентных технологий. **Методы:** при проведении исследований использован метод согласования требований и формирования конструкции изделия, базирующийся на принципах виртуального «круглого стола», с применением мультиагентных технологий, предметных онтологий и сетецентрического подхода. **Результаты:** разработаны подход к созданию интеллектуальной системы поддержки принятия согласованных решений при проектировании сложных изделий аэрокосмической промышленности на основе мультиагентных технологий; логическая архитектура мультиагентной системы; модели, методы и алгоритмы поддержки принятия решений при проектировании изделий. Приведен пример модели мира агентов виртуального «круглого стола». **Практическая значимость:** системы, разработанные на основе предлагаемого подхода, могут быть как полностью автономными, так и интегрированными в единый комплекс с существующими PLM-системами. Использование предлагаемого подхода позволит повысить качество и эффективность процессов проектирования изделий аэрокосмической промышленности за счет применения новых моделей, методов и алгоритмов согласованного управления требованиями и конфигурациями изделий, снизить трудоемкость, стоимость и сроки начального проектирования и перепроектирования объектов при изменении требований.

Ключевые слова — проектирование изделия, малоразмерные космические аппараты, поддержка принятия решений, мультиагентная технология, виртуальный «круглый стол», онтология предметной области.

Введение

В современном мире все больше возрастает сложность разрабатываемых изделий, причем одновременно растет число непредвиденных событий, связанных, например, с изменениями требований к конфигурациям изделий в ходе согласования проектных решений. При этом на рынке усиливается конкуренция, продукцию необходимо производить за существенно меньшие сроки и с ограниченными бюджетами, в то время как принципы и методы управления проектированием сложных изделий остаются прежними и не выдерживают испытаний новыми требованиями.

При проектировании сложных изделий аэрокосмической отрасли, например малоразмерных космических аппаратов (МКА) [1], специалистам необходимо постоянно сверять свои проектные решения с различными требованиями и искать такие решения, при которых конфигурация изделия была бы оптимальна по не всегда совпа-

дающим целевым показателям (массе, стоимости, надежности и т. д.). Каждое такое проектное решение, принимаемое отдельным инженером в команде проекта, может улучшать значение одного целевого показателя, но одновременно сильно ухудшать другие показатели для других членов команды. При этом сложность изделий настолько высока, что любая малейшая ошибка или несогласованность действий специалистов на стадии проектирования может затем привести к большим издержкам на этапе производства и испытаний, а также последующей эксплуатации.

Для предотвращения подобных ситуаций предлагается интеллектуальная система поддержки принятия согласованных решений при проектировании МКА (ИСПП Smart Design), которая входит в состав сетецентрической интеллектуальной системы Smart PLM [2, 3]. В системе Smart Design агенты составных частей сложного изделия, например будущего МКА, автоматически самоорганизуются в конструкцию на основе

знаний о требованиях и доступных конфигурациях готовых составных частей и модулей или оперативно реконфигурируются в ходе проектирования при изменении заданных требований, доступности модулей или выявлении конфликтов по требованиям.

Система Smart Design позволит повысить качество и эффективность процессов проектирования изделий аэрокосмической промышленности за счет применения новых моделей, методов и алгоритмов согласованного управления требованиями к изделиям и конфигурациям изделий.

Задача согласованного проектирования и краткий обзор существующих решений

Согласованное проектирование МКА в полипредметных междисциплинарных командах экспертов и специалистов представляет собой очень сложную, актуальную и значимую задачу. Ее решение еще более осложняется в условиях, когда требования изменяются заказчиком или выявляются непосредственно в ходе проектирования. Это приводит к многократным итерациям и согласованиям решений, что существенно повышает стоимость и увеличивает сроки проектирования [4].

В статье предлагается подход к решению данной задачи на основе моделирования процессов выработки, принятия и согласования коллективных решений при работе экспертов за «круглым столом». Главной инновационной идеей предлагаемого подхода является адаптивное управление требованиями к МКА и их конфигурации за счет самоорганизации элементов МКА из агентов отдельных готовых компонент по заданной спецификации требований.

Такая самоорганизация МКА позволит не только быстро получать и гибко доводить первую версию в интерактивном режиме «вручную», но и в дальнейшем при изменении любых требований автоматически проследивать взаимосвязи, перепроектировать и переконфигурировать МКА. Данный подход может быть реализован в интеллектуальной системе поддержки принятия согласованных решений при проектировании МКА на основе мультиагентных технологий [5–7].

В настоящее время на рынке программных систем существует множество продуктов для управления требованиями и конфигурациями: Siemens PLM, MKS Integrity, eDevTECH interGREAT Requirements Studio, Blueprint Requirements Center и др. [8–12]. Программные продукты в этой области предлагают как крупные зарубежные компании (IBM — IBM Rational DOORS, Microsoft — Team Foundation Server, PTC — Requirements Link), так и некоторые отечественные компании (например, «Логос»). Продукты различаются как

функциональностью, так и набором визуальных инструментов, позволяющих упростить работу по управлению требованиями (включая ввод электронных таблиц, отображение рисунков в требованиях и т. д.).

Однако для МКА признанным лидером является программный продукт SDS голландской компании одноименного названия (Software Development System), предназначенный для параллельного проектирования (Concurrent Engineering), интеграция с которым ИСПП Smart Design может дать существенный синергетический эффект.

Все рассмотренные зарубежные и отечественные системы позволяют управлять требованиями к изделиям в процессе их жизненного цикла. Однако ни одна из представленных на рынке программного обеспечения систем не обладает функциональностью по адаптивному управлению требованиями и самоорганизации конструкции в ответ на непредвиденные события с учетом оперативного изменения требований или выявления невозможности их выполнения. Ни одна из известных систем не поддерживает слежение за изменением требований и их влиянием на конструкцию изделия в реальном времени. Таким образом, рассмотренные продукты являются, в основном, «учетными» системами, отличающимися только набором интерфейсных решений. Существующий рынок систем по управлению требованиями не предлагает продукта, обладающего интеллектуальной составляющей для поддержки принятия решений инженерами и позволяющего выполнять согласованный анализ и реализацию изменений в конструкции изделия в реальном времени.

Предлагаемая система Smart Design будет выгодно отличаться от аналогов, позволяя пользователям описывать требования к структуре и характеристикам изделия, а также автоматически, путем самоорганизации частей, формировать наиболее рациональную конфигурацию изделия по заданным параметрам и показателям, а в дальнейшем рассчитывать нагрузку, надежность и т. д.

Предлагаемый метод согласования требований и формирования конструкции изделия с использованием принципов виртуального «круглого стола»

Предлагаемый метод междисциплинарного (полипредметного) коллективного принятия согласованных решений по проектированию МКА позволит более эффективно достигать результатов, связанных с выработкой облика конструкции, сбалансированного по многим критериям, путем моделирования процесса переговоров, выявления конфликтов и нахождения компромис-

сов между экспертами-специалистами из различных дисциплин за «круглым столом».

При этом каждый из участников команды экспертов-специалистов, обладающий своей точкой зрения на предмет (например, элемент конструкции возможной конфигурации МКА), формулирует свое предложение «по кругу», исходя из индивидуальных критериев, предпочтений и ограничений, но способен при выявлении конфликта возвращаться на несколько шагов назад, изменять и пересматривать свои решения в случае, если результаты выходят за рамки принятых ограничений, общих для команды.

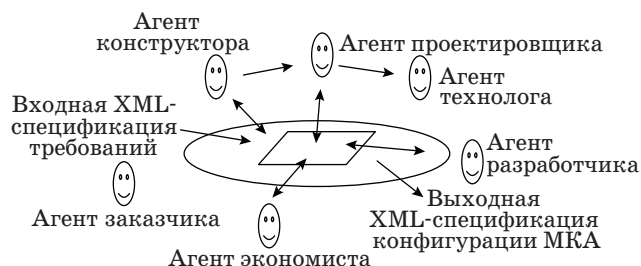
Такая модель виртуального «круглого стола» задвигает предложенные ранее методы сетей потребностей и возможностей (ПВ-сетей) для управления ресурсами [13, 14] и позволяет решать задачи согласованного удовлетворения междисциплинарных полипредметных потребностей за счет имеющихся возможностей, что может быть использовано для поддержки процессов принятия решений при взаимодействии заказчиков, проектировщиков, конструкторов, технологов, экономистов и других специалистов, проектирующих МКА.

Модель мира агентов виртуального «круглого стола»

Рассмотрим модель мира агентов виртуального «круглого стола» и работу предлагаемого метода на упрощенном примере управления процессом проектирования МКА, в котором участвуют инженеры различных специализаций по составным частям и модулям МКА.

Предлагаемая модель (логическая архитектура) мира агентов проектирования МКА может включать агентов заказчика, проектировщика, конструкторов по различным компонентам, технолога, экономиста и других специалистов (рис. 1).

Каждый из агентов имеет возможность обращаться в свою базу данных за подготовленными заранее типовыми решениями. Для агентов предлагается общее информационное пространство виртуального «круглого стола» — сцена мира конструкции МКА, построенная как семантиче-



■ Рис. 1. Архитектура виртуального «круглого стола»

ская сеть понятий и отношений, откуда агенты могут считывать требования и текущие решения и где могут размещать свои предложения.

Метод согласований может быть реализован посредством специальных протоколов переговоров агентов виртуального «круглого стола», которые представляют собой типовые структуры данных для выработки и сохранения вариантов решений и процедуры синхронизации действий указанных агентов. В рамках предлагаемых процедур каждый из агентов участвующих сторон может давать свои предложения и отзываться их, подстраиваясь под общие ограничения и находя ближайшую замену своим вариантам, возможно, «проигрывая» по некоторым собственным критериям по сравнению с предыдущим вариантом, но добиваясь общего выигрыша по заданным показателям для системы в целом.

При появлении новых требований (изменений существующих) за «круглым столом» собираются рабочие группы агентов различных специалистов или подразделений (по сути, имеющихся потребностей или возможностей), которые пытаются договориться (передоговориться) о наилучшей конфигурации МКА.

В случае необходимости, например, при наличии нескольких трудно сопоставимых альтернативных решений, агенты могут выходить и на реальных экспертов-представителей подразделений с предложениями уточнить или изменить предпочтения и ограничения, выбрать наиболее подходящие варианты, если они одинаково приоритетны, но агенты не могут сами сделать необходимый выбор, предложить другие решения и т. д.

Управлять процессом поиска решения за «круглым столом» может специальный агент-модератор, который предоставляет право голоса всем агентам по определенной дисциплине (по очереди, по кругу, по приоритету самым неудовлетворенным и т. д.), т. е. «ведет собрание», обеспечивая общие функции организации «круглого стола», инициирует и останавливает агентов, фиксирует решение, предоставляет текущий статус процесса поиска и согласования решений всем пользователям с доступом через веб-браузер или сотовый телефон и т. д.

На вход системы подается исходная XML-подобная спецификация требований к созданию МКА, представляющая собой построенный на основе онтологии предметной области набор вложенных выражений (по типу скобочных) с указанием рекомендуемых значений, далее вводятся изменения требований. Эта спецификация может «вбрасываться» агентом модератора на общий «круглый стол» для начала обсуждения всеми агентами.

Агенты проектировщика, конструктора, технолога, разработчика, экономиста и другие кон-

курируют между собой и кооперируются, стремясь одновременно удовлетворить всем внутренним критериям представляемых ими служб и не выйти за рамки заданных общих ограничений конфигурации МКА.

Агент конструктора (агент заказа лучшей конструкции для МКА) по введенной спецификации требований находит общие требования к конфигурации МКА, имеющие к нему прямое отношение, и выбирает в своей базе данных ближайшие лучшие аналоги. В ответ все другие агенты сразу или по очереди должны предложить лучшие конструктивные решения своих компонент, которые они могут выбирать из собственных баз данных, сопоставлять и анализировать зависимости и, в конечном счете, принимать решение, выкладывая его в качестве своего предложения-рекомендации на общий «круглый стол». Полученные решения могут быть различными по конструкции и отличаться ценой, надежностью, мощностью, весом, стоимостью сопровождения и другими показателями. Эти параметры немедленно пересчитываются ближайшими агентами на «круглом столе» и определяют «входные данные» для следующих агентов-участников, которые работают в зависимости от принятого регламента «круглого стола» (могут начать работать немедленно либо по кругу и т. п.).

В определенных случаях каждый агент может одновременно запустить на согласование несколько вариантов конструкции, которые далее будут конкурировать за общее решение, в результате чего образуется набор параллельно работающих «круглых столов», реализующих альтернативные варианты решений. Такая технология взаимодействия может разворачиваться рекурсивно в глубину и воспроизводиться на любом другом уровне конструкции или служб технологий, экономистов и т. д.

Например, если проектируется новый МКА для решения задач дистанционного зондирования Земли и агент камеры, считывая требования к разрешению и сроку жизни камеры, выбирает самую новую мощную камеру с максимальной разрешающей способностью, то, возможно, это решение инициирует агента источника питания, который, пересчитав нагрузку, изменит прежнее решение и произведет выбор более мощного источника питания. Это решение, в свою очередь, активирует агента конструкции в целом, который будет вынужден увеличить массу и габариты МКА, что также увеличит стоимость изготовления и запуска конструкции и снизит ее окупаемость. Во избежание нарушения заданных экономических ограничений агент экономики потребует снизить стоимость, что, в свою очередь, приведет к рассмотрению возможности снижения массы и габаритов других частей из-

делия для компенсации изменений в камере либо к пересмотру исходных ограничений. При этом за инженерами-проектировщиками всегда будут оставаться наиболее важные и сложные решения, но возникающие рутинные конфликты будут разрешаться в автоматическом режиме, что освободит время для творческой работы.

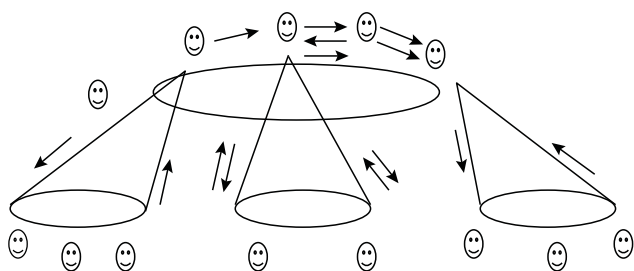
Агенты, при необходимости, смогут инициировать дополнительные «круглые столы» на своем уровне компетенции между своими внутренними ресурсами, которые также могут конкурировать или кооперироваться друг с другом, например, по выбору типа камеры, источника питания и т. д.

Таким образом, двигаясь, например, по часовой стрелке, выбирая и согласовывая решения на различных уровнях, агенты будут доходить до обнаружения конфликтов, т. е. нарушения каких-либо важных критериев и ограничений. При этом агент, обнаруживший отклонение, попросит своих коллег остановиться на некоторое время, оценить, кто внес максимальный вклад в нарушение данного важного ограничения и убедить этого агента вернуться на предыдущие шаги и найти иное решение в интересах общего целого, минимально отклоняясь от ранее выбранных им параметров. Например, агент экономиста может увидеть выход за общие ограничения по стоимости после принятого решения по мощности камеры. В этом случае он оценит превышение и попросит агента камеры найти ближайшее альтернативное решение, которое будет на указанную сумму меньше полученного ранее.

Если после пересмотра решения не получается войти в зону допустимых решений, то выполняется поиск следующего агента, имеющего запас по данному критерию, например, агента источника питания, которому также направляется предложение уменьшить стоимость решения, и т. д. Иными словами, в момент выхода за общие ограничения процесс согласований, идущий по часовой стрелке, «останавливается», и в обратном направлении выполняется поиск того агента, благодаря которому система вышла за заданные ограничения. Найденный агент должен первым пересмотреть решение для выхода из конфликта. Если решение не найдено, определяется следующий конфликт, процесс продолжается до тех пор, пока согласованное решение не будет найдено, после чего «вращение» «круглого стола» для согласования решений продолжается с места его приостановки.

Пример таких продвижений «вперед» и «назад» по многоуровневым «круглым столам» схематично показан на рис. 2.

Заметим, что конструкция изделия при этом будет самоорганизовываться на основе требова-



■ **Рис. 2.** Пример схемы продвижений и возвратов за виртуальным «круглым столом»

ний, что позволит и в дальнейшем менять ее при изменении требований.

На первом этапе разработок данная технология найдет наибольшее применение для типовых компонент, объединяемых в различные конструкции (конфигурации) изделия.

Заключение

В статье поставлена задача согласованного проектирования изделий и рассмотрен подход к разработке интеллектуальной системы поддержки принятия согласованных решений при проектировании МКА на основе мультиагентных технологий. Данный подход позволяет начать

разработку методов решения поставленной задачи на основе применения мультиагентных технологий для согласования требований и формирования конструкции изделия с использованием принципов виртуального «круглого стола».

Реализация предлагаемого подхода в первом прототипе интеллектуальной системы поддержки принятия согласованных решений при проектировании МКА и построении модели мира агентов виртуального «круглого стола» будет способствовать:

- повышению качества и эффективности проектирования МКА;
- снижению трудоемкости, стоимости и сроков начальной проектирования и перепроектирования объектов при изменении требований;
- созданию расширяемой корпоративной базы знаний предприятия;
- оперативной и гибкой согласованной реакции при изменении требований;
- полной прозрачности решений с возможностью их аудита;
- созданию прорывной инновационной системы интеллектуального проектирования МКА, не имеющей конкурентов на зарубежном и отечественном рынках.

Работа выполнена при финансовой поддержке Министерства науки и образования РФ.

Литература

1. Макриденко Л. А., Волков С. Н., Ходненко В. П., Золотой С. А. Концептуальные вопросы создания и применения малых космических аппаратов // Вопросы электромеханики. 2010. Т. 114. С. 15–26.
2. Новая концепция создания интеллектуальных систем управления жизненным циклом на принципах сетецентрического управления, онтологий и мультиагентных технологий / В. И. Баклашов, В. А. Комаров, О. И. Лахин, Е. В. Полончук, П. О. Скобелев, В. Ф. Шпилевой // Изв. Самарского научного центра Российской академии наук. 2014. Т. 16. № 1(5). С. 1296–1298.
3. Лахин О. И., Полников А. С., Симонова Е. В., Скобелев П. О. Теория сложности и проблема управления жизненным циклом изделий аэрокосмической промышленности // Информационно-управляющие системы. 2015. № 1(74). С. 4–12. doi:10.15217/issn1684-8853.2015.1.4
4. Комаров В. А., Кременецкая М. Е., Соллогуб А. В., Филатов А. Н. Модели оценки ускорения проектно-конструкторских работ в наукоемком машиностроении за счет распараллеливания итерационных процессов разработки // Вестник СГАУ. 2010. № 4(24). С. 224–231.
5. Rzevski G., Skobelev P. Managing complexity. — WIT Press, 2014. — 198 p.
6. Скобелев П. О. Интеллектуальные системы управления ресурсами в реальном времени: принципы разработки, опыт промышленных внедрений и перспективы развития // Приложение к теоретическому и прикладному научно-техническому журналу «Информационные технологии». 2013. № 1. С. 1–32.
7. Скобелев П. О. Онтологии деятельности для ситуационного управления предприятиями в реальном времени // Онтология проектирования. 2012. № 1(3). С. 6–38.
8. Судов Е. В., Левин А. И., Давыдов А. Н., Барабанов В. В. Концепция развития CALS-технологий в промышленности России/ НИЦ «Прикладная Логистика». — М., 2002. — 349 с.
9. Абрамов Б. М., Агарков В. Н., Артемьев М. М., Башилов А. С. CALS (Continuous Acquisition and Life Cycle Support — непрерывная информационная поддержка жизненного цикла продукции) в авиационной промышленности. — М.: Изд-во МАИ, 2002. — 340 с.
10. Судов Е. В. Интегрированная информационная поддержка жизненного цикла машиностроительной продукции: Принципы. Технологии. Методы. Модели. — М.: МВМ, 2003. — 240 с.
11. Колчин А. Ф., Овсянников М. В., Стрекалов А. Ф., Сумароков С. В. Управление жизненным циклом продукции. — М.: Анахарсис, 2002. — 304 с.
12. Краснухин А. А. SmarTeam (Team PDM). Система управления жизненным циклом, которую действи-

тельно можно внедрить // САПР и графика. 2004. № 7. <http://www.sap.ru/main/misc/articleread.asp?id=1820> (дата обращения: 15.01.2015).

13. Скобелев П. О. Открытые мультиагентные системы для оперативной обработки информации в процессах принятия решений // Автометрия. 2002. № 6. С. 45–61.

14. Андреев В. А., Виттих В. А., Батищев С. В., Скобелев П. О. и др. Методы и средства создания открытых мультиагентных систем для поддержки процессов принятия решений // Изв. Академии наук. Теория и системы управления. 2003. № 1. С. 126–137.

UDC 658.512.6

doi:10.15217/issn1684-8853.2015.2.43

Prototype Intelligent System of Coordinated Decision-Making Support for Small Spacecraft Design on the Basis of Multi-Agent Technologies

Lakhin O. I.^a, Project Manager, lakhin@yandex.ru

Simonova E. V.^{a, b}, PhD, Associate Professor, Leading Analyst, simonova@smartsolutions-123.ru

Skobelev P. O.^b, Dr. Sc., Tech., Professor, petr.skobelev@gmail.com

^aSoftware Engineering Company «Smart Solutions», 17, Moscovskoe St., 443013, Samara, Russian Federation

^bSamara State Aerospace University, 34, Moskovskoe St., 443086, Samara, Russian Federation

Purpose: Developers of complex aerospace products need to constantly match their technical solutions with all kinds of requirements, looking for the optimal product configuration meeting the performance targets (weight, cost, reliability, etc.) which often conflict with each other. However, the available product lifecycle management systems do not allow the developers and engineers to solve all the problems quickly and efficiently. This paper suggests a new approach to creating an intelligent system of coordinated decision-making support in complex aerospace product design based on multi-agent technologies. **Methods:** We used the method of requirement coordination and product design formation based on the principles of a virtual “round table” with the use of multi-agent technologies, subject ontologies and network-centric approach. **Results:** A multi-agent technology approach is developed for complex aerospace product design to create an intelligent system of coordinated decision-making support. Logical architecture of such a multi-agent system is elaborated, along with decision-making models, methods and algorithms. For the model of virtual “round table” agents, an example is provided. **Practical relevance:** Systems based on the suggested approach can be either stand-alone or integrated into a unified complex with the existing PLM systems. Using this approach along with its new models, methods and algorithms will help to increase the quality and efficiency of aerospace industry product design. It will also reduce the workload, cost and time of the initial design and possible redesign of the objects.

Keywords — Product Design, Small Spacecrafts, Decision-Making Support, Multi-Agent Technology, Virtual “Round Table”, Domain Ontology.

References

1. Makridenko L. A., Volkov S. N., Khodnenko V. P., Zolotoi S. A. Concept Issues of Creating and Implementing Small Space Vehicles. *Voprosy elektromekhaniki* [Problems of Electromechanics], 2010, vol. 114, pp. 15–26 (In Russian).
2. Baklashov V. I., Komarov V. A., Lakhin O. I., Polonchuk E. V., Skobelev P. O., Shpilevoy V. F. The New Concept of Creation the Life Cycle Intellectual Control Systems on the Principles of Network-Centric Management, Ontologies and Multi-Agent Technologies. *Izvestiia Samarskogo nauchnogo tsentra Rossiiskoi akademii nauk*, 2014, vol. 16, no. 1(5), pp. 1296–1298 (In Russian).
3. Lakhin O. I., Polnikov A. S., Simonova E. V., Skobelev P. O. Complexity Theory and Challenges of Aerospace Products Lifecycle Management. *Informatsionno-upravliaiushchie sistemy* [Information and Control Systems], 2015, no. 1, pp. 4–12 (In Russian). doi: 10.15217/issn1684-8853.2015.1.4
4. Komarov V. A., Kremenetskaia M. E., Sollogub A. V., Filatov A. N. Evaluation Models of Acceleration of Design-and-Engineering Works in Knowledge-Based Engineering Due to Concurrency of Iterative Development Processes. *Vestnik Samarskogo gosudarstvennogo aerokosmicheskogo universiteta*, 2010, no. 4(24), pp. 224–231 (In Russian).
5. Rzevski G., Skobelev P. Managing Complexity. WIT Press, 2014. 198 p.
6. Skobelev P. O. Intelligent Systems for Real Time Resource Management: Principles, Experience and Perspectives. *Prilozhenie k teoreticheskomu i prikladnomu nauchno-tehnicheskomu zhurnalu « Informacionnye Tehnologii»*, 2013, no. 1, pp. 1–32 (In Russian).
7. Skobelev P. O. Activity Ontology for Situational Management of Enterprises in Real Time. *Ontologiya proektirovaniia* [Ontology of Designing], 2012, no. 1, pp. 6–38 (In Russian).
8. Sudov E. V., Levin A. I., Davydov A. N., Barabanov V. V. *Kontseptsiiia razvitiia CALS-tekhologii v promyshlennosti Rossii* [Concept of Development of CALS-Technologies in Russian Industry]. Moscow, NITs “Prikladnaia Logistika” Publ., 2002. 349 p. (In Russian).
9. Abramov B. M., Agarkov V. N., Artem’ev M. M., Bashilov A. S. *CALS (Continuous Acquisition and Life Cycle Support — nepreryvnaia informatsionnaia podderzhka zhiznennogo tsikla produktsii) v aviastroenii* [CALS (Continuous Acquisition and Life Cycle Support) in Aircraft Industry]. Moscow, MAI Publ., 2002. 340 p. (In Russian).
10. Sudov E. V. *Integrirovannaia informatsionnaia podderzhka zhiznennogo tsikla mashinostroitel’noi produktsii: Printsipy. Tekhnologii. Metody. Modeli* [Integrated Information Lifecycle Support of Engineering Products: Principles. Technology. Methods. Models]. Moscow, MVM Publ., 2003. 240 p. (In Russian).
11. Kolchin A. F., Ovsianikov M. V., Strekalov A. F., Sumarokov S. V. *Upravlenie zhiznennym tsiklom produktsii* [Management of the Product Lifecycle]. Moscow, Anakharsis Publ., 2002. 304 p. (In Russian).
12. Krasnukhin A. A. SmarTeam (Team PDM). Lifecycle Management System, Which Can Be Really Integrated. *SAPR i grafika*, 2004, no. 7. Available at: <http://www.smartteam.ru/publications/article3/article3.htm> (accessed 15 January 2015).
13. Skobelev P. O. Open Multi-Agent Systems for Real-Time Information Processing in Decision-Making Processes. *Autometriia* [Autometria], 2002, no. 6, pp. 45–61 (In Russian).
14. Andreev V. A., Vittich V. A., Batishchev S. V., Skobelev P. O. Methods and Means of Creating Multi-Agent Systems for Decision-Making Support. *Izvestiia Akademii nauk. Teoriia i sistemy upravleniia* [Journal of Computer and Systems Sciences International], 2003, no. 1, pp. 126–137 (In Russian).

ОЦЕНКА ПАРАМЕТРОВ МАТЕМАТИЧЕСКОЙ МОДЕЛИ ЦВЕТОПЕРЕДАЧИ ЖИДКОКРИСТАЛЛИЧЕСКОЙ ПАНЕЛИ

И. О. Жаринов^{а, б}, доктор техн. наук, заведующий кафедрой, руководитель учебно-научного центра

О. О. Жаринов^в, канд. техн. наук, доцент

^аСанкт-Петербургский национальный исследовательский университет информационных технологий, механики и оптики, Санкт-Петербург, РФ

^бФГУП «Санкт-Петербургское ОКБ «Электроавтоматика» им. П. А. Ефимова», Санкт-Петербург, РФ

^вСанкт-Петербургский государственный университет аэрокосмического приборостроения, Санкт-Петербург, РФ

Постановка проблемы: для описания и исследования колориметрических свойств жидкокристаллических панелей вводится математическая модель цветопередачи, которая задается параметрически. Параметры модели зависят от технологии изготовления жидкокристаллических панелей и являются уникальными для каждого изготовителя. Цель исследования заключается в разработке способа вычисления оценок параметров модели цветопередачи жидкокристаллических панелей. **Методы:** вычисления оценок параметров модели цветопередачи проводились на основе теоретического анализа и обработки результатов светотехнических измерений. Теоретическому анализу подлежали координаты цветности вершин треугольника цветового охвата и координаты точки белого цвета панели, предлагаемые изготовителем в технической документации. Координаты цвета или координаты цветности произвольных цветов, отображаемых на экране панели в тестовом режиме, получены в результате светотехнических измерений. **Результаты:** предложены математические выражения для вычисления оценок параметров модели цветопередачи жидкокристаллической панели тремя способами, основанными на решении системы уравнений, связывающих параметры: модели и координаты цветности точек белого, синего, красного и зеленого цветов; модели и координаты цвета трех произвольных цветов, измеренные колориметром; модели и координаты цветности четырех произвольных цветов, измеренные колориметром. **Практическая значимость:** результаты исследования, полученные при выполнении опытно-конструкторской работы, используются разработчиками средств отображения информации и изготовителями жидкокристаллических панелей для выполнения колориметрических расчетов и для оценки технологического разброса координат цветности индицируемой информации по множеству серийно выпускаемых образцов дисплеев.

Ключевые слова — жидкокристаллическая панель, модель цветопередачи, оценка параметров.

Введение

В процессе создания и исследования оптоэлектронных приборов различного назначения, в состав которых входит жидкокристаллическая (ЖК) панель [1–4], разработчики сталкиваются с задачей формирования математического описания цветопередачи ЖК-панели. Модель цветопередачи [5, 6] связывает координаты цвета X , Y , Z и координаты цветности (x, y) элементов изображения, индицируемых на экране, с кодом управления жидкими кристаллами, задаваемым программно в системе кодирования RGB (R — Red, G — Green, B — Blue).

Известно, что модель цветопередачи ЖК-панели может быть задана параметрически, однако числовые значения параметров модели, как правило, неизвестны. Параметры модели существенно зависят от технологии, используемой при изготовлении ЖК-панелей, и отличаются для ЖК-панелей различных изготовителей. При этом сами изготовители в технической документации, доступной разработчикам оптоэлектронных приборов, не приводят значения параметров модели цветопередачи.

Существует два подхода к оценке значений параметров модели цветопередачи ЖК-панели: на основе теоретического анализа и на основе обра-

ботки результатов светотехнических измерений. При этом выражения для вычисления оценок параметров модели будут различными.

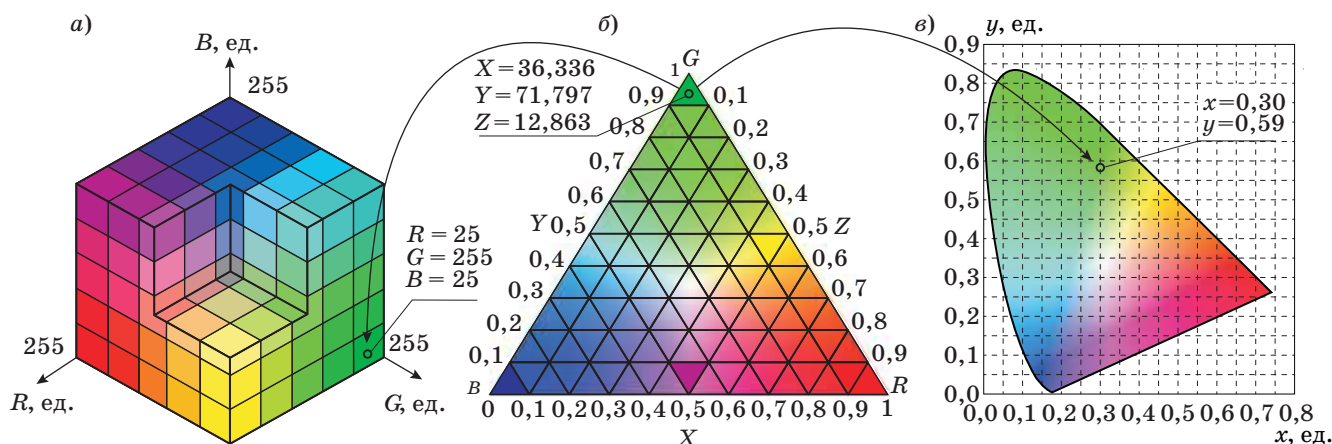
Системы кодирования цвета. Преобразование Грассмана

Система RGB (рис. 1, а) предполагает способ задания каждого цвета или оттенка цвета в виде двоичного позиционного кода, в котором присутствуют группы разрядов, соответствующие компонентам основных цветов (красного, зеленого, синего). Значения кодов основных цветов могут находиться в произвольных пропорциях. На практике коды RGB принято представлять в десятичной системе счисления.

Система XY предполагает способ задания каждого цвета или оттенка цвета в виде пары вещественных (x, y) -координат цветности на XY -плоскости.

Переход из одной системы кодирования цвета в другую осуществляется через цветовой треугольник Максвелла (рис. 1, б) по правилам прямого и обратного преобразования Грассмана [5, 6]:

$$\begin{bmatrix} X \\ Y \\ Z \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_r & X_g & X_b \\ Y_r & Y_g & Y_b \\ Z_r & Z_g & Z_b \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R \\ G \\ B \end{bmatrix}, \quad \begin{bmatrix} R \\ G \\ B \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_r & X_g & X_b \\ Y_r & Y_g & Y_b \\ Z_r & Z_g & Z_b \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} X \\ Y \\ Z \end{bmatrix}, \quad (1)$$



■ Рис. 1. Графическое представление систем кодирования цвета: а — система RGB; б — цветовой треугольник Максвелла; в — XY-плоскость

где X, Y, Z — координаты цвета в системе XYZ; $X_r, X_g, X_b, Y_r, Y_g, Y_b, Z_r, Z_g, Z_b$ — коэффициенты матрицы преобразования; R, G, B — компоненты кода цвета в системе RGB, управляющие жидкими кристаллами панели.

Коэффициенты X_r, Y_r, Z_r определяют правило преобразования кода RGB для красного цвета, коэффициенты X_g, Y_g, Z_g и X_b, Y_b, Z_b — для зеленого и синего цвета соответственно. В совокупности коэффициенты $X_r, X_g, X_b, Y_r, Y_g, Y_b, Z_r, Z_g, Z_b$ составляют профиль ЖК-панели и являются искомыми параметрами модели цветопередачи ЖК-панели.

Переход от значений координат цвета X, Y, Z к (x, y) -координатам цветности на XY-плоскости (рис. 1, в) осуществляется по формулам [3, 4]

$$x = \frac{X}{X + Y + Z}, y = \frac{Y}{X + Y + Z}. \quad (2)$$

Преобразования (1), (2) определяют модель цветопередачи ЖК-панели.

Внешний контур области рис. 1, в (замкнутая линия спектральных цветностей) — это геометрическое место точек для всех составляющих спектра света, сосредоточенных в видимой зоне длин волн.

Совокупность координат цветности XY-плоскости для всех цветов, воспроизводимых на ЖК-панели, аппроксимируется треугольником цветового охвата, вписанным в видимую зону. Координаты вершин $(x_R, y_R), (x_G, y_G), (x_B, y_B)$ треугольника цветового охвата определяются из соотношений [7]

$$R: \left\{ x_R = \frac{X_r}{X_r + Y_r + Z_r}, y_R = \frac{Y_r}{X_r + Y_r + Z_r} \right\};$$

$$G: \left\{ x_G = \frac{X_g}{X_g + Y_g + Z_g}, y_G = \frac{Y_g}{X_g + Y_g + Z_g} \right\};$$

$$B: \left\{ x_B = \frac{X_b}{X_b + Y_b + Z_b}, y_B = \frac{Y_b}{X_b + Y_b + Z_b} \right\}.$$

Отличия в значениях коэффициентов $X_r, X_g, X_b, Y_r, Y_g, Y_b, Z_r, Z_g, Z_b$ для ЖК-экранов различных изготовителей приводят к изменению положения треугольника цветового охвата на XY-плоскости, в результате которого один и тот же цвет, программно заданный кодом RGB, имеет на экранах разных изготовителей разные координаты цветности воспроизводимого изображения.

Оценка параметров модели цветопередачи ЖК-панели на основе координат цветности, заданных в документации

Преобразование Грассмана (1) и расчетные соотношения на его основе предполагают, что коэффициенты $X_r, X_g, X_b, Y_r, Y_g, Y_b, Z_r, Z_g, Z_b$ профиля ЖК-панели считаются априори известными. Однако на практике иностранные разработчики ЖК-экранов приводят в документации только координаты вершин треугольника цветового охвата $(x_R, y_R), (x_G, y_G), (x_B, y_B)$ и координаты (x_W, y_W) точки белого цвета. Значения коэффициентов профиля ЖК-панели не приводятся. Для описания свойств цветопередачи ЖК-панели необходимо получить оценку значений коэффициентов $X_r, X_g, X_b, Y_r, Y_g, Y_b, Z_r, Z_g, Z_b$.

Вычисление оценок коэффициентов предполагает, что (x_R, y_R) -координаты треугольника получены на основе (1), (2) по коду RGB = (255, 0, 0); (x_G, y_G) -координаты — по коду RGB = (0, 255, 0); (x_B, y_B) -координаты — по коду RGB = (0, 0, 255); (x_W, y_W) -координаты — по коду RGB = (255, 255, 255).

Тогда выражения (1), (2) могут быть представлены в виде системы уравнений

$$\begin{cases}
 x_R(\hat{X}_r + \hat{Y}_r + \hat{Z}_r) = \hat{X}_r = \frac{x_R}{y_R} \hat{Y}_r \\
 y_R(\hat{X}_r + \hat{Y}_r + \hat{Z}_r) = \hat{Y}_r = \frac{y_R}{x_R} \hat{X}_r \\
 x_G(\hat{X}_g + \hat{Y}_g + \hat{Z}_g) = \hat{X}_g = \frac{x_G}{y_G} \hat{Y}_g \\
 y_G(\hat{X}_g + \hat{Y}_g + \hat{Z}_g) = \hat{Y}_g = \frac{y_G}{x_G} \hat{X}_g \\
 x_B(\hat{X}_b + \hat{Y}_b + \hat{Z}_b) = \hat{X}_b = \frac{x_B}{y_B} \hat{Y}_b \\
 y_B(\hat{X}_b + \hat{Y}_b + \hat{Z}_b) = \hat{Y}_b = \frac{y_B}{x_B} \hat{X}_b \\
 x_W(\hat{X}_r + \hat{X}_g + \hat{X}_b + \hat{Y}_r + \hat{Y}_g + \hat{Y}_b + \hat{Z}_r + \hat{Z}_g + \hat{Z}_b) = \hat{X}_r + \hat{X}_g + \hat{X}_b \\
 y_W(\hat{X}_r + \hat{X}_g + \hat{X}_b + \hat{Y}_r + \hat{Y}_g + \hat{Y}_b + \hat{Z}_r + \hat{Z}_g + \hat{Z}_b) = \hat{Y}_r + \hat{Y}_g + \hat{Y}_b
 \end{cases} \quad (3)$$

Система (3) состоит из восьми уравнений и имеет девять неизвестных: $\hat{X}_r$, $\hat{Y}_r$, $\hat{X}_g$, $\hat{Y}_g$, $\hat{X}_b$, $\hat{Y}_b$, $\hat{Z}_r$, $\hat{Z}_g$, $\hat{Z}_b$ — искомые оценки коэффициентов профиля ЖК-панели.

Для решения системы уравнений (3) необходимо ввести девятое уравнение, связывающее коэффициенты профиля между собой. Недостающее уравнение имеет вид

$$\hat{Y}_r + \hat{Y}_g + \hat{Y}_b = 1.$$

Связь Y-коэффициентов второй строки матрицы преобразования (1) обусловлена принятым в колориметрии балансом белого цвета [8], в котором Y-составляющая в белом цвете при коде $RGB = (255, 255, 255)$ обладает максимальным значением, принимаемым за 100%. Тогда система уравнений (3) примет вид

$$\begin{cases}
 \hat{X}_r = \frac{x_R}{y_R} \hat{Y}_r \\
 \hat{Y}_r = \frac{y_R}{x_R} \hat{X}_r \\
 \hat{X}_g = \frac{x_G}{y_G} \hat{Y}_g \\
 \hat{Y}_g = \frac{y_G}{x_G} \hat{X}_g \\
 \hat{X}_b = \frac{x_B}{y_B} \hat{Y}_b \\
 \hat{Y}_b = \frac{y_B}{x_B} \hat{X}_b \\
 \hat{X}_r + \hat{X}_g + \hat{X}_b = \frac{x_W}{y_W} \\
 \hat{Y}_r + \hat{Y}_g + \hat{Y}_b = 1 \\
 \hat{Z}_r + \hat{Z}_g + \hat{Z}_b = \frac{1 - x_W - y_W}{y_W}
 \end{cases} \Rightarrow \begin{cases}
 \hat{X}_r = \frac{x_R}{y_R} \hat{Y}_r \\
 \hat{Y}_r = \frac{y_R}{x_R} \hat{X}_r \\
 \hat{X}_g = \frac{x_G}{y_G} \hat{Y}_g \\
 \hat{Y}_g = \frac{y_G}{x_G} \hat{X}_g \\
 \hat{X}_b = \frac{x_B}{y_B} \hat{Y}_b \\
 \hat{Y}_b = \frac{y_B}{x_B} \hat{X}_b \\
 \hat{Z}_r = \hat{Y}_r \left(\frac{1 - x_R - y_R}{y_R} \right) \\
 \hat{Z}_g = \hat{Y}_g \left(\frac{1 - x_G - y_G}{y_G} \right) \\
 \hat{Z}_b = \hat{Y}_b \left(\frac{1 - x_B - y_B}{y_B} \right)
 \end{cases} \quad (4)$$

при условии

$$\begin{cases}
 \frac{x_R}{y_R} \hat{Y}_r + \frac{x_G}{y_G} \hat{Y}_g + \frac{x_B}{y_B} \hat{Y}_b = \frac{x_W}{y_W} \\
 \hat{Y}_r + \hat{Y}_g + \hat{Y}_b = 1 \\
 \hat{Y}_r \left(\frac{1 - x_R - y_R}{y_R} \right) + \hat{Y}_g \left(\frac{1 - x_G - y_G}{y_G} \right) + \hat{Y}_b \left(\frac{1 - x_B - y_B}{y_B} \right) = \frac{1 - x_W - y_W}{y_W}
 \end{cases} \quad (5)$$

Совместное решение уравнений систем (4), (5) для вычисления оценок $\hat{X}_r$, $\hat{Y}_r$, $\hat{X}_g$, $\hat{Y}_g$, $\hat{X}_b$, $\hat{Y}_b$, $\hat{Z}_r$, $\hat{Z}_g$, $\hat{Z}_b$ имеет вид

$$\hat{X}_r = \frac{x_R}{y_R} \left(1 - \frac{\frac{x_W - x_R}{x_g - x_R} - \left(\frac{x_R - x_B}{y_R - y_B} + 1 \right) \frac{1 - x_W + x_R - 1 + x_W y_R - y_W x_R \cdot y_G \cdot \left(\frac{1 - x_R + x_G - 1}{y_R - y_G} \right)}{y_g - y_R} \right); \quad (6)$$

$$\hat{X}_g = \frac{x_G}{y_G} \left(\frac{\frac{x_W - x_R}{x_g - x_R} - \left(\frac{x_R - x_B}{y_R - y_B} + 1 \right) \frac{1 - x_W + x_R - 1 + x_W y_R - y_W x_R \cdot y_G \cdot \left(\frac{1 - x_R + x_G - 1}{y_R - y_G} \right)}{y_g - y_R} \right); \quad (7)$$

$$\hat{X}_b = \frac{x_B}{y_B} \frac{1 - x_W + x_R - 1 + x_W y_R - y_W x_R \cdot y_G \cdot \left(\frac{1 - x_R + x_G - 1}{y_R - y_G} \right)}{\frac{x_R y_B - y_R x_B \cdot y_G \cdot \left(\frac{1 - x_G + x_R - 1}{y_G + y_R} \right) + \frac{1 - x_B + x_R - 1}{y_B + y_R}}}; \quad (8)$$

$$\hat{Y}_r = 1 - \frac{\frac{x_W - x_R}{x_g - x_R} - \left(\frac{x_R - x_B}{y_R - y_B} + 1 \right) \frac{1 - x_W + x_R - 1 + x_W y_R - y_W x_R \cdot y_G \cdot \left(\frac{1 - x_R + x_G - 1}{y_R - y_G} \right)}{y_g - y_R}; \quad (9)$$

$$\hat{Y}_g = \frac{\frac{x_W - x_R}{x_g - x_R} - \left(\frac{x_R - x_B}{y_R - y_B} + 1 \right) \frac{1 - x_W + x_R - 1 + x_W y_R - y_W x_R \cdot y_G \cdot \left(\frac{1 - x_R + x_G - 1}{y_R - y_G} \right)}{y_g - y_R}; \quad (10)$$

$$\hat{Y}_b = \frac{1 - x_W + x_R - 1 + x_W y_R - y_W x_R \cdot y_G \cdot \left(\frac{1 - x_R + x_G - 1}{y_R - y_G} \right)}{\frac{x_R y_B - y_R x_B \cdot y_G \cdot \left(\frac{1 - x_G + x_R - 1}{y_G + y_R} \right) + \frac{1 - x_B + x_R - 1}{y_B + y_R}}}; \quad (11)$$

$$\hat{Z}_r = \left(\frac{1 - x_R - y_R}{y_R} \right) \times \left(1 - \frac{\frac{x_W - x_R}{x_g - x_R} - \left(\frac{x_R - x_B}{y_R - y_B} + 1 \right) \frac{1 - x_W + x_R - 1 + x_W y_R - y_W x_R \cdot y_G \cdot \left(\frac{1 - x_R + x_G - 1}{y_R - y_G} \right)}{y_g - y_R} \right); \quad (12)$$

$$\hat{Z}_g = \left(\frac{1 - x_G - y_G}{y_G} \right) \times \left(\frac{\frac{x_W - x_R}{x_g - x_R} - \left(\frac{x_R - x_B}{y_R - y_B} + 1 \right) \frac{1 - x_W + x_R - 1 + x_W y_R - y_W x_R \cdot y_G \cdot \left(\frac{1 - x_R + x_G - 1}{y_R - y_G} \right)}{y_g - y_R} \right); \quad (13)$$

$$\hat{Z}_b = \left(\frac{1 - x_B - y_B}{y_B} \right) \times \frac{1 - x_W + x_R - 1 + x_W y_R - y_W x_R \cdot y_G \cdot \left(\frac{1 - x_R + x_G - 1}{y_R - y_G} \right)}{\frac{x_R y_B - y_R x_B \cdot y_G \cdot \left(\frac{1 - x_G + x_R - 1}{y_G + y_R} \right) + \frac{1 - x_B + x_R - 1}{y_B + y_R}}}. \quad (14)$$

Выражения (6)–(14) позволяют вычислять оценки коэффициентов $\hat{X}_r, \hat{Y}_r, \hat{X}_g, \hat{Y}_g, \hat{X}_b, \hat{Y}_b, \hat{Z}_r, \hat{Z}_g, \hat{Z}_b$ модели цветопередачи ЖК-экранов непосредственно по значениям координат $(x_R, y_R), (x_G, y_G), (x_B, y_B), (x_W, y_W)$, приведенным разработчиком экранов в технической документации.

Оценка параметров модели цветопередачи ЖК-панели на основе измерений координат цветности

Уравнения вычисления оценок коэффициентов $\hat{X}_r, \hat{Y}_r, \hat{X}_g, \hat{Y}_g, \hat{X}_b, \hat{Y}_b, \hat{Z}_r, \hat{Z}_g, \hat{Z}_b$ профиля ЖК-панели для четырех произвольно задаваемых цветов $(R_1, G_1, B_1), (R_2, G_2, B_2), (R_3, G_3, B_3), (R_4, G_4, B_4)$, последовательно индицируемых на экране ЖК-панели в тестовом режиме, и соответствующих этим цветам результатов измерений координат цветности $(x_1, y_1), (x_2, y_2), (x_3, y_3), (x_4, y_4)$, имеют вид

$$\begin{bmatrix} \hat{X}_r \\ \hat{X}_g \\ \hat{X}_b \\ \hat{Y}_g \\ \hat{Y}_b \\ \hat{Z}_r \\ \hat{Z}_g \\ \hat{Z}_b \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} & d_{13} & d_{14} & d_{15} & d_{16} & d_{17} & d_{18} \\ d_{21} & d_{22} & d_{23} & d_{24} & d_{25} & d_{26} & d_{27} & d_{28} \\ d_{31} & d_{32} & d_{33} & d_{34} & d_{35} & d_{36} & d_{37} & d_{38} \\ d_{41} & d_{42} & d_{43} & d_{44} & d_{45} & d_{46} & d_{47} & d_{48} \\ d_{51} & d_{52} & d_{53} & d_{54} & d_{55} & d_{56} & d_{57} & d_{58} \\ d_{61} & d_{62} & d_{63} & d_{64} & d_{65} & d_{66} & d_{67} & d_{68} \\ d_{71} & d_{72} & d_{73} & d_{74} & d_{75} & d_{76} & d_{77} & d_{78} \\ d_{81} & d_{82} & d_{83} & d_{84} & d_{85} & d_{86} & d_{87} & d_{88} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} x_1 R_1 \\ R_1(1-y_1) \\ x_2 R_2 \\ R_2(1-y_2) \\ x_3 R_3 \\ R_3(1-y_3) \\ x_4 R_4 \\ R_4(1-y_4) \end{bmatrix}, \quad (15)$$

$$\hat{Y}_r = 1 - \hat{Y}_g - \hat{Y}_b$$

где

$$\begin{aligned} d_{11} &= R_1(1-x_1), \quad d_{12} = G_1(1-x_1), \quad d_{13} = B_1(1-x_1), \quad d_{14} = x_1(R_1-G_1), \quad d_{15} = x_1(R_1-B_1), \quad d_{16} = -x_1 R_1, \\ d_{17} &= -x_1 G_1, \quad d_{18} = -x_1 B_1, \quad d_{21} = R_1 y_1, \quad d_{22} = G_1 y_1, \quad d_{23} = B_1 y_1, \quad d_{24} = (R_1-G_1)(1-y_1), \\ d_{25} &= (R_1-B_1)(1-y_1), \quad d_{26} = R_1 y_1, \quad d_{27} = G_1 y_1, \quad d_{28} = B_1 y_1, \quad d_{31} = R_2(1-x_2), \quad d_{32} = G_2(1-x_2), \\ d_{33} &= B_2(1-x_2), \quad d_{34} = x_2(R_2-G_2), \quad d_{35} = x_2(R_2-B_2), \quad d_{36} = -x_2 R_2, \quad d_{37} = -x_2 G_2, \quad d_{38} = -x_2 B_2, \\ d_{41} &= R_2 y_2, \quad d_{42} = G_2 y_2, \quad d_{43} = B_2 y_2, \quad d_{44} = (R_2-G_2)(1-y_2), \quad d_{45} = (R_2-B_2)(1-y_2), \quad d_{46} = R_2 y_2, \\ d_{47} &= G_2 y_2, \quad d_{48} = B_2 y_2, \quad d_{51} = R_3(1-x_3), \quad d_{52} = G_3(1-x_3), \quad d_{53} = B_3(1-x_3), \quad d_{54} = x_3(R_3-G_3), \\ d_{55} &= x_3(R_3-B_3), \quad d_{56} = -x_3 R_3, \quad d_{57} = -x_3 G_3, \quad d_{58} = -x_3 B_3, \quad d_{61} = R_3 y_3, \quad d_{62} = G_3 y_3, \quad d_{63} = B_3 y_3, \\ d_{64} &= (R_3-G_3)(1-y_3), \quad d_{65} = (R_3-B_3)(1-y_3), \quad d_{66} = R_3 y_3, \quad d_{67} = G_3 y_3, \quad d_{68} = B_3 y_3, \quad d_{71} = R_4(1-x_4), \\ d_{72} &= G_4(1-x_4), \quad d_{73} = B_4(1-x_4), \quad d_{74} = x_4(R_4-G_4), \quad d_{75} = x_4(R_4-B_4), \quad d_{76} = -x_4 R_4, \quad d_{77} = -x_4 G_4, \\ d_{78} &= -x_4 B_4, \quad d_{81} = R_4 y_4, \quad d_{82} = G_4 y_4, \quad d_{83} = B_4 y_4, \quad d_{84} = (R_4-G_4)(1-y_4), \\ d_{85} &= (R_4-B_4)(1-y_4), \quad d_{86} = R_4 y_4, \quad d_{87} = G_4 y_4, \quad d_{88} = B_4 y_4. \end{aligned}$$

Система (15) получена путем решения системы уравнений

$$\begin{cases} \hat{X}_r R_1 + \hat{X}_g G_1 + \hat{X}_b B_1 = x_1 \left((\hat{X}_r + \hat{Y}_r + \hat{Z}_r) R_1 + (\hat{X}_g + \hat{Y}_g + \hat{Z}_g) G_1 + (\hat{X}_b + \hat{Y}_b + \hat{Z}_b) B_1 \right) \\ \hat{Y}_r R_1 + \hat{Y}_g G_1 + \hat{Y}_b B_1 = y_1 \left((\hat{X}_r + \hat{Y}_r + \hat{Z}_r) R_1 + (\hat{X}_g + \hat{Y}_g + \hat{Z}_g) G_1 + (\hat{X}_b + \hat{Y}_b + \hat{Z}_b) B_1 \right) \\ \hat{X}_r R_2 + \hat{X}_g G_2 + \hat{X}_b B_2 = x_2 \left((\hat{X}_r + \hat{Y}_r + \hat{Z}_r) R_2 + (\hat{X}_g + \hat{Y}_g + \hat{Z}_g) G_2 + (\hat{X}_b + \hat{Y}_b + \hat{Z}_b) B_2 \right) \\ \hat{Y}_r R_2 + \hat{Y}_g G_2 + \hat{Y}_b B_2 = y_2 \left((\hat{X}_r + \hat{Y}_r + \hat{Z}_r) R_2 + (\hat{X}_g + \hat{Y}_g + \hat{Z}_g) G_2 + (\hat{X}_b + \hat{Y}_b + \hat{Z}_b) B_2 \right) \\ \hat{X}_r R_3 + \hat{X}_g G_3 + \hat{X}_b B_3 = x_3 \left((\hat{X}_r + \hat{Y}_r + \hat{Z}_r) R_3 + (\hat{X}_g + \hat{Y}_g + \hat{Z}_g) G_3 + (\hat{X}_b + \hat{Y}_b + \hat{Z}_b) B_3 \right) \\ \hat{Y}_r R_3 + \hat{Y}_g G_3 + \hat{Y}_b B_3 = y_3 \left((\hat{X}_r + \hat{Y}_r + \hat{Z}_r) R_3 + (\hat{X}_g + \hat{Y}_g + \hat{Z}_g) G_3 + (\hat{X}_b + \hat{Y}_b + \hat{Z}_b) B_3 \right) \\ \hat{X}_r R_4 + \hat{X}_g G_4 + \hat{X}_b B_4 = x_4 \left((\hat{X}_r + \hat{Y}_r + \hat{Z}_r) R_4 + (\hat{X}_g + \hat{Y}_g + \hat{Z}_g) G_4 + (\hat{X}_b + \hat{Y}_b + \hat{Z}_b) B_4 \right) \\ \hat{Y}_r R_4 + \hat{Y}_g G_4 + \hat{Y}_b B_4 = y_4 \left((\hat{X}_r + \hat{Y}_r + \hat{Z}_r) R_4 + (\hat{X}_g + \hat{Y}_g + \hat{Z}_g) G_4 + (\hat{X}_b + \hat{Y}_b + \hat{Z}_b) B_4 \right) \\ \hat{Y}_r = 1 - \hat{Y}_g - \hat{Y}_b \end{cases}$$

основанных на преобразованиях (1), (2).

Оценка параметров модели цветопередачи ЖК-панели на основе измерений координат цвета

Для колориметров, осуществляющих измерение координат цвета X, Y, Z , формулы вычисления оценок коэффициентов профиля ЖК-панели имеют вид

$$\begin{bmatrix} \hat{X}_r \\ \hat{X}_g \\ \hat{X}_b \\ \hat{Y}_r \\ \hat{Y}_g \\ \hat{Y}_b \\ \hat{Z}_r \\ \hat{Z}_g \\ \hat{Z}_b \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} R_1 & G_1 & B_1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & R_1 & G_1 & B_1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & R_1 & G_1 & B_1 \\ R_2 & G_2 & B_2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & R_2 & G_2 & B_2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & R_2 & G_2 & B_2 \\ R_3 & G_3 & B_3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & R_3 & G_3 & B_3 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & R_3 & G_3 & B_3 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} X_1 \\ Y_1 \\ Z_1 \\ X_2 \\ Y_2 \\ Z_2 \\ X_3 \\ Y_3 \\ Z_3 \end{bmatrix}, \quad (16)$$

где $(R_1, G_1, B_1), (R_2, G_2, B_2), (R_3, G_3, B_3)$ — коды трех произвольно заданных цветов, индицируемых на экране ЖК-панели в тестовом режиме; $(X_1, Y_1, Z_1), (X_2, Y_2, Z_2), (X_3, Y_3, Z_3)$ — измеренные колориметром значения координат цвета, соответствующие $(R_1, G_1, B_1), (R_2, G_2, B_2), (R_3, G_3, B_3)$.

Матричное уравнение (16) формируется путем решения системы уравнений

$$\begin{cases} \hat{X}_r R_1 + \hat{X}_g G_1 + \hat{X}_b B_1 = X_1 \\ \hat{Y}_r R_1 + \hat{Y}_g G_1 + \hat{Y}_b B_1 = Y_1 \\ \hat{Z}_r R_1 + \hat{Z}_g G_1 + \hat{Z}_b B_1 = Z_1 \\ \hat{X}_r R_2 + \hat{X}_g G_2 + \hat{X}_b B_2 = X_2 \\ \hat{Y}_r R_2 + \hat{Y}_g G_2 + \hat{Y}_b B_2 = Y_2 \\ \hat{Z}_r R_2 + \hat{Z}_g G_2 + \hat{Z}_b B_2 = Z_2 \\ \hat{X}_r R_3 + \hat{X}_g G_3 + \hat{X}_b B_3 = X_3 \\ \hat{Y}_r R_3 + \hat{Y}_g G_3 + \hat{Y}_b B_3 = Y_3 \\ \hat{Z}_r R_3 + \hat{Z}_g G_3 + \hat{Z}_b B_3 = Z_3 \end{cases},$$

основанных на базовых преобразованиях (1), (2).

Заключение

Способ вычисления оценок $\hat{X}_r, \hat{Y}_r, \hat{X}_g, \hat{Y}_g, \hat{X}_b, \hat{Y}_b, \hat{Z}_r, \hat{Z}_g, \hat{Z}_b$ на основе теоретических выражений (6)–(14) является предпочтительным, так как точность вычисления оценок (15) и (16), полученных в результате экспериментов, в значительной степени зависит от погрешностей из-

мерительного прибора (колориметра) [8]. При проведении измерений необходимо обеспечивать тепловой и электрический режим подключения экрана, приближенный к режиму эксплуатации экрана в составе средства отображения. Назначение средств отображения и особенности подключения и термостабилизации ЖК-панелей в составе изделий авиационного приборостроения подробно рассмотрены в работах [9–15].

При использовании колориметров с абсолютной погрешностью менее 0,002 ед. для измерения координат цветности и менее 0,1 ед. для измерения координат цвета оценки, формируемые на основе (15), (16), соответствуют существующему на практике технологическому разбросу колориметрических характеристик ЖК-панелей.

Погрешности измерений координат цвета (цветности) также оказывают влияние на вычислительную устойчивость (15) и (16), в связи с чем формируемая на основе оценок $\hat{X}_r, \hat{Y}_r, \hat{X}_g, \hat{Y}_g, \hat{X}_b, \hat{Y}_b, \hat{Z}_r, \hat{Z}_g, \hat{Z}_b$ матрица прямого преобразования (1) может не иметь обратной матрицы. В этом случае необходимо выбрать другие значения управляющих кодов RGB тестовых цветов и повторить измерения. Многократное измерение координат цвета (цветности) для произвольно задаваемых цветов с последующим усреднением значений оценок коэффициентов позволит получить статистически достоверный результат формирования профиля жидкокристаллической панели.

Литература

1. Жаринов И. О., Жаринов О. О. Бортовые средства отображения информации на плоских жидкокристаллических панелях: учеб. пособие / ГУАП. — СПб., 2005. — 144 с.
2. Жаринов И. О., Емец Р. Б. Индикационное оборудование в авиации XXI века // Научно-технический вестник информационных технологий, механики и оптики. 2003. № 11. С. 193–195.
3. Парамонов П. П., Копорский Н. С., Видин Б. В., Жаринов И. О. Многофункциональные индикато-

- ры на плоских жидкокристаллических панелях: наукоёмкие аппаратно-программные решения // Научно-технический вестник информационных технологий, механики и оптики. 2004. № 3. С. 238–245.
4. **Оценка** точности визуализации местоположения объекта в геоинформационных системах и системах индикации навигационных комплексов пилотируемых летательных аппаратов/ М. О. Костишин, И. О. Жаринов, О. О. Жаринов и др.// Научно-технический вестник информационных технологий, механики и оптики. 2014. № 1. С. 87–93.
 5. **Жаринов И. О., Жаринов О. О.** Исследование распределения оценки разрешающей способности преобразования Грассмана в системах кодирования цвета, применяемых в авионике // Программная инженерия. 2014. № 8. С. 40–47.
 6. **Костишин М. О., Жаринов И. О., Жаринов О. О.** Исследование визуальных характеристик средств отображения пилотажно-навигационных параметров и геоинформационных данных в авионике // Информационно-управляющие системы. 2014. № 4. С. 61–67.
 7. **Жаринов И. О., Жаринов О. О.** Исследование свойства равноконтрастности цветовых пространств, применяемых в авионике // Программная инженерия. 2014. № 11. С. 35–43.
 8. **Жаринов И. О., Жаринов О. О.** Оценка инструментальной погрешности косвенного измерения координат цвета в цветовой модели данных, применяемой в авионике // Программная инженерия. 2014. № 12. С. 39–46.
 9. **Гатчин Ю. А., Жаринов И. О.** Основы проектирования вычислительных систем интегрированной модульной авионики. — М.: Машиностроение, 2010. — 224 с.
 10. **Парамонов П. П., Жаринов И. О.** Интегрированные бортовые вычислительные системы: обзор современного состояния и анализ перспектив развития в авиационном приборостроении // Научно-технический вестник информационных технологий, механики и оптики. 2013. № 2. С. 1–17.
 11. **Реализация** структуры данных, используемых при формировании индикационного кадра в бортовых системах картографической информации / П. П. Парамонов, П. В. Коновалов, И. О. Жаринов и др. // Научно-технический вестник информационных технологий, механики и оптики. 2013. № 2. С. 165–167.
 12. **Парамонов П. П., Ильченко Ю. А., Жаринов И. О., Тарасов П. Ю.** Структурный анализ и синтез графических изображений на экранах современных средств бортовой индикации на плоских жидкокристаллических панелях // Авиакосмическое приборостроение. 2004. № 5. С. 50–57.
 13. **Парамонов П. П., Ильченко Ю. А., Жаринов И. О.** Теория и практика статистического анализа картографических изображений в системах навигации пилотируемых летательных аппаратов // Датчики и системы. 2001. № 8. С. 15–19.
 14. **Принцип** формирования и отображения массива геоинформационных данных на экран средств бортовой индикации/ П. П. Парамонов, М. О. Костишин, И. О. Жаринов и др. // Научно-технический вестник информационных технологий, механики и оптики. 2013. № 6. С. 136–142.
 15. **Принципы** построения автоматических систем в канале управления тепловыми и светотехническими характеристиками бортовых средств индикации/ И. О. Жаринов, О. О. Жаринов, П. П. Парамонов и др.// Изв. вузов. Приборостроение. 2014. Т. 57. № 12. С. 34–38.

UDC 629.73.02; 629.73.05/.06; 535.643

doi:10.15217/issn1684-8853.2015.2.49

Evaluation of Parameters of the Mathematical Model of Color Response Performances of LCD-panel

Zharinov I. O.^{a, b}, Dr. Sc., Tech., Head of Department, Head of Learning-Scientist Center, igor_rabota@pisem.net

Zharinov O. O.^c, PhD, Tech., Associate Professor, zharinov@hotmail.ru

^aSaint-Petersburg National Research University of Information Technologies, Mechanics and Optics, 49, Kronverkskii St., 197101, Saint-Petersburg, Russian Federation

^bP. A. Efimov Saint-Petersburg Scientific Design Bureau «Electroavtomatika», 40, Marshala Govorova St., 198095, Saint-Petersburg, Russian Federation

^cSaint-Petersburg State University of Aerospace Instrumentation, 67, B. Morskaya St., 190000, Saint-Petersburg, Russian Federation

Purpose: To describe and study the colorimetric features of LCD panels, we introduce a mathematical model of color rendition specified parametrically. The parameters of the model depend upon the technological features of LCD-panel manufacturers, being unique for every maker. The purpose of our research is developing a technique to evaluate the parameters of this model. **Methods:** The estimates of the model parameters were calculated on the basis of theoretical analysis and processing of the optical measurement results. The theoretical analysis was applied to the chromaticity coordinates of the color coverage triangle vertices and to the coordinates of the white color point suggested by the manufacturer in the technical documentation. The color coordinates or chromaticity coordinates for any given set of colors displayed on the LCD screen in the test mode were obtained during experimental illuminance measurements. **Results:** Mathematical expressions were suggested to evaluate the parameters of the color rendition model, obtained in three different ways based on the solution of a system of equations connecting the parameters: models and chromaticity coordinates for white, blue, red and green points; model and color coordinates for three random colors measured by a colorimeter; models and chromaticity coordinates

for four random colors measured by a colorimeter. **Practical relevance:** The results obtained during the research and development work are used by the designers of modern indication equipment and manufacturers of LCD-panels for colorimetric calculations and for the estimation of technological tolerance of chromaticity coordinates among the display units in mass production.

Keywords— LCD-panel, Color Rendition Model, Parameters Evaluation.

Reference

1. Zharinov I. O., Zharinov O. O. *Bortovye sredstva otobrazheniia informatsii na ploskikh zhidkokristallicheskiikh paneliakh* [Onboard Display on Flat Liquid Crystal Panels]. Saint-Petersburg, GUAP Publ., 2005. 144 p. (In Russian).
2. Zharinov I. O., Emets R. B. Evidence Equipment, Aviation XXI Century. *Nauchno-tekhnicheskii vestnik informatsionnykh tekhnologii, mekhaniki i optiki*, 2003, no. 11, pp. 193–195 (In Russian).
3. Paramonov P. P., Koporskii N. S., Vidin B. V., Zharinov I. O. Implementation of Data Structure in Indication Frame Formation for Onboard Geospatial Data Computer Systems. *Nauchno-tekhnicheskii vestnik informatsionnykh tekhnologii, mekhaniki i optiki*, 2004, no. 3, pp. 238–245 (In Russian).
4. Kostishin M. O., Zharinov I. O., Zharinov O. O., Nechaev V. A., Suslov V. D. Accuracy Evaluation of the Object Location Visualization for Geo-information and Display Systems of Manned Aircraft Navigation Complexes. *Nauchno-tekhnicheskii vestnik informatsionnykh tekhnologii, mekhaniki i optiki*, 2014, no. 1, pp. 87–93 (In Russian).
5. Zharinov I. O., Zharinov O. O. Research of Properties of an Assessment of the Resolution of Grassmann's Transformation in Chromaticity Coding Systems, Applied in Avionic Equipment. *Programmnaia inzheneriia*, 2014, no. 8, pp. 40–47 (In Russian).
6. Kostishin M. O., Zharinov I. O., Zharinov O. O. Visual Characteristics of Displaying Air Navigation Parameters and Geoinformation Data in Avionics. *Informatsionno-upravliaiushchie sistemy* [Information and Control Systems], 2014, no. 4, pp. 61–67 (In Russian).
7. Zharinov I. O., Zharinov O. O. The Research of Uniform Chromaticity Property of Color Spaces, Used in Avionics Equipment. *Programmnaia inzheneriia*, 2014, no. 11, pp. 35–43 (In Russian).
8. Zharinov I. O., Zharinov O. O. The Evaluation of Hardware-Caused Inaccuracy of Indirect Measurements of Chromaticity Coordinates in Color Model Data Used in Avionics. *Programmnaja inzheneriia*, 2014, no. 12, pp. 39–46 (In Russian).
9. Gatchin Iu. A., Zharinov I. O. *Osnovy proektirovaniia vychislitel'nykh sistem integrirovannoi modul'noi avioniki* [Basics of Designing Computer Systems Integrated Modular Avionics]. Moscow, Mashinostroenie Publ., 2010. 224 p. (In Russian).
10. Paramonov P. P., Zharinov I. O. Integrated On-board Computing Systems: Present Situation Review and Development Prospects Analysis in the Aviation Instrument-making Industry. *Nauchno-tekhnicheskii vestnik informatsionnykh tekhnologii, mekhaniki i optiki*, 2013, no. 2, pp. 1–17 (In Russian).
11. Paramonov P. P., Konovalov P. V., Zharinov I. O., Kirsanova Iu. A., Utkin S. B. Implementation of Data Structure in Indication Frame Formation for Onboard Geospatial Data Computer Systems. *Nauchno-tekhnicheskii vestnik informatsionnykh tekhnologii, mekhaniki i optiki*, 2013, no. 2, pp. 165–167 (In Russian).
12. Paramonov P. P., Il'chenko Iu. A., Zharinov I. O., Tarasov P. Iu. Structural Analysis and Synthesis of Graphic Images on the Screens of Modern On-board Display on Flat Liquid Crystal Panels. *Aviakosmicheskoe priborostroenie*, 2004, no. 5, pp. 50–57 (In Russian).
13. Paramonov P. P., Il'chenko Iu. A., Zharinov I. O. Theory and Practice of Statistical Analysis of Cartographic Images in Navigation Systems Manned Aircraft. *Datchiki i sistemy*, 2001, no. 8, pp. 15–19 (In Russian).
14. Paramonov P. P., Kostishin M. O., Zharinov I. O., Nechaev V. A., Sudarchikov S. A. Formation and Display Principles for an Array of Geoinformation Data by Means of On-board Display Screen. *Nauchno-tekhnicheskii vestnik informatsionnykh tekhnologii, mekhaniki i optiki*, 2013, no. 6, pp. 136–142 (In Russian).
15. Zharinov I. O., Zharinov O. O., Paramonov P. P., Kostishin M. O., Sudarchikov S. A. Principles of Automatic System Design for Control Over Thermal and Lighting Characteristics of Airborne Indication Means. *Izvestiia vuzov. Priborostroenie*, 2014, vol. 57, no. 12, pp. 34–38 (In Russian).

УВАЖАЕМЫЕ АВТОРЫ!

Научные базы данных, включая SCOPUS и Web of Science, обрабатывают данные авторски. С одной стороны, это ускоряет процесс обработки данных, с другой — различия в транслитерации ФИО, неточные данные о месте работы, области научного знания и т. д. приводят к тому, что в базах оказывается несколько авторских страниц для одного и того же человека. В результате для всех по отдельности считаются индексы цитирования, снижая рейтинг ученого.

Для идентификации авторов в сетях Thomson Reuters проводит регистрацию с присвоением уникального индекса (ID) для каждого из авторов научных публикаций.

Процедура получения ID бесплатна и очень проста: входите на страницу <http://www.researcherid.com>, слева под надписью «New to ResearcherID?» нажимаете на синюю кнопку «Join Now It's Free» и заполняете короткую анкету. По указанному электронному адресу получаете сообщение с предложением по ссылке заполнить полную регистрационную форму на ORCID. Получаете ID.

АЛГОРИТМ МАКСИМИЗАЦИИ ЭНТРОПИИ ОБУЧАЮЩЕЙ ВЫБОРКИ И ЕГО ИСПОЛЬЗОВАНИЕ ПРИ СИНТЕЗЕ МОДЕЛЕЙ ПРОГНОЗА ДИСКРЕТНЫХ СОСТОЯНИЙ НЕЛИНЕЙНЫХ ДИНАМИЧЕСКИХ СИСТЕМ

А. В. Назаров^а, канд. техн. наук, доцент

В. Л. Якимов^а, канд. техн. наук, заместитель начальника кафедры

В. А. Авдеев^а, канд. техн. наук, заместитель начальника кафедры

^аВоенно-космическая академия им. А. Ф. Можайского, Санкт-Петербург, РФ

Постановка проблемы: для описания процессов функционирования и прогнозирования состояния неисправных, но работоспособных сложных технических объектов, находящихся в условиях нестационарного воздействия факторов внешней среды, часто используется математический аппарат, учитывающий нелинейный и вероятностный характер процессов функционирования его подсистем, например автоматы с памятью, вероятностные автоматы или логико-вероятностные модели. При этом низкая достоверность прогнозных моделей дискретных состояний обусловлена статистическими свойствами обучающей выборки. Цель работы — повысить достоверность класса прогнозных моделей дискретных состояний нелинейных динамических систем, получаемых на основе последовательного статистического обучения при заданном времени их обучения. **Результаты:** сформулирована общая постановка задачи синтеза нейросетевой прогнозной модели, использующей кодированную информацию о дискретных состояниях нелинейной динамической системы, с учетом ограничений на время ее обучения. Разработан алгоритм обучения прогнозной модели, учитывающий требования к ее применению. Предложен алгоритм максимизации энтропии обучающей выборки, позволяющий значительно повысить достоверность нейросетевой прогнозной модели дискретных состояний с последовательным обучением и улучшить данный показатель по сравнению с наилучшей авторегрессионной полиномиальной моделью. Приведен пример прогнозной модели дискретных состояний бортовой аппаратуры космического аппарата в условиях нештатного функционирования. **Практическая значимость:** разработанные алгоритмы позволяют сравнительно быстро синтезировать достоверную прогнозную модель на основе кодированной информации о состояниях дискретной динамической системы при низком значении энтропии исходной обучающей выборки. Рекомендовано использовать разработанные алгоритмы в бортовых комплексах управления летательных аппаратов для синтеза автоматов, описывающих сложные процессы функционирования бортовых систем, в том числе в условиях нештатного функционирования.

Ключевые слова — нелинейная динамическая система, прогнозная модель, энтропия обучающей выборки, телеметрическая информация.

Введение

При проведении автоматизированных испытаний и в процессе эксплуатации сложных технических объектов широко используются модели в виде детерминированных конечных автоматов [1–3]. Синтез таких моделей осуществляется на основе априорной информации о процессах функционирования объектов испытаний и результатах анализа телеметрической информации об их состоянии. Одним из перспективных подходов в моделировании неисправных, но работоспособных объектов, находящихся в условиях воздействия внешних факторов среды, является применение искусственных нейронных сетей. Для нейросетевых моделей, реализующих методы статистического обучения с последовательным предъявлением обучающих примеров, доказана теоретически и показана на практике возможность аппроксимации автоматов различной сложности [4–8]. Достоверность нейросетевых прогнозных моделей сильно зависит от свойств выборки обучающих примеров. В данной работе рассматривается подход к формированию об-

учающей выборки на основе максимизации энтропии, позволяющий повысить достоверность прогнозной модели дискретных состояний нелинейной динамической системы при заданных ограничениях на время обучения. Приведены результаты его применения для моделирования процессов функционирования бортовой аппаратуры космического аппарата в условиях нештатного функционирования.

Постановка задачи прогнозирования дискретных состояний нелинейной динамической системы

Пусть объект испытаний представляет собой систему с конечным числом состояний. В каждый i -й момент времени система находится в одном из состояний, которое кодируется двоичным словом S_i . Разряды двоичного слова $s_{g,i}$ несут информацию о состоянии g -х функциональных узлов системы, где $g = 1..m$, m — количество разрядов в слове состояния. Для ликвидации неопределенности относительно процессов управления в каждый момент времени в кодовую

последовательность добавлена информация о текущей команде управления K_i . Команда управления представляет собой кодовое слово с основанием кода, равным 3: «включить — 1», «выключить — 2», «оставить неизменным — 0». Разряды слова команды управления несут информацию об изменении состояния отдельных функциональных узлов системы.

На основе анализа телеметрической информации, получаемой в ходе испытаний и эксплуатации системы, можно получить большое количество кодовых последовательностей различной длины, характеризующих процессы функционирования системы: $S_0K_0S_0K_0S_0K_1S_1K_0S_1K_2S_2...K_1S_3K_3S_4K_0S_4K_0S_5; S_1K_0S_1K_0S_0K_4S_6K_4S_0...K_5S_3K_1S_4K_0S_4K_0S_5$ и т. д. Для их описания могут быть использованы детерминированные конечные автоматы [4–6].

Неисправности могут являться причиной воздействия внешних факторов на процессы функционирования системы, вследствие чего происходят несанкционированные изменения ее состояния (отказы). В динамике таких отказов, несмотря на их вероятностный характер, может наблюдаться закономерность, обусловленная квазициклическостью воздействия некоторых внешних факторов. Рассмотренный случай интересен тем, что процессы функционирования системы становятся нелинейными, более сложными и менее предсказуемыми, а ее состояния в последующий момент времени зависят не только от текущего состояния и команды управления, но и от состояний системы в предыдущие моменты времени.

Предсказание дискретных состояний такой системы сводится к задаче экстраполяции функции многих переменных по заданному набору примеров с помощью процедуры погружения полученной кодовой последовательности слов состояния в многомерное пространство прогнозной модели [7]. Решение задачи прогнозирования состоит в нахождении функции f :

$$S_{i+1} = f(S_{i-L+1}, S_{i-L+2}, \dots, S_{i-1}, S_i, K_i), \quad (1)$$

где L — размерность «окна прогнозирования» (глубина погружения), удовлетворяющая заданной достоверности прогноза на проверочной и тестовой выборке.

Используем в качестве прогнозной модели многослойную нейронную сеть с одним входным, одним выходным и двумя скрытыми слоями.

Такая структура показала свою эффективность при решении сложных задач обучения «с учителем» [8]. На выходе модели имеется пороговое устройство, позволяющее преобразовать непрерывные значения выходных нейронов в дискретные величины. Параметрами модели являются матрицы весовых коэффициентов сети $W^1, W^2, W^3, C^1, C^2, C^3$; количество нейронов в скрытых слоях H^1 и H^2 ; количество нейронов во входном слое L . Векторы входных данных X_i и выходных данных Y_i образуют обучающую пару (таблица). В состав обучающей пары входят задержанные значения тех параметров состояния, которые оказывают влияние на состояние системы в последующий момент времени. Множество таких параметров состояния определяется экспертом.

Устройство прогнозирования дискретных состояний представляет собой нейросетевой автомат, который должен по команде от бортового комплекса управления гарантированно обучиться на имеющихся данных о функционировании контролируемой системы в течение заданного времени t_3 не зависимо от начальных значений весовых коэффициентов и, также по команде, выдать сведения о достигнутой в ходе обучения достоверности прогнозной модели и прогноз дискретных состояний контролируемой системы с заданным временем упреждения. При этом достоверность прогнозной модели должна быть как можно выше. Введение ограничения на достоверность прогнозной модели снизу ведет к появлению вероятности невыполнения задачи за указанное время t_3 , что недопустимо для обеспечивающей системы, так как может помешать выполнению целевой задачи бортового комплекса управления.

Для уменьшения чувствительности прогнозной модели к начальным значениям весовых коэффициентов целесообразно на интервале времени $[0, t_3]$ провести несколько экспериментов по обучению нейронной сети. Статистическую оценку математического ожидания показателя достоверности прогнозной модели $\bar{G}$ определим в соответствии с выражением

$$\bar{G} = -\bar{P}_{\text{ош}} = -\frac{1}{h_3} \sum_{h=1}^{h_3} P_{\text{ош } h}, \quad (2)$$

где $\bar{P}_{\text{ош}}$ — статистическая оценка математического ожидания вероятности ошибок первого и второго рода по результатам экспериментов; h_3 — количество экспериментов; h — номер экспери-

■ Структура обучающей пары векторов

Входной вектор X_i			Целевой вектор Y_i
Состояние S_i	K_i , команда перехода в S_{i+1}	Задержанные значения параметров состояния ($s_{g,i-1}, \dots, s_{g,i-L+1}$)	Состояние S_{i+1}
m бит	d бит	L бит	m бит

мента, $h = 0...h_3$; $P_{\text{ош } h}$ — статистическая оценка вероятности ошибки многошагового прогноза дискретных состояний системы, полученная в эксперименте:

$$P_{\text{ош } h} = \frac{\sum_{l=1}^{N-Tl+T} \sum_{i=l}^{N-Tl+T} (S_i^* - S_i)}{(N-T)T}. \quad (3)$$

Здесь N — интервал дискретных отсчетов времени, на котором вычисляется $P_{\text{ош } h}$; T — интервал упреждения прогноза в дискретных отсчетах; l, i — номера дискретных отсчетов времени; S_i^* — прогнозное значение слова-состояния в i -й момент времени; S_i — истинное значение слова-состояния в i -й момент времени:

$$S_i^* - S_i = \begin{cases} 0, & S_i = S_i^* \\ 1, & S_i \neq S_i^* \end{cases}.$$

Определим доверительный интервал μ математического ожидания достоверности прогнозной модели $\bar{G}$ по результатам экспериментов с доверительной вероятностью $P_3 = 0,99$ [9]. Зададимся целью максимизации математического ожидания достоверности прогнозной модели $\bar{G}$ дискретных состояний системы. Тогда задача оптимизации прогнозной модели дискретных состояний примет следующий вид:

$$\begin{aligned} &\bar{G}(\mathbf{W}^1, \mathbf{W}^2, \mathbf{W}^3, \mathbf{C}^1, \mathbf{C}^2, \mathbf{C}^3, H^1, H^2, t_0) \rightarrow \max; \\ &\mu = \frac{3,25\sigma(\bar{G})}{\sqrt{h_3}}, \bar{G} \in (0,1), \mu \in (0,1), t_0 \leq t_3, \end{aligned} \quad (4)$$

где $\sigma(\bar{G})$ — среднеквадратическое отклонение величины $\bar{G}$ по результатам h_3 экспериментов; t_0 — время, выделяемое для обучения моделей.

Достоверность прогнозной модели дискретных состояний системы $G = \bar{G} \pm \mu$ сильно зависит от свойств обучающей выборки. В результате значительной неравномерности распределения во времени режимов работы системы и управляющих воздействий, наличия в обучающей выборке информации не о всех переходах между состояниями системы, а также необходимости учета задержанных значений параметров состояния отдельных функциональных узлов возникает неравномерное распределение символов в обучающих примерах и примеров в обучающей выборке. При этом нейронная сеть с последовательным предъявлением обучающих примеров реагирует только на примеры обучающей выборки, характеризующие наиболее частые переходы между состояниями системы, в результате чего часть весовых коэффициентов сети не участвует в процессе обучения и эффект обобщения символьной информации не проявляется.

Для решения данной проблемы осуществляют поиск оптимального основания кода путем пере-

бора для обучающей пары векторов нейронной сети либо реализуют перекодирование имеющейся информации с использованием слоя Кохонена, что требует значительных временных затрат. Оба пути основаны на общем принципе предобработки исходных данных, который состоит в максимизации энтропии входов и выходов нейросетевой модели [10]. С другой стороны, энтропия будет максимальна, если дискретные величины, поступающие на каждый входной и выходной нейрон сети, будут распределены во времени равномерно. Преодолеть неравномерность возбуждения входных и выходных нейронов символами различных классов можно, изменяя частоту повторения тех или иных обучающих примеров на входе нейронной сети.

Рассмотрим матрицу исходных данных $\mathbf{A}_{N_A \times M}$, где $M = (2m + d + L - 1)$ — размер обучающей пары векторов (рис. 1).

Дополняя матрицу $\mathbf{A}_{N_A \times M}$ содержащимися в ней векторами-строками $\langle \mathbf{X}_i, \mathbf{Y}_i \rangle$, $i = 1...N_A$, необходимо сформировать матрицу $\mathbf{C}_{N_C \times M}$, для которой характерно максимально равномерное распределение символов различного класса в столбцах. При этом необходимо ввести промежуточную матрицу $\mathbf{B}_{J \times M}$, количество векторов J в которой ($N_A \leq J \leq N_C$) изменяется в процессе решения следующей задачи оптимизации:

$$\begin{aligned} &V(r) \rightarrow \min, r \rightarrow \infty, \\ &V(r) = \sqrt{\sum_{j=1}^M \sum_{s=1}^{\rho_{js}(r)} \left(\frac{n_{js}(r)}{J(r)} - \frac{1}{\rho_{js}(r)} \right)^2}; \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} &\left. \begin{aligned} &\bar{G}(r+1) > \bar{G}(r), \mu(r+1) < \mu(r) \\ &V(r+1) < V(r) \end{aligned} \right\} \varepsilon_{d1 \min} \leq |\bar{G}(r+1) - \bar{G}(r)| \leq \varepsilon_{d1 \max}, \quad (6) \\ &\varepsilon_{d2 \min} \leq |\mu(r+1) - \mu(r)| \leq \varepsilon_{d2 \max} \end{aligned}$$

где r — количество итераций процедуры оптимизации; n_{js} — число элементов x_{ij} матрицы $\mathbf{B}_{J \times M}$

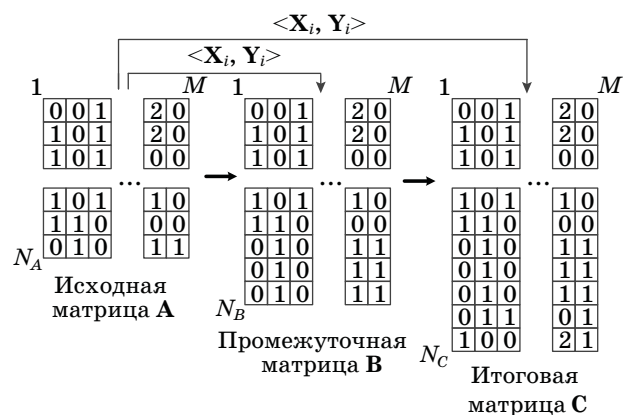


Рис. 1. Схема формирования обучающей выборки

в j -м столбце, принадлежащих классу s ; i, j — номер строки и столбца промежуточной матрицы $\mathbf{V}_{J \times M}$ соответственно; n_{js}/J — показатель плотности вероятности распределения элементов s -го класса на входе j -го нейрона; ρ_{js} — количество классов элементов в j -м столбце; $1/\rho_{js}$ — показатель плотности вероятности распределения элементов на входе j -го нейрона в случае равномерного закона распределения; $\varepsilon_{d1 \min}, \varepsilon_{d2 \min}, \varepsilon_{d1 \max}, \varepsilon_{d2 \max}$ — границы допусков на изменение $\bar{G}$ и μ .

Минимизация функции (5) сопровождается увеличением количества обучающих пар векторов в выборке. Условия (6) означают, что с уменьшением значения целевой функции математическое ожидание достоверности прогнозной модели $\bar{G}$ должно расти, а доверительный интервал μ — уменьшаться, при этом допускаются случайные изменения указанных характеристик в пределах заданных допусков. Критерием останова процедуры минимизации целевой функции (5) будем считать достижение такого значения r , при котором характеристики модели прогнозирования ($\bar{G}$, μ) не соответствуют условиям (6). Эффективность решения задачи (5) для повышения достоверности прогнозной модели может быть низкой в следующих случаях: исходная обучающая выборка обладает высокой энтропией; свойства обучающей выборки таковы, что при решении задачи (5) изменения целевой функции будут крайне малы.

Алгоритм обучения нейросетевой прогнозной модели

Алгоритм обучения и применения нейросетевой прогнозной модели, позволяющий решить задачу (4), использует принцип обратного распространения ошибки [10]. Схема алгоритма приведена на рис. 2.

Шаг 1. Задать структуру модели, сформировать обучающую, проверочную и тестовую выборки; присвоить номер эксперименту обучения: $h = 1, h = 1..h_3$; задать матрицы $\mathbf{U}^k$ для хранения значений весовых коэффициентов каждого слоя наилучшей прогнозной модели, полученной по результатам h экспериментов, k — номер слоя, $k = 1..3$; задать значение промежуточной переменной для хранения минимального значения ошибки многошагового прогноза $P_{\text{ош } h, \theta}$, полученной по результатам h экспериментов, $P = 1$.

Шаг 2. Задать начальные значения весовых коэффициентов матриц каждого слоя $\mathbf{W}^k$ и $\mathbf{C}^k$ на интервале $[-0,5; 0,5]$; присвоить элементам матриц изменений весовых коэффициентов $d\mathbf{C}_i^k$ и $d\mathbf{W}_i^k$ нулевые значения; задать количество циклов обучения в каждом эксперименте; задать начальное значение статистической оценки вероятности ошибки на проверочной выборке $P_{\text{ош } h, \theta} = 1$;

значение периода упреждения прогноза T ; номер цикла обучения $\theta = 1, \theta = 1.. \theta_3$, где θ_3 — заданное количество циклов обучения; матрицы $\mathbf{U}_h^k$ для хранения значений весовых коэффициентов каждого слоя наилучшей прогнозной модели, полученной в эксперименте; задать значение промежуточной переменной для хранения минимального значения ошибки многошагового прогноза $P_{\text{ош } h, \theta}$, полученной в эксперименте, $P_h = 1$.

Шаг 3. Присвоить значение счетчику векторов обучающей выборки $i = 1$, где $i = 1..N$, N — количество векторов в обучающей выборке; выбрать соответствующую пару векторов из обучающей выборки $\langle \mathbf{X}_i, \mathbf{Y}_i \rangle$.

Шаг 4. Подать на вход/выход модели обучающую пару $\langle \mathbf{X}_i, \mathbf{Y}_i \rangle$; вычислить компоненты вектора выходных значений каждого слоя $\mathbf{Y}_i^k$; вычислить взвешенные суммы $\mathbf{Q}_i^k$ каждого слоя нейронной сети; осуществить нелинейное преобразование с использованием сигмоидной функции активации и получить векторы выходных значений каждого слоя $\mathbf{Y}_i^k$:

$$\mathbf{Q}_i^k \equiv [\mathbf{q}_v^k] = \mathbf{X}_i \mathbf{W}_i^k + \mathbf{C}_i^k, \quad \mathbf{Y}_i^k \equiv [\mathbf{y}_v^k] = \left\{ y_v = \frac{1}{1 + \exp(-q_v^k)} \right\}, \quad (7)$$

где $\mathbf{X}_i$ — входной вектор-строка параметров модели; $\mathbf{W}_i^k$ — текущая матрица весовых коэффициентов k -го слоя; $\mathbf{C}_i^k$ — текущий вектор постоянного смещения; v — номер элемента вектора-строки. В результате прямого прохода сигналов на выходе нейросетевой прогнозной модели получаем вектор

$$\mathbf{Y}_i \equiv [\mathbf{y}_v] = f \left(f \left(f \left(\mathbf{X}_i \mathbf{W}_i^1 + \mathbf{C}_i^1 \right) \mathbf{W}_i^2 + \mathbf{C}_i^2 \right) \mathbf{W}_i^3 + \mathbf{C}_i^3 \right), \quad (8)$$

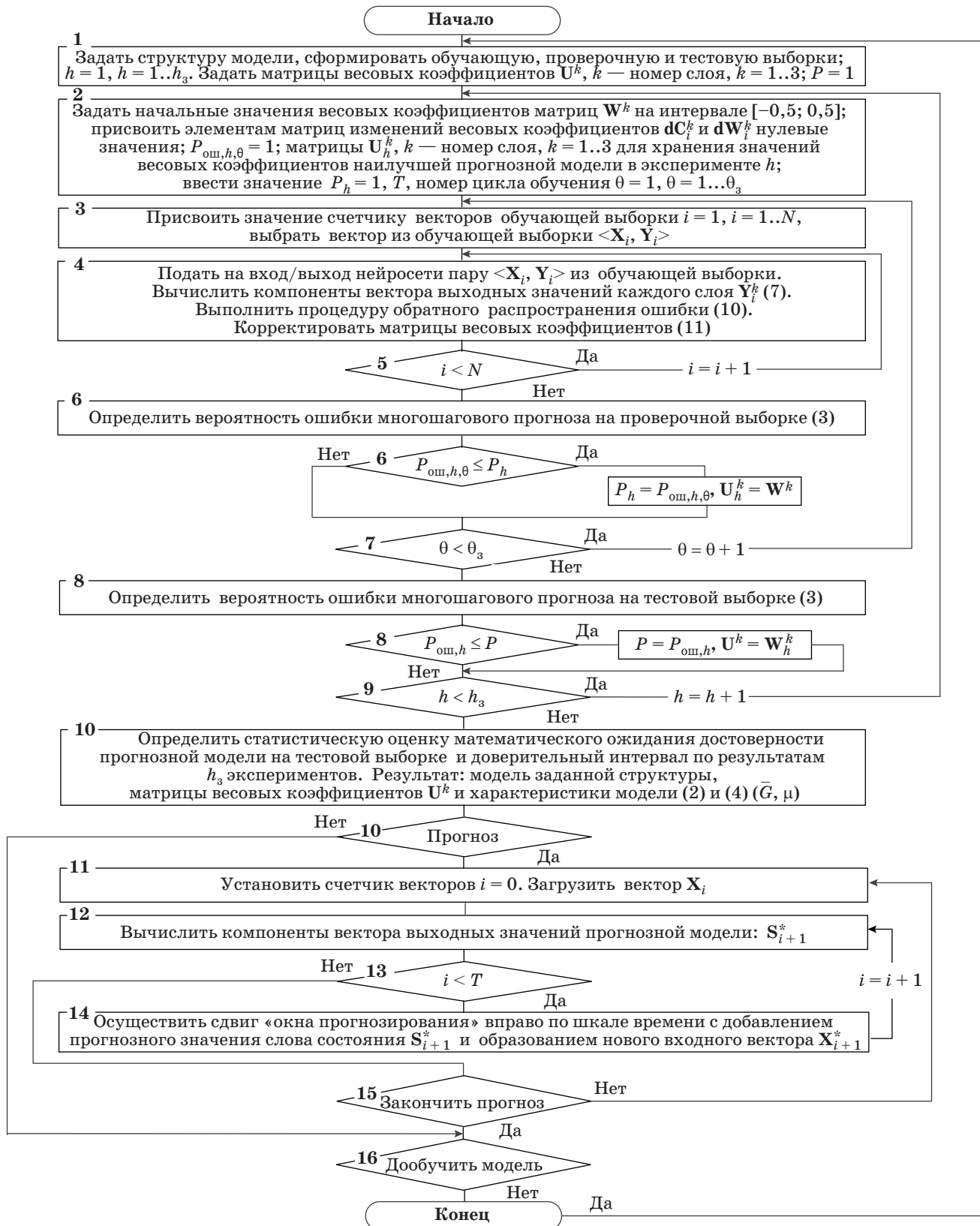
где y_v — компоненты выходного вектора-строки; f — сигмоидная функция активации (7). Для сети с двумя скрытыми слоями целевая функция будет иметь вид

$$E(\mathbf{W}^k, \mathbf{C}^k) = \sum_{i=1}^N \sum_{v=1}^m \left(y_v - y_v^* \right)^2, \quad (9)$$

где $\mathbf{Y}_i^* \equiv [\mathbf{y}_v^*]$ — целевой вектор; y_v^* — компоненты целевого вектора; m — размер выходного вектора.

Далее реализуется процедура обратного распространения ошибки и вычисляется вектор ошибок каждого слоя нейронной сети Δ_i^k :

$$\begin{aligned} \Delta_i &\equiv [\delta_v] = \mathbf{Y}_i - \mathbf{Y}_i^*; \\ \Delta_i^k &\equiv [\delta_v^k] = \left(\delta_v = y_v^k (1 - y_v^k) \delta_v \right); \\ \mathbf{D} &\equiv [d_v^k] = \Delta_i^k \mathbf{W}_i^{kT}; \\ \Delta_i^{k-1} &\equiv [\delta_v^{k-1}] = \left(\delta_v^{k-1} = y_v^{k-1} (1 - y_v^{k-1}) d_v^k \right). \end{aligned} \quad (10)$$



■ Рис. 2. Алгоритм обучения нейросетевой прогнозной модели

Затем осуществляется коррекция значений элементов матриц dC_i^k , dW_i^k , C_i^k , W_i^k :

$$\begin{aligned} dW_i^k &= \eta Y_i^{k-1T} \Delta_i^k + \alpha dW_{i-1}^k; \\ dC_i^k &= \eta \Delta_i^k + \alpha dC_{i-1}^k; \\ W_{i+1}^k &= W_i^k + dW_i^k; C_{i+1}^k = C_i^k + dC_i^k, \end{aligned} \quad (11)$$

где η — скорость обучения; α — момент обучения.

Шаг 5. Проверить выполнение условия использования всех примеров обучающей выборки: если $i < N$, то увеличить значение счетчика векторов i на единицу и повторить шаг 4, иначе перейти к шагу 6.

Шаг 6. Определить статистическую оценку вероятности ошибки многошагового прогноза $P_{\text{ош } h, \theta}$ (3) на проверочной выборке после каждого цикла обучения. Если $P_{\text{ош } h, \theta} \leq P_h$, то присвоить переменной P_h значение $P_{\text{ош } h, \theta}$, а элементам матриц U_h^k — текущие значения матриц весовых коэффициентов каждого слоя сети W^k и C^k .

Шаг 7. Проверить выполнение условия: если количество циклов обучения θ не превысило заданное значение θ_3 , то увеличить значение счетчика циклов обучения θ на единицу и выполнить шаги 3–6, иначе перейти к шагу 8. Величина θ_3 подбирается экспериментальным путем до начала серии экспериментов, исходя из приемлемого значения времени обучения: $t_0 < t_3$.

Шаг 8. Определить статистическую оценку вероятности ошибки многошагового прогноза $P_{\text{ош } h}$ на тестовой выборке, получаемую для прогнозной модели с матрицами весовых коэффициентов U_h^k . Если $P_{\text{ош } h} \leq P$, то присвоить переменной P значение $P_{\text{ош } h}$, а элементам матриц U^k — текущие значения матриц весовых коэффициентов каждого слоя U_h^k , при невыполнении условия перейти к шагу 9.

Шаг 9. Проверить выполнение условия: если достигнуто заданное количество экспериментов обучения модели h_3 , то перейти к шагу 10, иначе увеличить значение счетчика экспериментов h на единицу и выполнить шаги 2–8. Величина h_3 выбирается экспериментальным путем до начала серии экспериментов, исходя из приемлемого значения времени обучения: $t_0 < t_3$.

Шаг 10. Определить статистическую оценку математического ожидания достоверности прогнозной модели $\bar{G}$ на тестовой выборке (2) и доверительный интервал μ (4). Результатом работы шагов 1–10 алгоритма является прогнозная модель (структура нейронной сети и набор из k матриц весовых коэффициентов каждого ее слоя U^k) и характеристики ($\bar{G}$, μ), позволяющие оценить, насколько можно доверять ее прогнозам.

Шаг 11. По команде на применение прогнозной модели значению счетчика векторов присвоить

значение $i = 0$, на вход модели подать новый входной вектор X_i .

Шаг 12. Вычислить компоненты вектора выходных прогнозных значений нейронной сети S_{i+1}^* , соответствующие входному вектору X_i .

Шаг 13. Проверить выполнение условия реализации многошагового прогноза с периодом упреждения T : если $i \geq T$, то выполнить шаг 15, иначе шаг 14.

Шаг 14. Осуществить сдвиг «окна прогнозирования» вправо с добавлением прогнозного значения слова состояния S_{i+1}^* во входной вектор X_{i+1} , увеличить значение счетчика i на единицу, выполнить шаги 12–13.

Шаг 15. Проверить выполнение условия: если поступила команда закончить прогноз, то выполнить шаг 16, иначе повторить шаги 11–14 для очередного входного вектора.

Шаг 16. Проверить выполнение условия: если поступила команда дообучить модель на новых данных, то, при необходимости, верифицировать структуру прогнозной модели и выполнить шаги 1–15, иначе закончить работу.

Алгоритм максимизации энтропии обучающей выборки

Для повышения достоверности прогнозной модели, синтезируемой в результате работы описанного алгоритма, решим задачу максимизации энтропии обучающей выборки (5). Для ее решения разработан алгоритм, представленный на рис. 3.

Шаг 1. Задаются исходная обучающая выборка в виде матрицы A ; структура пробной прогнозной модели и начальные значения ее весовых коэффициентов; промежуточная матрица B , элементам которой присваиваются значения элементов исходной обучающей выборки A ; матрица Z для хранения промежуточных вариантов матрицы B ; граничные значения допусков на характеристики модели (4) $\varepsilon_{d1 \min}$, $\varepsilon_{d2 \min}$, $\varepsilon_{d1 \max}$, $\varepsilon_{d2 \max}$; параметр r , показывающий количество циклов обновления выборки, $r = 0$; оценивается значение целевой функции V_B для матрицы B в соответствии с (6).

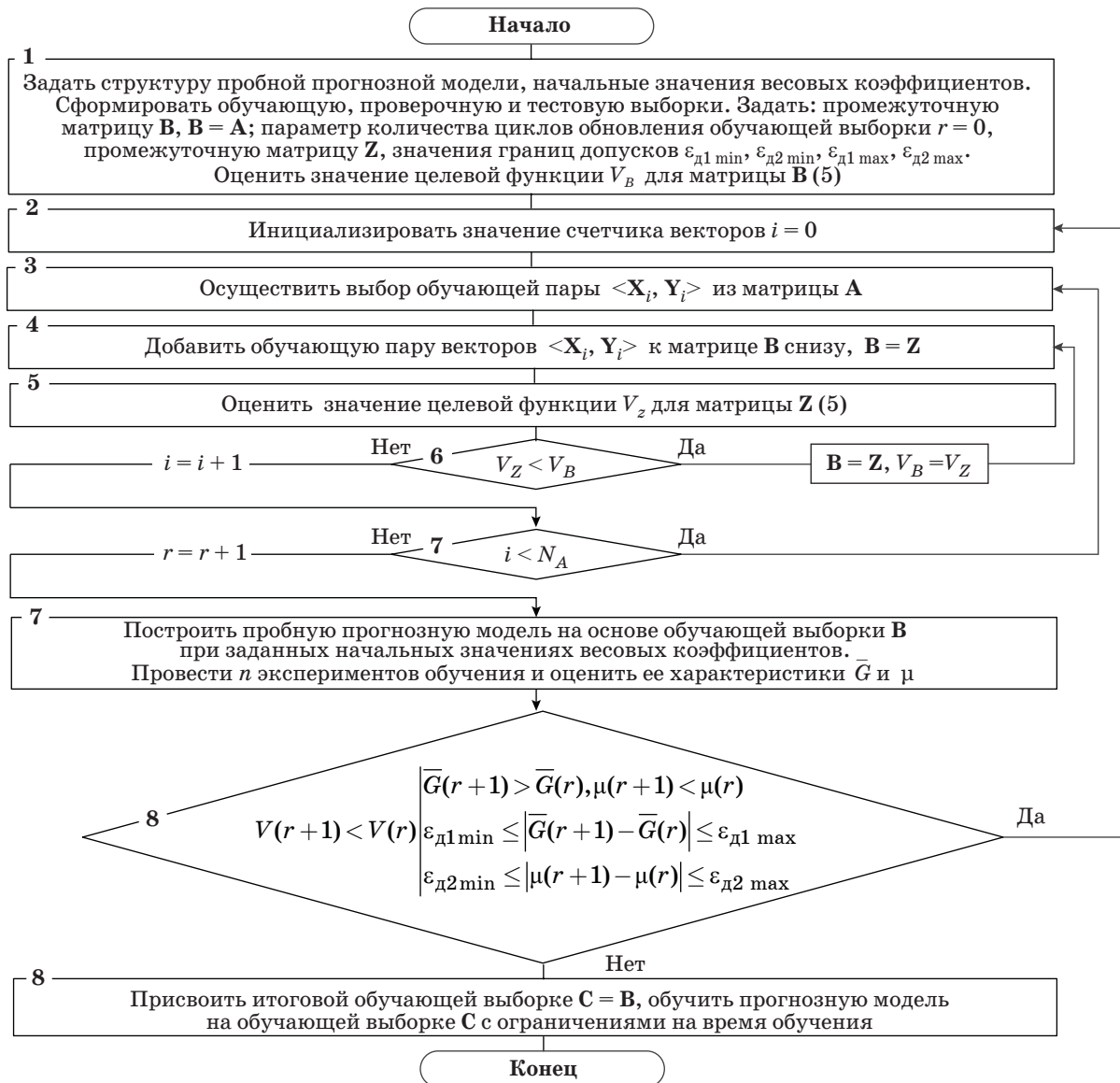
Шаг 2. Осуществляется инициализация значения счетчика векторов $i = 0$.

Шаг 3. Осуществляется выборка обучающей пары $\langle X_i, Y_i \rangle$ из матрицы A .

Шаг 4. Обучающая пара векторов $\langle X_i, Y_i \rangle$ добавляется к матрице B снизу, а значения элементов промежуточной матрицы B заносятся в матрицу Z .

Шаг 5. Оценивается значение целевой функции V_Z для матрицы Z .

Шаг 6. Проверяется следующее условие: если значение целевой функции уменьшается: $V_Z < V_B$, то $B = Z$, $V_B = V_Z$, осуществляется повтор шагов 4–5 для обучающей пары векторов $\langle X_i, Y_i \rangle$; иначе,



■ Рис. 3. Алгоритм максимизации энтропии обучающей выборки

если $V_Z \geq V_B$, то значение счетчика векторов i увеличивается на единицу.

Шаг 7. Проверяются следующие условия: если $i < N_A$, то необходимо повторить шаги 3–6 для очередного вектора $\langle X_i, Y_i \rangle$. Если же $i > N_A$, то $r = r + 1$, осуществляется загрузка исходных данных для обучения прогнозной модели, строится пробная прогнозная модель на основе обучающей выборки B при заданных начальных значениях весовых коэффициентов, оцениваются характеристики $\bar{G}$, μ пробной прогнозной модели.

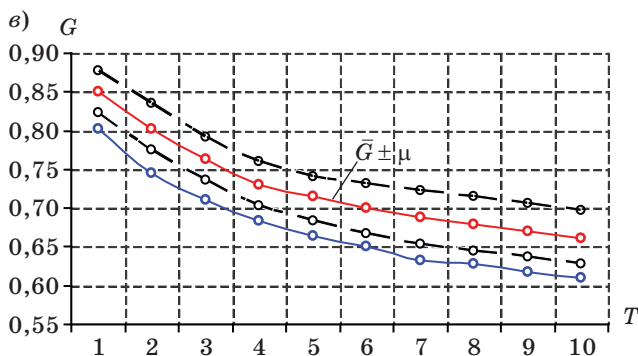
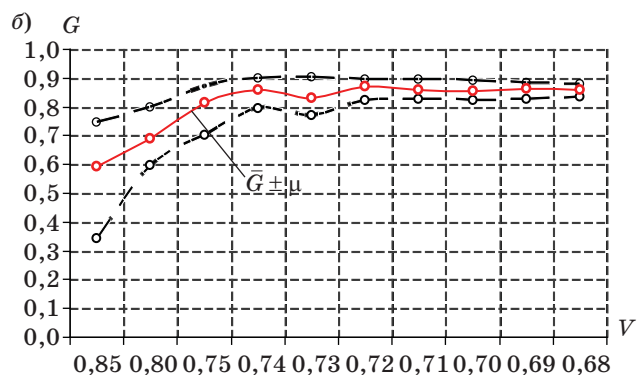
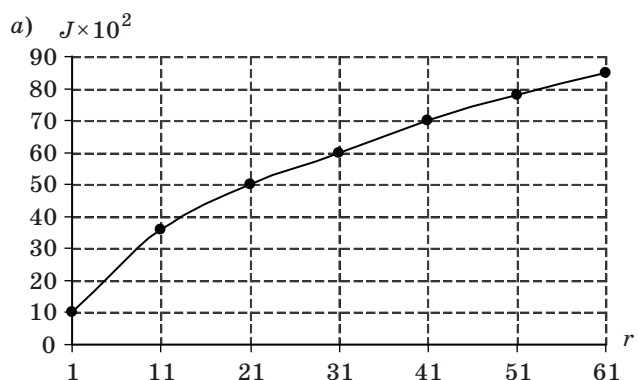
Шаг 8. Проверяется следующее условие: если характеристики прогнозной модели удовлетворяют условиям (6) при увеличении r , то выполняются шаги 2–7, иначе останавливается процесс оптимизации целевой функции, переписываются значения элементов матрицы B в матрицу C , обу-

чается прогнозная модель на обучающей выборке C с учетом ограничений на время обучения (4).

Пробная прогнозная модель используется в алгоритме для определения качества формируемой обучающей выборки. При сравнении разных вариантов обучающей выборки (шаг 7) необходимо обеспечить равные условия для обучения пробных прогнозных моделей: структуру модели, начальные значения весовых коэффициентов и количество векторов, поступивших на вход модели за время ее обучения t_0 . Поэтому с ростом размера обучающей выборки при решении задачи (5) необходимо пропорционально уменьшать количество циклов обучения. Полученная в результате решения задачи (5) обучающая выборка используется для решения задачи (4) уже при заданных ограничениях на время обучения.

Результаты моделирования

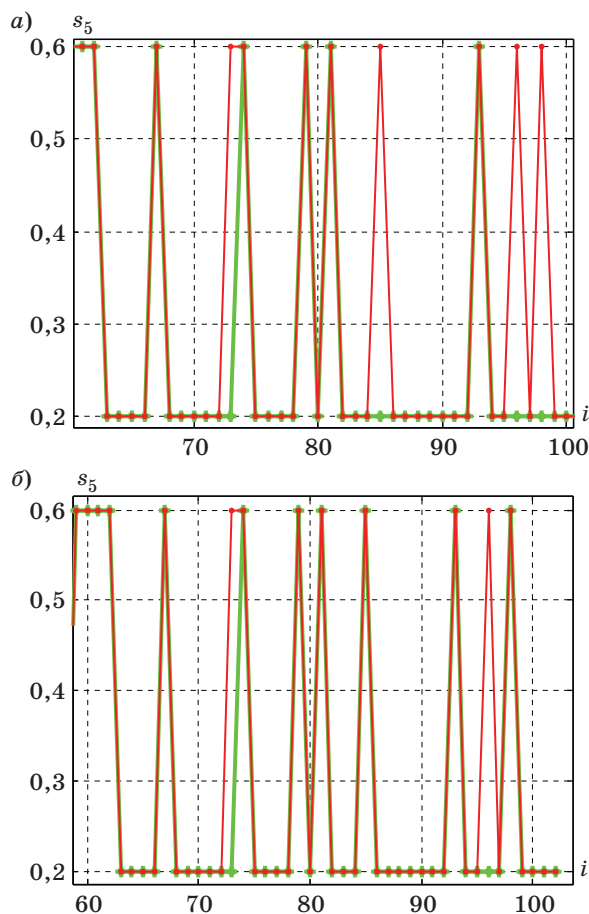
Рассмотренные алгоритмы были использованы для синтеза прогнозной модели дискретных состояний бортовой аппаратуры космического аппарата с неисправной системой электропитания. Неисправность стала причиной срабатывания систем автоматики и нештатных отключений солнечной батареи. Результаты моделирования представлены на рис. 4. Во входной вектор прогнозной модели вошли слово состояния бортовой аппаратуры и солнечной батареи в текущий



■ Рис. 4. Зависимости: а — количества векторов в обучающей выборке J от количества циклов обновления r в процессе оптимизации целевой функции V ; б — достоверности прогнозной модели G от значения целевой функции V ; в — достоверности G нейросетевой (красная) и полиномиальной авторегрессионной (синяя) модели от времени упреждения прогноза T

момент времени (5 бит), команда управления (4 бит) и задержанные значения параметра состояния солнечной батареи (20 бит). Выходной вектор представлял собой слово состояния бортовой аппаратуры и солнечной батареи в следующий момент времени (5 бит). Размер обучающей выборки составил 1000 примеров на интервале времени, равном одному году. Время обучения прогнозной модели t_3 было выбрано равным периоду одного витка космического аппарата. В результате работы алгоритма максимизации энтропии обучающей выборки и решения задачи (5) количество векторов в ней увеличилось до 8500 (рис. 4, а).

Полученная обучающая выборка была использована для обучения нейронной сети и решения задачи (4) при заданных ограничениях на время обучения, в результате чего достоверность пробной прогнозной модели увеличилась с 60 до 85 % (рис. 4, б). На рис. 4, в представлены результаты применения полученной прогнозной модели при различном времени упреждения прогноза T



■ Рис. 5. Фрагмент зависимости истинных (красные) и прогнозных (зеленые) значений параметра состояния, характеризующего отключения солнечной батареи без использования (а) и с использованием (б) алгоритма максимизации энтропии обучающей выборки

в сравнении с наилучшей полиномиальной авторегрессионной моделью.

На рис. 5 представлены фрагменты зависимости истинных и прогнозных значений параметра состояния солнечной батареи (разряд s_5 в слове состояния), характеризующего ее отключения (штатные и несанкционированные), полученные нейросетевой прогнозной моделью на интервале упреждения, равном одному дискретному отсчету времени (3 мин), без использования алгоритма максимизации энтропии обучающей выборки (рис. 5, а) и с использованием разработанного алгоритма (рис. 5, б).

На рассмотренном интервале времени алгоритм максимизации энтропии обучающей выборки позволил уменьшить вероятность пропуска отказа.

Заключение

Для оперативного решения задач технической диагностики сложных объектов испытаний используется телеметрическая информация, содер-

жащая сведения о состояниях объекта и значения некоторых наиболее важных его функциональных параметров. В работе показана возможность использования такого рода данных для синтеза нейросетевых прогнозных моделей дискретных состояний (нейросетевых автоматов) нелинейных динамических систем на примере бортовой аппаратуры космического аппарата в условиях нештатного функционирования. Использование алгоритма максимизации энтропии позволило повысить достоверность прогнозной модели дискретных состояний бортовой аппаратуры космического аппарата на основе многослойной нейронной сети на 25 % и улучшить данный показатель по сравнению с авторегрессионной полиномиальной моделью на 5–7 %. Разработанный алгоритм максимизации энтропии обучающей выборки позволяет сформировать такую последовательность обучающих примеров на входе/выходе прогнозной модели, которая улучшает ее возможности к обобщению символьной информации и повышает достоверность при введении ограничений на время обучения.

Литература

1. Александровская Л. Н., Круглов В. И., Кузнецов А. Г. Теоретические основы испытаний и экспериментальная отработка сложных технических систем: учеб. пособие. — М.: Логос, 2003. — 736 с.
2. Горбатов В. А. Фундаментальные основы дискретной математики. — М.: Наука. Физматлит, 2000. — 544 с.
3. Luger G. F. Artificial Intelligence: Structures and Strategies for Complex Problem Solving. — Addison Wesley, 2002. — 850 p.
4. Callan R. The Essence of Neural Networks (Essence of Computing). — Prentice Hall, 1998. — 248 p.
5. Кретиин А. В., Солдатов Д. В., Шалыто А. А., Шостак А. В. Ракеты. Автоматы. Нейронные сети // Нейрокомпьютеры: разработка и применение. 2005. № 5. С. 50–59.
6. Мальцев Г. Н., Назаров А. В., Якимов В. Л. Алгоритм реконструкции фазового пространства дина-

мической системы и его применение для разработки прогнозных моделей // Информационно-управляющие системы. 2014. № 2(69). С. 33–40.

7. Назаров А. В., Якимов В. Л. Прогнозирование технического состояния малых космических аппаратов с использованием многослойных нейронных сетей // Изв. вузов. Приборостроение. 2006. № 1. С. 7–12.
8. Горбань А. Н. Обобщенная аппроксимационная теорема и вычислительные возможности нейронных сетей // Сибирский журнал вычислительной математики. 1998. Т. 1. № 1. С. 12–24.
9. Хартман К., Лецкий Э., Шефер В. Планирование эксперимента в исследованиях технологических процессов. — М.: Мир, 1977. — 544 с.
10. Haykin S. S. Neural Networks: A Comprehensive Foundation. — Prentice Hall, 1998. — 842 p.

UDC 629.76.05

doi:10.15217/issn1684-8853.2015.2.57

Training Sample Entropy Maximization Algorithm and its Use in Synthesis of Predictive Models of Nonlinear Dynamical System Discrete States

Nazarov A. V.^a, PhD, Tech., Associate Professor, naz_av@mail.ru

Yakimov V. L.^a, PhD, Tech., Deputy Head of Chair, yakim78@yandex.ru

Avdeev V. A.^a, PhD, Tech., Deputy Head of Chair, apex7@rambler.ru

^aA. F. Mozhayskii Military Space Academy, 13, Zhdanovskaia St., 197198, Saint-Petersburg, Russian Federation

Purpose: To describe the functioning processes and forecast the condition of faulty but runnable complex technical objects under non-stationary impact of environment factors, we often use a mathematical apparatus considering nonlinear and probabilistic nature of the functioning processes in its subsystems, for example, automata with memory, probabilistic automata or logical-probabilistic models. The predictive models of discrete states have low reliability because of the statistical properties of the training sample.

The goal of this work is to increase the reliability of predictive models for discrete states of nonlinear dynamical systems obtained on the base of consecutive statistical training when the training time is preset. **Results:** A general problem definition is formulated for neural network predictive model synthesis. It uses coded information on discrete conditions of a nonlinear dynamic system taking into account the restrictions on its training time. An algorithm of predictive model training is developed, considering the requirements to its application. An algorithm of maximizing the training sample entropy is offered, helping to significantly increase the reliability of discrete states neural network predictive model with consecutive training and to improve this indicator in comparison with the best autoregression polynomial model. An example is given for a predictive model of spacecraft onboard equipment discrete conditions under the conditions of emergency functioning. **Practical relevance:** The developed algorithms allow us to quickly synthesize a reliable predictive model on the base of coded information on the conditions of a discrete dynamic system at a low value of entropy of the initial training sample. It is recommended to use the developed algorithms in onboard aircraft management complexes for the synthesis of automata which describe complex processes of onboard system functioning, including emergency functioning.

Keywords — Nonlinear Dynamic System, Predictive Model, Training Sample Entropy, Telemetric Information.

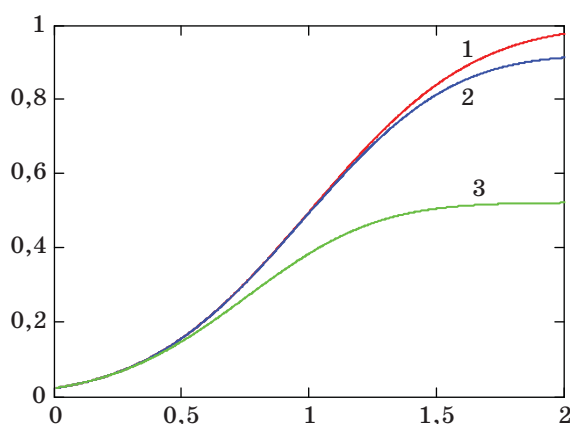
References

1. Aleksandrovskaia L. N., Kruglov V. I., Kuznetsov A. G. *Teoreticheskie osnovy ispytaniy i eksperimental'naya otrabotka slozhnykh tekhnicheskikh sistem: uchebnoe posobie* [Theoretical Tests Bases and Experimental Working of Difficult Technical Systems]. Moscow, Logos Publ., 2003. 736 p. (In Russian).
2. Gorbato V. A. *Fundamental'nye osnovy diskretnoi matematiki* [Fundamental Bases of Discrete Mathematics]. Moscow, Nauka Publ., 2000. 544 p. (In Russian).
3. Luger G. F. *Artificial Intelligence: Structures and Strategies for Complex Problem Solving*. AddisonWesley, 2002. 850 p.
4. Callan R. *The Essence of Neural Networks (Essence of Computing)*. Prentice Hall, 1998. 248 p.
5. Kretinin A. V., Soldatov D. V., Shalyto A. A., Shostak A. V. *Rockets. Automatos. Neural Networks. Neurokomp'iutery: razrabotka i primeneniye*, 2005, no. 5, pp. 50–59 (In Russian).
6. Maltsev G. N., Nazarov A. V., Yakimov V. L. A Reconstruction Algorithm for a Dynamic System Phase Space and its Application for Development of Predictive Models. *Informatsionno-upravliaiushchie sistemy* [Information and Control Systems], 2014, no. 2(69), pp. 33–39 (In Russian).
7. Nazarov A. V., Yakimov V. L. Prediction of Technical State of Small Spacecrafts with Usage Multilayer Neural Networks. *Izvestiya vuzov. Priroostroenie*, 2006, no. 1, pp. 7–12 (In Russian).
8. Gorban' A. N. Generalized Approximation Theorem and Computational Capabilities of Neural Networks. *Sibirskii zhurnal vychislitel'noi matematiki*, 1998, vol. 1, no. 1, pp. 12–24 (In Russian).
9. Khartman K., Letskii E., Shefer V. *Planirovaniye eksperimenta v issledovaniyakh tekhnologicheskikh protsessov* [Experiments Design in the Technological Processes Research]. Moscow, Mir Publ., 1977. 552 p. (In Russian).
10. Haykin S. S. *Neural Networks: A Comprehensive Foundation*. Prentice Hall, 1998. 842 p.

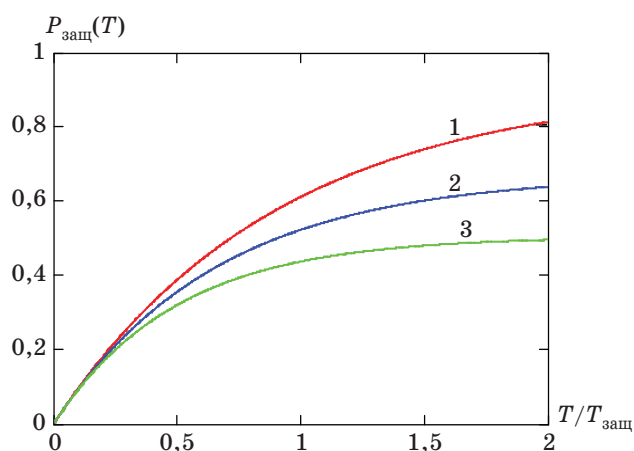
К статье Г. Н. Мальцева, А. Н. Панкратова, Д. А. Лесняка «Исследование вероятностных характеристик изменения защищенности информационной системы от несанкционированного доступа нарушителей»

(Информационно-управляющие системы, 2015, № 1(74), с. 50–58).

На с. 55 ошибочно помещен рисунок:



Вместо него должен быть следующий рисунок:



Редакция журнала приносит извинения за ошибку, допущенную в статье.

СИСТЕМНО-ДИНАМИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ ИНФОРМИРОВАНИЯ НАСЕЛЕНИЯ ПРИ АВАРИИ НА ХИМИЧЕСКИ ОПАСНОМ ОБЪЕКТЕ

Р. А. Дурнев^а, доктор техн. наук, доцент

А. С. Котосонова^а, младший научный сотрудник

Р. Л. Галиуллина^а, лаборант-исследователь

^аВсероссийский научно-исследовательский институт по проблемам гражданской обороны и чрезвычайных ситуаций МЧС России, Москва, РФ

Постановка проблемы: одним из путей оповещения населения об угрозе чрезвычайных ситуаций является рассылка сообщений с предупреждающей информацией на сотовые телефоны. Трудности реализации данного пути связаны с установлением рациональной частоты рассылки сообщений для различных категорий населения и видов чрезвычайных ситуаций, а также оценкой отдельных психологических аспектов обработки человеком предупреждающей информации. Целью работы является разработка модели информирования населения, позволяющей оценить соотношение различных психологических аспектов понимания и усвоения людьми информации о защите в чрезвычайных ситуациях, а также рациональную частоту доведения такой информации. Для достижения данной цели необходимо провести анализ результатов научных исследований в области информирования населения; определить методические основы для разработки модели, обосновать ее исходные положения, предпосылки и допущения; разработать структуру и содержание модели и установить аналитические зависимости между частотой доведения информации и результатами действий населения. **Результаты:** разработана модель информирования населения при химической аварии. В связи с наличием нелинейных и обратных связей между количеством сообщений и результативностью действий населения при химической аварии в основу модели положен метод системной динамики. В соответствии с данным методом население в зоне химической аварии представлено в виде потоков людей, переходящих в состояния «население в опасной зоне», «население поражено», «население не поражено», «погибло» и «спасено». Темпы таких потоков регулируются скоростью распространения опасности и вероятностью правильных действий населения. Скорость распространения опасности определяется скоростью движения облака зараженного воздуха, концентрацией опасного вещества и временем его воздействия на население. Вероятность правильных действий зависит от правильности понимания, степени усвоения предупреждающей информации, затрат времени на ее обработку, а также успешности защиты после информирования. Процесс информирования населения в условиях химической аварии представлен в виде потока сообщений, связанного с потоком людей через вероятность правильных действий. Изменяя темпы потока сообщений, можно определить такую частоту информирования, при которой поражение и гибель населения будут минимальны. **Практическая значимость:** результаты моделирования будут положены в основу рекомендаций по информированию различных категорий населения в условиях чрезвычайных ситуаций природного, техногенного и биолого-социального характера.

Ключевые слова — системная динамика, авария, химически опасный объект, вероятность поражения, информирование населения, сообщение, защитные действия.

Введение

Анализ показывает, что одним из возможных путей оповещения населения об угрозе и возникновении чрезвычайных ситуаций (ЧС) является рассылка сообщений на сотовые телефоны с использованием сервисов SMS, Live Screen, Cell Broadcast и др. Основные проблемы реализации данного пути связаны не с организационно-техническими аспектами, а с психофизиологическим и психосемантическим характером мотивации населения к приему сообщений, их правильным восприятием, осмыслением и инициированием последующих действий по защите в ЧС [1].

В работе [2] сформулирована научная задача по обоснованию рациональных параметров текстовых сообщений сотовой связи для оповещения населения при ЧС и описана методика решения. Суть ее заключается в том, что процесс информирования населения представляется в виде «черного ящика». В качестве его «входа» рассматри-

ваются контролируемые факторы, определяемые параметрами ЧС и характеристикой реципиента информации; неопределенные факторы, связанные со случайным характером ЧС и нечеткостью восприятия информации; управляющие факторы, включающие параметры текстового сообщения, а в качестве «выхода» — риск поражения населения при реализации действий по защите после получения сообщения. Варьируя управляющими факторами при фиксировании контролируемых и учете неопределенных факторов, можно определить рациональные параметры сообщения для каждого типа ЧС и группы населения.

Для реализации данного замысла было проведено практическое исследование, в ходе которого выполнялся социологический опрос студентов МАТИ-РГТУ им. К. Э. Циолковского с разными уровнями подготовки в области безопасности жизнедеятельности [3]. В ходе опроса студентам раздавались анкеты, состоящие из двух частей — вводной информации о ЧС и перечня защитных

действий, из которого они, в соответствии с вводной информацией, должны были выбрать правильные. После обработки результатов опроса были сформулированы рациональные текстовые сообщения для повышения безопасности действий людей в условиях ЧС (на примере аварии на химически опасном объекте (ХОО)).

Разработанный подход [1–3] позволяет обосновать рациональные параметры текстовых сообщений, но, к сожалению, с помощью него невозможно определить другие параметры информирования населения при ЧС.

Так, например, неизвестна частота рассылки данных сообщений (количество в единицу времени) для различных категорий населения и видов ЧС. Очевидно, что недостаточная частота не позволит доводить до населения актуальную информацию о развитии опасности, изменениях обстановки, текущем характере и направлении действия поражающих факторов (ПФ), мерах, предпринимаемых спасательными службами, и т. п., а также достигать требуемой степени усвоения информации.

В то же время избыточное количество сообщений будет отвлекать человека от правильных действий в условиях жесткого дефицита времени при угрозе или воздействии ПФ, осложнять понимание сообщений в случае даже незначительного изменения их содержания (особенно при слабом уровне подготовки), запутывать его поведение при неизбежных противоречиях в семантике этих сообщений и т. п.

В качестве примеров для конкретизации данной проблемы можно взять информирование населения при землетрясении и аварии на ХОО. Так, при землетрясении ПФ действуют практически мгновенно и приводят к массовым повреждениям и разрушениям зданий и сооружений, гибели людей, блокированию их в завалах, состоящих из обломков строительных конструкций. При условии отсутствия угрозы повторных сейсмических толчков обстановка в зоне землетрясения, как правило, изменяется незначительно и в основном в сторону ее улучшения (локализуются пожары и тления в завалах, разбираются завалы, укрепляются неустойчивые конструкции зданий, деблокируются и извлекаются пострадавшие). В этом случае нет необходимости в плотном потоке предупреждающей информации, достаточно отдельных сообщений о правилах поведения при возможных повторных толчках, местах нахождения пунктов жизнеобеспечения, спасательных служб.

При аварии на ХОО, связанной с проливом или выбросом аварийно химически опасных веществ (АХОВ), образуются первичные и, в ряде случаев, вторичные облака зараженного воздуха. Параметры образования этих облаков слу-

чайны, что определяется видом и количеством вещества, условиями его хранения, состоянием атмосферы, подстилающей поверхности, характером мер безопасности на объекте и многими другими факторами. Еще в большей степени случайны траектории движения этих облаков, зависящие, в том числе, от атмосферной устойчивости приземных слоев воздуха, направлений ветра на различных высотах, рельефа местности, характера застройки (геометрических форм, размеров, высот зданий и сооружений, плотности застройки), воздушных потоков в населенных пунктах и др. В связи с динамическим характером указанных случайных факторов обстановка в зоне заражения часто меняется (например, при изменении направления или скорости приземного ветра иными становятся траектория и характер движения облака АХОВ). В этом случае поток информирования должен быть более плотным — сообщения должны отражать основные изменения обстановки в зоне заражения, предписывать адекватные меры защиты, предупреждать панические настроения в условиях дефицита информации.

Кроме того, рассмотренный подход [1–3] не позволяет оценить отдельные психофизиологические и психосемантические аспекты «обработки» человеком предупреждающей информации — закономерности ее понимания, усвоения, реализации последующих действий, не понятен их общий вклад в реализацию защитных мер и многое другое.

При этом необходимо отметить наличие нелинейных связей (между числом сообщений, например, и правильностью действий по защите от ПФ), обратных связей (увеличение потока информации может привести к ухудшению процесса ее понимания), а также различных задержек, опозданий в реализации защитных мероприятий из-за затрат времени на осмысление сообщений и т. п.

В связи с этим для обоснования рациональной частоты рассылки сообщений с предупреждающей информацией, оценки влияния психофизиологических и психосемантических аспектов ее восприятия и усвоения представляется целесообразным использовать метод системной динамики [4–7], позволяющий учитывать изменения в сложных системах, обусловленные обратными, нелинейными связями и связями с задержкой.

Основы моделирования с использованием метода системной динамики

В соответствии с методом системной динамики сложная система представляется в виде уровней какого-либо ресурса, потоков этого ресурса и темпа потока ресурса (рис. 1).



■ **Рис. 1.** Гидродинамическая аналогия метода системной динамики

Уровни характеризуют текущие значения ресурса внутри системы и представляют собой значения переменных, накопленные в результате разности между входящими и исходящими потоками. Для оценки влияния информирования населения на его безопасные действия в ЧС необходимо рассмотреть уровни населения в различных состояниях (не поражено, поражено, спасено и т. п.) и информированности об опасности и порядке действий.

Сами потоки характеризуют перемещение ресурса от одного уровня к другому (например, населения из состояния «поражено» в состояние «спасено»), а темпы потоков — скорости изменения уровней, перемещающие содержимое одного уровня к другому. Применительно к решаемой задаче темпы потоков измеряются в количестве человек и числе сообщений в единицу времени.

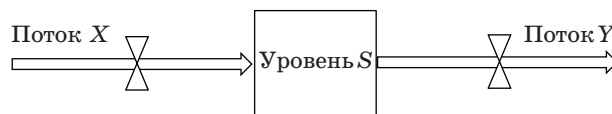
Регуляторы темпа потока (функции решений) имеют, как правило, форму уравнений, определяющих реакцию потока на состояние одного или нескольких уровней, и обеспечивают заданный темп потока. Например, темп «потока людей» из уровня «поражено» в уровень «спасено» зависит, в том числе, и от правильности действий населения.

В этой связи в рассматриваемом методе динамику поведения сложной системы можно свести к изменению значений уровней, а сами изменения регулировать потоками, наполняющими или исчерпывающими уровни. Все изменения в системе обуславливаются «петлями обратной связи», соединенными в большинстве случаев нелинейно. Под данными петлями понимают замкнутые цепочки взаимодействий, которые связывают исходные действия с его результатом [5]. Если изменение исходного действия вызывает непропорциональное изменение результата, связь нелинейная. Аналогично если увеличение исходного действия вызывает увеличение результата, то обратная связь положительная, в противном случае — отрицательная.

В соответствии с условными обозначениями, принятыми в методе системной динамики, потоки и уровни можно представить так, как показано на рис. 2.

Функциональное уравнение уровня с учетом рис. 2 можно записать следующим образом [8]:

$$S(t) = S(t_0) + \int_{t_0}^t (X(t) - Y(t))dt, \quad (1)$$



■ **Рис. 2.** Схема представления потоков и уровня в методе системной динамики (потоко-уровневая модель)

где $S(t)$ — уровень ресурса в момент времени t (количество человек или число сообщений), чел. или ед.; $S(t_0)$ — уровень ресурса в момент времени t_0 , чел. или ед.; $X(t)$ — темп входящего потока, чел./ед. времени или ед./ед. времени; $Y(t)$ — темп исходящего потока, чел./ед. времени или ед./ед. времени, или в виде дифференциального уравнения

$$\frac{dS(t)}{dt} = X - Y. \quad (2)$$

Метод системной динамики включает еще такие понятия, как задержки (предназначенные для имитации задержки потоков и характеризующие средним временем запаздывания), каналы информации (соединяющие функции решений с уровнями), вспомогательные переменные (располагаемые в каналах информации между уровнями и функциями решений, определяющие некоторую функцию и имеющие размерность уровней либо темпов) и др. [7].

Потоко-уровневая модель информирования населения при аварии на химически опасном объекте

Построение потоко-уровневой модели в рамках метода системной динамики осуществлялось для случая информирования населения (путем рассылки сообщений) при аварии на ХОО, динамика изменений которой условно представлена на рис. 3.

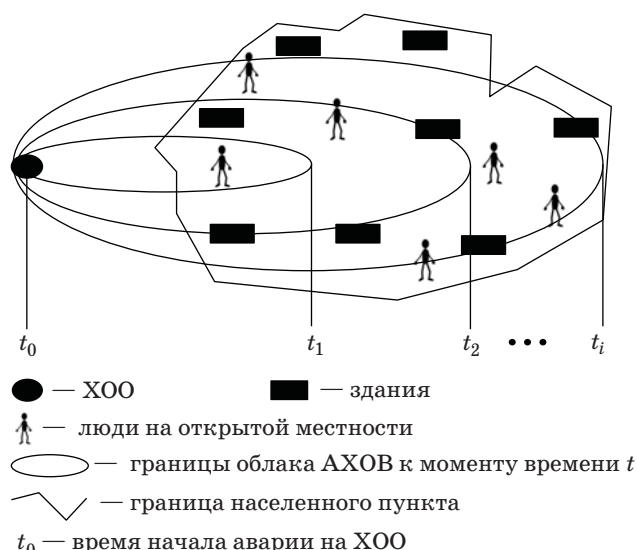
В соответствии со схемой на рис. 3 при построении потоко-уровневой модели приняты следующие исходные положения, предпосылки и допущения:

— при аварии на ХОО происходит пролив на подстилающую поверхность и последующее длительное испарение АХОВ ингаляционного действия с образованием облаков зараженного воздуха;

— с учетом направления ветра облако зараженного воздуха передвигается в сторону населенного пункта с постоянной скоростью;

— количество людей в населенном пункте постоянно, люди находятся как в зданиях, так и на открытой местности;

— концентрация АХОВ в воздухе зоны заражения практически не меняется в рамках времени моделирования и соответствует выводящей из строя дозе (ICt_{100}), т. е. количеству вещества ингаляционного действия, вызывающему при попадании в организм выход из строя 100 %



■ Рис. 3. Схема распространения облака АХОВ по территории населенного пункта

пораженных как временно, так и со смертельным исходом [9];

— если к пострадавшему применяются необходимые защитные меры в рамках само- и взаимопомощи, то он считается спасенным, в противном случае наступает летальный исход;

— мероприятия по защите населения, выполняемые силами единой государственной системы предупреждения и ликвидации чрезвычайных ситуаций и гражданской обороны, не рассматриваются;

— в сообщениях, рассылаемых населению на сотовые телефоны, доводится информация об опасности и мерах по защите от нее.

С учетом этого потоко-уровневая модель действий населения схематично может быть представлена в следующем виде (рис. 4). Смысл показанных некоторых обратных связей (положительных, обозначенных знаком «+», и отрицательных — знаком «-») заключается в следующем:

А — чем больше населения поражено, тем выше темп его гибели;

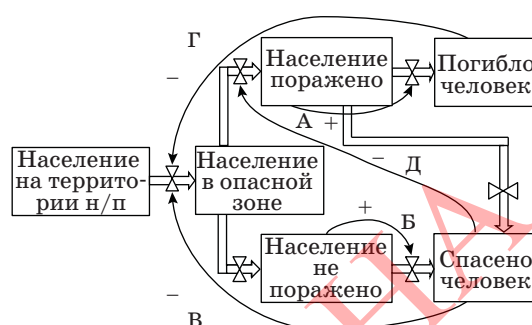
Б — чем больше населения не поражено, тем выше темп его спасения;

В, Г — чем больше населения погибло или спасено, тем меньше темп его попадания в опасную зону;

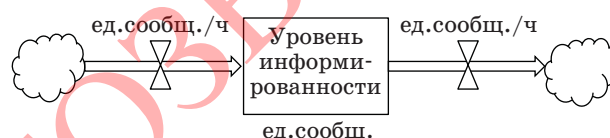
Д — чем больше населения спасено, тем меньше темп его поражения, и др.

На схеме потоко-уровневой модели информирования (рис. 5) «облачка» символизируют внешний, неограниченный в рамках модели, источник ресурса (в гидродинамической аналогии, например, водоем, море и т. п.).

Рассматривая поток из уровня «население на территории н/п» в уровень «население в опасной



■ Рис. 4. Схема потоков и уровней процесса действий населения в зоне заражения АХОВ при аварии на ХОО: н/п — населенный пункт



■ Рис. 5. Схема потоков и уровней процесса информирования населения

зоне» (см. рис. 4), следует отметить, что на темп этого потока влияет, прежде всего, скорость распространения зараженного облака по территории населенного пункта и плотность населения. То есть чем быстрее будет распространяться облако и выше плотность населения, тем больше будет соответствующий темп опасности для людей. Данная величина должна иметь ту же размерность, что и регулятор потока для рассматриваемых уровней — человек в час. Для этого вспомогательную переменную «темп опасности», влияющую на регулятор потока из уровня «население на территории н/п» в уровень «население в опасной зоне», можно найти как

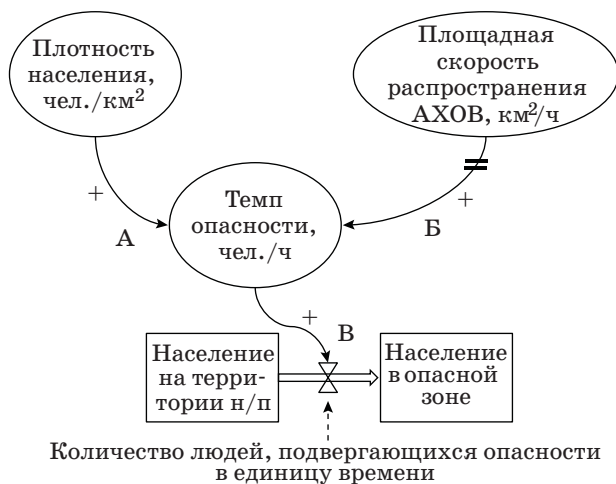
$$\tau_{оп} = \rho_n \cdot v_{АХОВ}, \quad (3)$$

где $\tau_{оп}$ — темп опасности, чел./ч; ρ_n — плотность населения, чел./км²; $v_{АХОВ}$ — площадьная скорость распространения АХОВ, км²/ч.

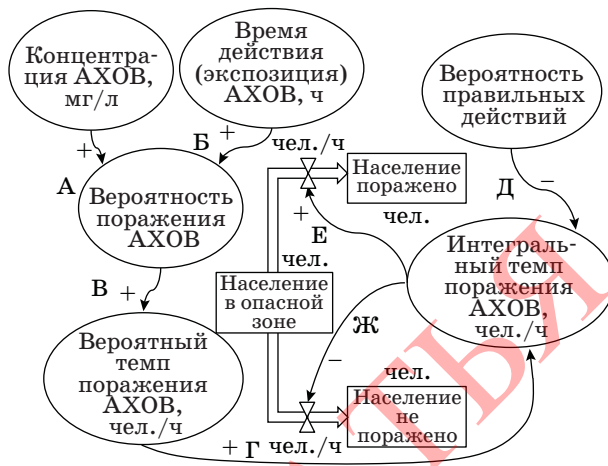
Указанные положения отражены на рис. 6.

Знаком «=» показана учитываемая в модели временная задержка от момента аварии на ХОО до прихода облака АХОВ в населенный пункт.

Очевидно, что в соответствии с рис. 4 население в опасной зоне может быть поражено путем токсического воздействия зараженного облака или остаться непораженным. Это будет зависеть как от параметров облака зараженного воздуха (концентрации АХОВ в облаке, времени его действия и т. п.), так и от успешности действий населения по защите от ПФ. С учетом этого взаимосвязь вспомогательных переменных, влияющих на регуляторы темпов потоков из уровня «население в опасной зоне» в уровни «население



■ Рис. 6. Схема влияния на регулятор темпа потока из уровня «население на территории н/п» в уровень «население в опасной зоне»



■ Рис. 7. Схема влияния на регуляторы темпа потоков из уровня «население в опасной зоне» в уровни «население поражено» и «население не поражено»

поражено» и «население не поражено», показана на рис. 7.

Вероятность поражения АХОВ может быть найдена с учетом пробит-функции, например, следующего вида [10]:

$$P_{\text{пор}} = A + B \ln(C_{\text{ppm}}^n \cdot t_{\text{эксп}}), \quad (4)$$

при этом

$$C_{\text{ppm}} = \frac{C \cdot M_{\text{возд}}}{1,2 M_{\text{вещ}}},$$

где A, B — константы для вычисления пробит-функции общих потерь вследствие воздействия АХОВ; C_{ppm} — концентрация АХОВ в *parts per million*; n — показатель степени, характеризующий механизм воздействия и природу АХОВ;

$t_{\text{эксп}}$ — время действия (экспозиции) АХОВ, мин (ч); C — концентрация АХОВ, мг/м³; $M_{\text{возд}}$ — молекулярная масса воздуха (принимается равной 29); $M_{\text{вещ}}$ — молекулярная масса вещества.

Вероятный темп поражения АХОВ будет находиться по следующей зависимости:

$$\tau_{\text{вер}} = \tau_{\text{оп}} \cdot P_{\text{пор}}. \quad (5)$$

В свою очередь интегральный темп поражения определяется как

$$T_{\text{пор}} = \tau_{\text{вер}} (1 - P_{\text{дейст}}), \quad (6)$$

где $T_{\text{пор}}$ — интегральный темп поражения населения, чел./ч; $P_{\text{дейст}}$ — вероятность правильных действий населения по защите от ПФ.

Из рис. 7 видно, что вспомогательная переменная «интегральный темп поражения» соединена положительной обратной связью с регулятором темпа потока из уровня «население в опасной зоне» в уровень «население поражено» (чем больше значение переменной, тем выше темп потока) и отрицательной обратной связью с регулятором темпа потока из уровня «население в опасной зоне» в уровень «население не поражено» (чем больше значение переменной, тем ниже темп потока).

Рассматривая вспомогательную переменную «вероятность правильных действий», следует отметить, что на ее величину влияет, прежде всего, уровень информированности населения по характеру опасности и защитным мероприятиям. В этой связи в общую модель процесса действий населения в зоне заражения АХОВ при аварии на ХОО следует включить в качестве элемента потоко-уровневую модель информирования, уровень в которой измеряется в количестве сообщений, а темп потока — в количестве сообщений в единицу времени. Для того чтобы модель процесса действий населения непротиворечиво сочеталась с моделью информирования, необходимо, чтобы все вспомогательные переменные, влияющие на «вероятность безопасных действий», учитывали бы количество сообщений.

При этом очевидно, что как избыточное, так и недостаточное количество сообщений негативно влияет на безопасность действий населения при аварии на ХОО. Так, чрезмерное количество информации для населения, сложной в семантическом плане, уменьшает степень ее понимания. Для учета этого в модели можно использовать следующую ориентировочную зависимость вероятности правильного понимания информации [11]:

$$P_{\text{пон}} = e^{-\frac{k}{t_{\text{сооб}}}}, \quad (7)$$

где $P_{\text{пон}}$ — вероятность правильного понимания информации; k — количество сообщений, ед.; $t_{\text{сооб}}$ — среднее время между сообщениями, ч.

Аналогично высокая частота информирования населения также негативно влияет на правильность его действий. Это связано с тем, что при приеме сообщения возникают отвращения (потери времени) людей на понимание и усвоение информации. В условиях высокой динамики распространения ПФ аварии на ХОО это может послужить причиной возможного дефицита времени на реализацию действий по защите от них. Учет этого положения в первом приближении возможен с применением следующей формулы:

$$P_{\text{OTBII}} = k^{-\alpha}, \quad (8)$$

где $P_{\text{отвл}}$ — вероятность отвлечения на понимание и усвоение информации; k — количество сообщений, ед.; α — коэффициент скорости изменения значений вероятности в зависимости от количества сообщений ($\alpha \leq 1$).

В качестве другой вспомогательной переменной, влияющей на «вероятность правильных действий», возможно применение степени (вероятности) усвоения информации. В работах [12, 13] отмечается, что степень усвоения относительно простой информации зависит от количества повторов («повторение — мать учения»). И если для предыдущих двух вспомогательных переменных увеличение количества сообщений негативно влияет на действия населения, то рассматриваемая переменная вносит положительный вклад в «вероятность правильных действий». Значения данной переменной удобно определять по формуле [11]

$$P_{\text{ycb}} = \frac{1}{\frac{k}{1 + e^{-t_{\text{coo6}}}}}. \quad (9)$$

И, наконец, человек может правильно понять и усвоить информацию, но не сумеет реализовать свои знания в конкретных условиях обстановки, т. е. не сможет перейти от знаний к умениям, тем более к навыкам. Причиной этого может быть слабая практическая направленность его знаний или необходимость других, более глубоких «пластов» знаний. Например, при получении информации о том, что необходимо смочить ватно-марлевую повязку двухпроцентным раствором соды, возможно возникновение затруднений в понимании, что должна представлять собой данная повязка. В этой связи необходимо принимать во внимание и такую вспомогательную переменную, как «успешность само- и взаимопомощи после информирования»:

$$P_{\text{спас}} = 1 - P_{\text{поп}}. \quad (10)$$

Значения вероятности поражения приведены на рис. 8 [3].

Следует отметить, что представленные зависимости (7)–(10) носят достаточно общий харак-

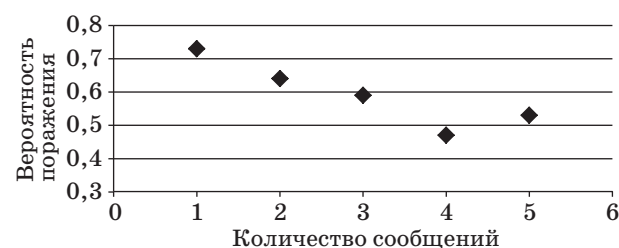
тер и применимы только для простейших сообщений и условного реципиента информации. Это обусловлено, в свою очередь, общим характером потоко-уровневой модели, не содержащей деталей, связанных с содержанием доводимой информации, формой ее представления, конкретным текстом и т. п., а также предварительными задачами настоящего исследования, направленными на выявление тенденций в процессе информирования. В дальнейшем при получении и интерпретировании результатов моделирования возможно уточнение указанных зависимостей.

С учетом обратных связей от рассмотренных вспомогательных переменных (рис. 9) значение вероятности правильных действий может находиться из соотношения

$$P_{\text{дейст}} = P_{\text{пон}} \cdot P_{\text{отвл}} \cdot P_{\text{всв}} \cdot P_{\text{спас}}. \quad (11)$$

Строго говоря, сомножители в (11) — в определенной степени зависимые события, однако на данном этапе, при отсутствии результатов исследований по закономерностям влияния предупреждающей информации на человека, можно использовать формулу произведения вероятностей независимых событий.

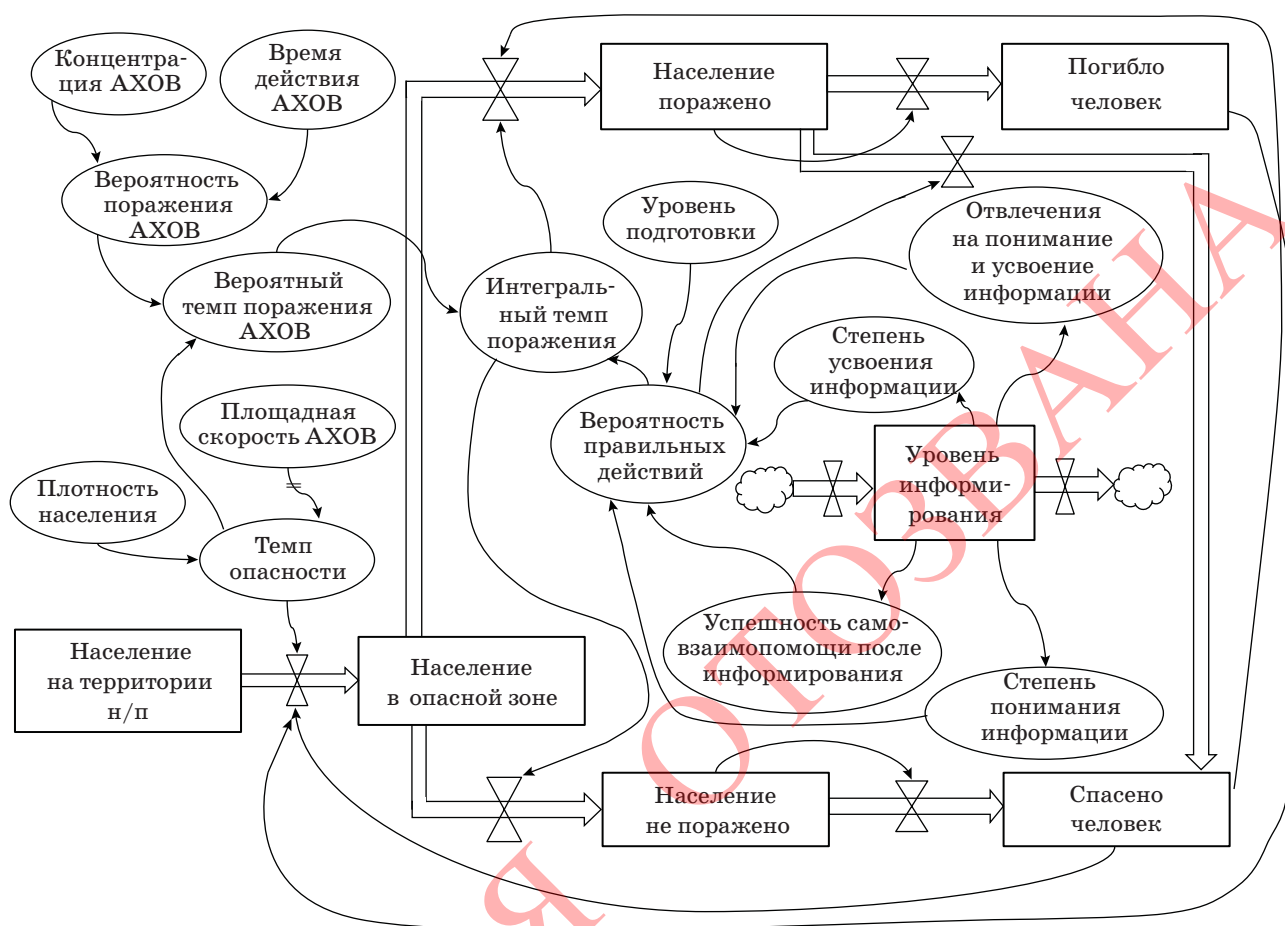
Все указанные выше положения нашли свое отражение на рис. 10, откуда видно, что темп по-



■ **Рис.8.** Вероятность поражения в зависимости от количества сообщений



■ **Рис. 9.** Фрагмент модели процесса действий населения с учетом уровня его информированности



■ Рис. 10. Схема потоко-уровневой модели процесса действий населения в зоне заражения АХОВ при аварии на ХОО с учетом уровня информированности

тока для различных уровней зависит от следующих вспомогательных переменных:

от уровня «население на территории н/п» к уровню «население в опасной зоне» — от «темпа опасности»;

от уровня «население в опасной зоне» к уровням «население поражено» и «население не поражено» — от «интегрального темпа поражения»;

от уровня «население поражено» к уровню «население спасено» — от «вероятности правильных действий».

Заключение

Таким образом, разработана потоко-уровневая модель процесса действий населения в зоне заражения АХОВ при аварии на ХОО с учетом уровня информированности. Ее применение в программных средах AnyLogic [6, 7] или других [14] позволит определить рациональную частоту рассылки сообщений, реализуемых с помощью различных сервисов сотовой связи; оценить отдельные психофизиологические и психосемантические аспекты «обработки» человеком предупреждающей

информации — закономерности ее понимания, усвоения, реализации последующих действий; определить общий вклад в реализацию правильных защитных мер. Данные результаты будут положены в основу методических рекомендаций по информированию различных категорий населения в условиях ЧС природного, техногенного и биолого-социального характера.

Литература

1. Дурнев Р. А., Котосорова А. С., Лукьянович А. В. Оповещение населения с использованием текстовых сообщений: анализ состояния вопроса // Проблемы безопасности и чрезвычайных ситуаций. 2013. № 3. С. 3–6.
2. Дурнев Р. А., Котосорова А. С., Лукьянович А. В. Оповещение населения с использованием текстовых сообщений: методический подход к обоснованию рациональных параметров // Проблемы безопасности и чрезвычайных ситуаций. 2014. № 4. С. 5–9.
3. Дурнев Р. А., Котосорова А. С., Лукьянович А. В. Оповещение населения с использованием текстовых сооб-

щений: некоторые практические результаты // Проблемы безопасности и чрезвычайных ситуаций. 2014. № 6. С. 22–25.

4. Форрестер Дж. Основы кибернетики предприятий. — М.: Прогресс, 1971. — 341 с.
5. Путилов В. А., Горохов А. В. Системная динамика регионального развития/ НИЦ «Пазори». — Мурманск, 2002. — 306 с.
6. Маликов Р. Ф. Практикум по имитационному моделированию сложных систем в среде AnyLogic 6: учеб. пособие. — Уфа: БГПУ, 2013. — 296 с.
7. Карпов Ю. Имитационное моделирование систем. Введение в моделирование с AnyLogic. — СПб.: БХВ-Петербург, 2005. — 403 с.
8. Дурнев Р. А., Мещеряков Е. М. Методические рекомендации по подготовке диссертационных работ. Комиксы для соискателей/под ред. В. А. Акимова. — М.: ФГБУ ВНИИ ГОЧС (ФЦ), 2014. — 328 с.
9. Саноцкий И. В. Методы определения токсичности и опасности химических веществ (токсикометрия). — М.: Медицина, 1970. — 344 с.
10. Pietersen C. M. Consequences of Accidental Releases of Hazardous Material//Journal of Loss Prevention in the Process Industries. 1990. Vol. 3. N 1. P. 136–141.
11. Информационно-коммуникационные технологии обеспечения безопасности жизнедеятельности/под общ. ред. П. А. Попова. — М.: ФГУ ВНИИ ГОЧС (ФЦ); ИПП Куна, 2009. — 536 с.
12. Дю Плесси Эрик. Психология рекламного влияния. Как эффективно воздействовать на потребителей: пер. с англ. под ред. Л. Богомоловой. — СПб.: Питер, 2007. — 272 с.
13. Кутляев А. Эффективность рекламы. — М.: Экспо, 2005. — 416 с.
14. Сидоренко В. Н. Системно-динамическое моделирование в среде POWERSIM: справочник по интерфейсу и функциям. — М.: МАКС-ПРЕСС, 2001. — 159 с.

UDC 004.81

doi:10.15217/issn1684-8853.2015.2.67

System and Dynamic Model of Informing the Population about an Accident at a Chemically Dangerous Object

Durnev R. A.^a, Dr. Sc., Tech., Associate Professor, Deputy Chief of Institute, rdurnev@rambler.ru

Kotosonova A. S.^a, Junior Researcher, kot_alenka@mail.ru

Galiyllina R. L.^a, Assistant Researcher, galiullinarenata@mail.ru

^aAll-Russian Research Institute on Problems of Civil Defense and Emergency Situations, EMERCOM of Russia, 7, Davydkovskaya St., 121352, Moscow, Russian Federation

Purpose: One way of alerting the public about an emergency threat is sending warning SMS messages to cell phones. This method is associated with some difficulties related to identifying the reasonable frequency of warning messages for different categories of population and types of emergencies, and assessing certain psychological aspects of how people process warning information. The goal of this research is to develop a public awareness model which could evaluate the ratio of various psychological aspects of understanding and assimilation of information about the people protection in emergency situations, as well as defining an appropriate frequency of sending such information. To achieve this goal, it is necessary to analyze the results of scientific research in the field of public awareness, to identify the methodological basis for model developing, to substantiate its assumptions and prerequisites, to develop the structure and content of the model and, finally, to establish the analytical relationship between the information dissemination and the results of people's actions. **Results:** A model of population awareness in the case of a chemical accident was developed. Non-linear and inverse relations were found between the number of the warning messages and the effectiveness of people's actions. Therefore, the model is based on the system dynamics method. Under this approach, the population in the emergency area is represented as flows of people passing from one state to another, including such states as "population is in the emergency area", "population is affected", "population is not affected", "population is dead", "population is saved". The rates of the flows depend on the danger propagation speed and the likelihood of an appropriate response by the population. The dangers propagation speed is determined by the speed of the contaminated air cloud, the concentration of the dangerous substance and the time of its impact on the population. The likelihood of an appropriate response depends on adequate understanding of the warning information, the extent of its perception, and the effectiveness of the post-alert protective actions. The process of warning the people under the conditions of a chemical accident is represented as a stream of messages linked to the flow of people through the probability of correct actions. By varying the messages flow rate, we can determine an awareness frequency which would ensure the minimum damage and death of the population. **Practical relevance:** The results of the modeling will underlie the guidelines for warning various population groups in emergency situations of natural, human-made or bio-social nature.

Keywords — System Dynamics, Accident, Chemically Dangerous Object, Probability of Damage, Informing Population, Message, Protective Actions.

References

1. Durnev R. A., Kotosonova A. S., Lukyanovich A. V. Notification of the Population Using Text Messaging: Analysis of the Status of the Issue. *Problemy bezopasnosti i chrezvychaynykh situatsii*, 2013, no. 3, pp. 3–6 (In Russian).
2. Durnev R. A., Kotosonova A. S., Lukyanovich A. V. Notification of the Population Using Text Messages: a Methodological Approach to the Justification of Rational Parameters. *Problemy bezopasnosti i chrezvychaynykh situatsii*, 2014, no. 4, pp. 5–9 (In Russian).
3. Durnev R. A., Kotosonova A. S., Lukyanovich A. V. Notification of the Population Using Text Messages: Some Practical Results. *Problemy bezopasnosti i chrezvychaynykh situatsii*, 2014, no. 6, pp. 22–25 (In Russian).
4. Forrester J. *Osnovy kibernetiki predpriyatii* [Fundamentals of Cybernetics Enterprises]. Moscow, Progress Publ., 1971. 341 p. (In Russian).
5. Putilov C. A., Gorokhov A. C. *Sistemnaia dinamika regional'nogo razvitiia* [System Dynamics of Regional De-

- velopment]. Murmansk, NITs "Pazori" Publ., 2002. 306 p. (In Russian).
6. Malikov R. F. *Praktikum po imitatsionnomu modelirovaniu slozhnykh sistem v srede AnyLogic 6* [Workshop on Simulation of Complex Systems in the Environment AnyLogic 6]. Ufa, BGPU Publ., 2013. 296 p. (In Russian).
 7. Karpov Y. *Imitatsionnoe modelirovanie sistem. Vvedenie v modelirovanie s AnyLogic* [Simulation Systems. Introduction to Modeling with AnyLogic]. Saint-Petersburg, BKhV-Peterburg Publ., 2005. 403 p. (In Russian).
 8. Durnev R. A., Meshcheryakov E. M. *Metodicheskie rekomendatsii po podgotovke dissertatsionnykh rabot. Komiksy dlia soiskatelei* [Guidelines for the preparation of dissertations. Comics for applicants]. Ed. by C. A. Akimov. Moscow, FGBU VNII GOChS (FTs) Publ., 2014. 328 p. (In Russian).
 9. Sanotski I. C. *Metody opredeleniya toksichnosti i opasnosti khimicheskikh veshchestv (toksikometrii)* [Methods for Determining the Toxicity and Hazards of Chemicals (Toxicomania)]. Moscow, Meditsina Publ., 1970. 328 p. (In Russian).

10. Pietersen C. M. Consequences of Accidental Releases of Hazardous Material. *Journal of Loss Prevention in the Process Industries*, 1990, vol. 3, no. 1, pp. 136–141.
11. *Informatsionno-kommunikatsionnye tekhnologii obespecheniya bezopasnosti zhiznedeyatel'nosti* [Information and Communication Technology and Safety. Under the General Editorship]. Ed. by P. A. Popov. Moscow, FGBU VNII GOChS (FTs), IPP Kuna Publ., 2009. 536 p. (In Russian).
12. Erik du Plessis. *Advertised Mind: Groundbreaking Insights into how Our Brains Respond to Advertising*. Kogan Page Limited, 2005. 226 p.
13. Cutleries A. *Effektivnost' reklamy* [The Effectiveness of Advertising]. Moscow, Ekspo Publ., 2005. 416 p. (In Russian).
14. Sidorenko C. N. *Sistemno-dinamicheskoe modelirovanie v srede POWERSIM: spravochnik po interfeisu i funktsiiam* [System-Dynamic Simulation Environment POWERSIM: a Guide to Interface and Features]. Moscow, MAKSPRESS Publ., 2001. 159 p. (In Russian).

Уважаемые авторы!

При подготовке рукописей статей необходимо руководствоваться следующими рекомендациями.

Статьи должны содержать изложение новых научных результатов. Название статьи должно быть кратким, но информативным. В названии недопустимо использование сокращений, кроме самых общепринятых (РАН, РФ, САПР и т. п.).

Объем статьи (текст, таблицы, иллюстрации и библиография) не должен превышать эквивалента в 20 страниц, напечатанных на бумаге формата А4 на одной стороне через 1,5 интервала Word шрифтом Times New Roman размером 13, поля не менее двух сантиметров.

Обязательными элементами оформления статьи являются: индекс УДК, заглавие, инициалы и фамилия автора (авторов), ученая степень, звание (при отсутствии — должность), полное название организации, аннотация и ключевые слова на русском и английском языках, электронные адреса авторов, которые по требованию ВАК должны быть опубликованы на страницах журнала. При написании аннотации не используйте аббревиатур и не делайте ссылок на источники в списке литературы.

Статьи авторов, не имеющих ученой степени, рекомендуется публиковать в соавторстве с научным руководителем, наличие подписи научного руководителя на рукописи обязательно; в случае самостоятельной публикации обязательно предоставляйте заверенную по месту работы рекомендацию научного руководителя с указанием его фамилии, имени, отчества, места работы, должности, ученого звания, ученой степени — эта информация будет опубликована в ссылке на первой странице.

Формулы набирайте в Word, не используя формульный редактор (Mathtype или Equation), при необходимости можно использовать формульный редактор; для набора одной формулы не используйте два редактора; при наборе формул в формульном редакторе знаки препинания, ограничивающие формулу, набирайте вместе с формулой; для установки размера шрифта никогда не пользуйтесь вкладкой Other..., используйте заводские установки редактора, не подгоняйте размер символов в формулах под размер шрифта в тексте статьи, не растягивайте и не сжимайте мышью формулы, вставленные в текст; в формулах не отделяйте пробелами знаки: + = -.

Для набора формул в Word никогда не используйте Конструктор (на верхней панели: «Работа с формулами» — «Конструктор»), так как этот ресурс предназначен только для внутреннего использования в Word и не поддерживается программами, предназначенными для изготовления оригинал-макета журнала.

При наборе символов в тексте помните, что символы, обозначаемые латинскими буквами, набираются светлым курсивом, русскими и греческими — светлым прямым, векторы и матрицы — прямым полужирным шрифтом.

Иллюстрации в текст не заверстываются и предоставляются отдельными исходными файлами, поддающимися редактированию:

— рисунки, графики, диаграммы, блок-схемы предоставляйте в виде отдельных исходных файлов, поддающихся редактированию, используя векторные программы: Visio 4, 5, 2002-2003 (*.vsd); Coreldraw (*.cdr); Excel (*.xls); Word (*.doc); AdobeIllustrator (*.ai); AutoCad (*.dxf); Matlab (*.ps, *.pdf или экспорт в формат *.ai);

— если редактор, в котором Вы изготавливаете рисунок, не позволяет сохранить в векторном формате, используйте функцию экспорта (только по отношению к исходному рисунку), например, в формат *.ai, *.esp, *.wmf, *.emf, *.svg;

— фото и растровые — в формате *.tif, *.png с максимальным разрешением (не менее 300 pixels/inch).

Наличие подписанных подписей обязательно (желательно не повторяющих дословно комментарии к рисункам в тексте статьи).

В редакцию предоставляются:

— сведения об авторе (фамилия, имя, отчество, место работы, должность, ученое звание, учебное заведение и год его окончания, ученая степень и год защиты диссертации, область научных интересов, количество научных публикаций, домашний и служебный адреса и телефоны, e-mail), фото авторов: анфас, в темной одежде на белом фоне, должны быть видны плечи и грудь, высокая степень четкости изображения без теней и отблесков на лице, фото можно представить в электронном виде в формате *.tif, *.png с максимальным разрешением — не менее 300 pixels/inch при минимальном размере фото 40×55 мм;

— экспертное заключение.

Список литературы составляется по порядку ссылок в тексте и оформляется следующим образом:

— для книг и сборников — фамилия и инициалы авторов, полное название книги (сборника), город, издательство, год, общее количество страниц;

— для журнальных статей — фамилия и инициалы авторов, полное название статьи, название журнала, год издания, номер журнала, номера страниц;

— ссылки на иностранную литературу следует давать на языке оригинала без сокращений;

— при использовании web-материалов указывайте адрес сайта и дату обращения.

Список литературы оформляйте двумя отдельными блоками по образцам lit.dot на сайте журнала (<http://i-us.ru/paperrules>) по разным стандартам: Литература — СИВИД РФ, References — один из мировых стандартов.

Более подробно правила подготовки текста с образцами изложены на нашем сайте в разделе «Оформление статей».

Контакты

Куда: 190000, Санкт-Петербург,
Б. Морская ул., д. 67, ГУАП, РИЦ

Кому: Редакция журнала «Информационно-управляющие системы»

Тел.: (812) 494-70-02

Эл. почта: i-us.spb@gmail.com

Сайт: www.i-us.ru

КОНТЕКСТНО ЗАВИСИМЫЙ СПОСОБ ПОИСКА НЕЧЕТКИХ ДУБЛИКАТОВ В РЕЛЯЦИОННЫХ БАЗАХ ДАННЫХ

С. В. Тарасов^а, ведущий инженер исследований и разработки

В. В. Бураков^б, доктор техн. наук, профессор

^аКомпания Bel Air Informatique, Courtaboeuf Cedex, Франция

^бСанкт-Петербургский государственный университет аэрокосмического приборостроения, Санкт-Петербург, РФ

Постановка проблемы: одной из важных проблем в области управления данными является их неполное (нечеткое) дублирование, ведущее к снижению качества, в частности к ошибочной интерпретации информационной системой одного и того же объекта как нескольких разных. Реляционная модель данных, а также промышленные СУБД на основе реляционной модели, позволяют исключить ситуации полного дублирования данных, но не имеют механизмов для распознавания и предотвращения появления нечетких дубликатов. Целью работы является разработка такого способа обнаружения нечетких дубликатов, который мог бы быть реализован в реляционной модели данных и промышленной реляционной СУБД. **Результаты:** рассмотрена общая для информационных систем проблема нечеткого дублирования, предложены пути внесения смысловой дублирующей информации в реляционную базу данных. Определено, что для решения проблемы неполного дублирования следует использовать механизмы нечеткого сравнения строк с учетом их семантики. Приведен пример практической реализации способа для СУБД PostgreSQL с использованием реляционных механизмов обработки данных. **Практическая значимость:** разработанный способ позволяет автоматически обнаруживать дубликаты, исключив вмешательство человека-оператора, и тем самым повысить качество данных информационной системы. Пример практической реализации для промышленной СУБД позволяет непосредственно использовать предложенный способ в инженерной практике разработки информационных систем. Данный способ также был использован авторами при разработке коммерческой автоматизированной информационной системы.

Ключевые слова — нечеткие дубликаты, смысловые дубликаты, метод n -грамм, реляционная база данных, очистка данных, качество данных.

Введение

Стандарт [1] определяет качество данных как уровень совокупности присущих объекту характеристик, отвечающий установленным требованиям. «Присущий» в противовес «присвоенному» означает существующий в чем-то как постоянная характеристика объекта. Термин «качество» может применяться с такими прилагательными, как низкий, плохой, годный, хороший и превосходный.

Предлагаемые стандартом оценки уровня качества, таким образом, являются нечеткими («низкий», «годный») и зависят от субъективной оценки данных потребителями. Возникает необходимость вводить в процесс обеспечения качества данных объективные показатели, позволяющие производить независимые оценки и сравнения.

Одним из показателей низкого качества данных является их дублирование, ведущее в итоге к ошибочной интерпретации одного и того же объекта как нескольких разных. Можно выделить два основных типа дублирования атрибутов: имеющих жестко заданную структуру (формат) содержания и не имеющих таковой, т. е. неполно структурированных.

В первом случае примером могут служить различные коды классификаторов или используемые в качестве ключевых атрибутов поиска иден-

тификаторы, такие как номера телефонов, ИНН и т. п. Проблема решается стандартным ограничением уникальности значения атрибута в соответствующей колонке таблицы: поиск дубликатов производится системой управления базой данных (СУБД) по точному совпадению значения.

Во втором случае речь идет о разнообразных именах собственных и названиях, используемых для идентификации, таких как антропонимы, топонимы, названия предприятий, медикаментов, почтовые адреса и т. д. Не представляется возможным использовать стандартные ограничения целостности, предоставляемые реляционной моделью и соответствующими СУБД. Также практически невозможно использовать словари-справочники данных по следующим причинам [2]:

- на текущий момент существует огромное число подобных имен;
- непрерывно порождаются новые имена.

Размер географического справочника адресов для международной рассылки будет исчисляться многими миллионами записей, требующих регулярной поддержки в актуальном состоянии. Структурирование антропонима в общем случае невозможно, так как количество и порядок составляющих полного имени человека может зависеть не только от культуры страны происхождения и степени псевдонимизации, но и от общественного статуса.

Для решения вышеназванных проблем был разработан подход, целями которого являлись:

- использование особенностей реляционной модели;
- введение в рассмотрение объективных численных характеристик качества информации по критерию ее дублирования;
- описание ключевых этапов процесса по обеспечению качества на основе введенных характеристик.

Метод n-грамм и нечеткое сравнение строк

Задача поиска дубликатов может быть решена при помощи алгоритмов нечеткого сравнения строк. Известные способы вычисления дистанции, такие как EDIT¹ или LCS², имеют существенный недостаток: они нечувствительны к контексту [3, 4]. Например, LCS для пар названий лекарств «cardura – benadrol» и «osmitrol — benadrol» дает одинаковое значение, равное 3.

Применение метода n-грамм [2, 3, 5, 6] в сочетании с коэффициентом Дайса³ дает лучшие результаты при сравнении отдельных слов и простых словосочетаний. Коэффициент вычисляется следующим образом [3]:

$$\text{dice}(X, Y) = 2 \times (|n\text{-grams}(X) \cap n\text{-grams}(Y)|) / (|n\text{-grams}(X)| + |n\text{-grams}(Y)|).$$

Здесь X, Y — строки; $n\text{-grams}(X)$ — множество грамм строки X ; $|n\text{-grams}(X)|$ — мощность множества.

Для тех же самых пар названий лекарств из примера LCS при разбиении на триграммы коэффициент будет равен нулю в первом случае и 0,17 во втором.

Но при сравнении предложений и фраз начинают проявляться смысловые ошибки. Например, если информация о контактном лице сравнивается в виде строк (табл. 1), то общий коэффициент схожести может быть высоким, тогда как по некоторым смысловым единицам фразы схожесть низкая.

Метод n-грамм предлагает решать эту проблему использованием вероятностей появления грамм в соответствующих позициях фразы. Однако определение таблиц таких вероятностей не только представляет собой объемный труд, но и является зависимым от естественного языка [2, 5, 6].

¹ Дистанция редактирования; другое название — дистанция Левенштейна.

² От англ. longest common subsequence — нахождение длины наибольшей общей подпоследовательности (подстроки).

³ От англ. Dice coefficient или Sørensen — Dice index в соответствии с именами ученых; коэффициент схожести двух образцов.

■ Таблица 1. Пример ошибки нахождения дубликата без учета семантики

Сравнение	Строка 1	Строка 2	Схожесть
Контактное лицо (фраза целиком)	«Иванов и партнеры», В. И. Петров, Энск, ул. Строителей 14	«Петров и партнеры», И. В. Иванов, Энск, ул. Строителей 14	0,91
Атрибуты контактного лица (составной ключ)	Иванов и партнеры	Петров и партнеры	0,73
	В. И. Петров	И. В. Иванов	0,3
	Энск	Энск	1
	ул. Строителей 14	ул. Строителей 14	1

В рамках реляционной базы данных информация уже структурирована в соответствии не только с языковыми особенностями, но, в первую очередь, со спецификой предметной области. Каждый объект, кроме своего первичного ключа, может иметь несколько составных ключей-идентификаторов, состоящих в том числе из текстовых атрибутов. Тогда интегральная оценка схожести составных идентификаторов объектов в базе данных может проводиться с учетом смыслового веса значений входящих в них отдельных атрибутов.

Пусть идентификатор I_k состоит из атрибутов $A_{k1}, A_{k2}, \dots, A_{kn}$. Введем для каждого атрибута его смысловой вес $w_{j1}, w_{j2}, \dots, w_{jn}$ в диапазоне $(0..1]$. Очевидно, $w_i > 0$, иначе атрибут A_i исключается из рассмотрения.

Тогда взвешенная схожесть $\text{sim}w$ двух идентификаторов I_{k1} и I_{k2} вычисляется по формуле

$$\text{sim}w(I_{k1}, I_{k2}) = \sum_{i=1}^N \text{dice}(A_{i1}, A_{i2})(w_{i1} / N).$$

Порядок необходимых действий для поиска дубликатов будет следующим.

1. Определение атрибутов, идентифицирующих объект.
2. Определение весовых коэффициентов для атрибутов в составе идентификатора.
3. Вычисление взвешенной схожести всех пар идентификаторов. Данный показатель будет лежать в интервале $[0..1]$, где 0 — полное несовпадение, 1 — полное совпадение.
4. Экспериментальным путем для тестового массива данных определяется нижний порог взвешенной схожести, за которым количество ошибок распознавания дубликатов становится неприемлемым. Назовем это значение порогом автоматической обработки и обозначим как Π_a .

Особенности применения способа в автоматизированной информационной системе

Основными путями внесения и изменения информации являются:

- непосредственный ввод пользователями;
- импорт данных из внешних источников.

При пользовательском вводе требуется обеспечить минимальное время отклика системы, поэтому используемый на этом этапе алгоритм должен работать не столько точно, сколько предельно быстро. При этом параметр Π_a для данной операции может быть изменен в соответствии с требованиями по скорости поиска. Так как система распознавания не может предоставить 100%-ю точность, пользователь должен также иметь возможность игнорировать подсказку системы и ввести данные. При таких условиях в базу данных неизбежно будет попадать часть некачественной информации, которая должна быть обнаружена в дальнейшем. Задачу выявления и устранения дубликатов в информационной системе можно разбить на три этапа:

1) первичное выявление дубликатов на уровне ввода информации пользователями и определение их отклонения, если $\text{sim}w > \Pi_a$;

2) выявление дубликатов путем сравнения и анализа уже введенных данных в соответствии с заданным Π_a и автоматическое удаление дублирующей информации, если $\text{sim}w > \Pi_a$;

3) анализ и обработка человеком результатов п. 2, которые не могут быть обработаны автоматически, т. е. $\text{sim}w < \Pi_a$.

Следует упомянуть о недостатке метода n-грамм, который может оказаться существенным для СУБД: большой размер производного множества n-грамм относительно словаря грамм. При заданном количестве символов N для каждой строки будет сформировано M словарных элементов:

$$M = L - N + 1,$$

где L — длина строки, $L \geq N$ (при $L < N$, $M = 0$ и поиск невозможен).

Максимальное количество элементов словаря грамм зависит от N и мощности алфавита m , если считать все комбинации из N букв допустимыми, и равно соответствующему количеству размещений с повторениями:

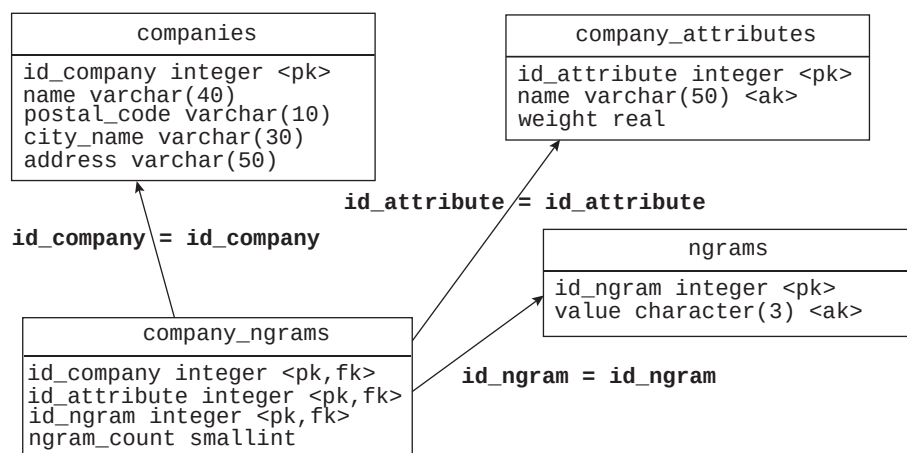
$$N_m^A = m^N.$$

Например, для русского языка при алфавите из 33 букв количество n-грамм при $N = 3$ равно 35 937. Однако, как показывает практика, в реальных текстах реализуется не более 25–30 % n-грамм от общего допустимого их числа [6], т. е. не более 11 000. Если имеется база данных на 50 000 абонентов, средняя длина значений атрибутов составного идентификатора равна 50 символам, то мощность множества триграмм будет составлять примерно $50\,000 \cdot (50 - 3) = 2\,350\,000$ элементов. При этом количество уникальных элементов словаря грамм не будет превосходить теоретический максимум в 35 937 или практический в 11 000. Быстрый поиск по такому множеству при использовании стандартных средств реляционной СУБД в виде индексов будет затруднен, так как избирательность этих индексов мала. Решением проблемы при большом количестве данных для словаря будет увеличение N .

Пример использования метода n-грамм

Рассмотрим пример системы распознавания дубликатов в списке компаний для открытой и свободно распространяемой СУБД PostgreSQL 9. Пусть компания характеризуется следующим набором атрибутов (табл. 2).

В случае триграмм схема данных реализации нечеткого поиска компаний в рамках реляционной модели может выглядеть следующим образом (рисунок).



■ Схема данных реализации метода n-грамм для компаний

■ Таблица 2. Атрибуты сущности «Компания»

Атрибут	Тип
Название	Строка до 60 символов
Почтовый индекс	Строка до 20 символов
Населенный пункт (город)	Строка до 40 символов
Адрес	Строка до 80 символов

Средства СУБД PostgreSQL позволяют реализовать разбиение строки на граммы в виде пользовательской функции, возвращающей множество подстрок.

Листинг 1

```
CREATE OR REPLACE FUNCTION str_to_ngrams(n int,
s text)
RETURNS SETOF varchar(10)
AS $$
DECLARE i int;
        str_limit int;
BEGIN
    str_limit := char_length(s) - n + 1;
    FOR i IN 1..str_limit LOOP
        RETURN NEXT substring(s, i, n);
    END LOOP;
    RETURN;
END;
$$
LANGUAGE plpgsql;
```

Тогда для инициализации таблицы грамм компаний может быть использован следующий SQL-запрос.

Листинг 2

```
INSERT INTO companies_ngrams(id_company, id_
attribute, ngram, ngram_count)
SELECT
    id_company, id_attribute, ngram, count(*)
FROM (
    SELECT
        c.id_company,
        ca.id_attribute,
        str_to_ngrams(3, c.name) AS ngram
    FROM companies c CROSS JOIN company_attributes
ca
    WHERE ca.name = 'name'
    UNION ALL
    SELECT
        c.id_company,
        ca.id_attribute,
        str_to_ngrams(3, c.postal_code) AS ngram
    FROM companies c CROSS JOIN company_attributes
ca
    WHERE ca.name = 'postal_code'
    UNION ALL
    SELECT
        c.id_company,
```

```
        ca.id_attribute,
        str_to_ngrams(3, c.city_name) AS ngram
    FROM companies c CROSS JOIN company_attributes ca
    WHERE ca.name = 'city_name'
    UNION ALL
    SELECT
        c.id_company,
        ca.id_attribute,
        str_to_ngrams(3, c.address) AS ngram
    FROM companies c CROSS JOIN company_attributes ca
    WHERE ca.name = 'address'
) ngrams
GROUP BY id_company, id_attribute, ngram
```

Для нечеткого поиска может использоваться следующий запрос, выдающий список найденных значений в порядке убывания их взвешенной схожести.

Листинг 3

```
WITH to_find(id_attribute, ngram)
AS (
    SELECT
        id_attribute,
        str_to_ngrams(3, 'НПО Электрон') AS ngram
    FROM company_attributes
    WHERE name = 'name'
    UNION ALL
    SELECT
        id_attribute,
        str_to_ngrams(3, '123456') AS ngram
    FROM company_attributes
    WHERE name = 'postal_code'
    UNION ALL
    SELECT
        id_attribute,
        str_to_ngrams(3, 'Энск') AS ngram
    FROM company_attributes
    WHERE name = 'city_name'
    UNION ALL
    SELECT
        id_attribute,
        str_to_ngrams(3, 'Строительный проезд, 15')
AS ngram
    FROM company_attributes
    WHERE name = 'address'
),
to_find_count(id_attribute, ngram_count)
AS (
    SELECT id_attribute, count(*)
    FROM to_find
    GROUP BY id_attribute
),
src_count(id_company, id_attribute, ngram_
count)
AS (
    SELECT id_company, id_attribute, sum(ngram_
count)
    FROM companies_ngrams
    GROUP BY id_company, id_attribute
),
```

```

dice_intersection(id_company, id_attribute,
value)
AS (
    SELECT cn.id_company, cn.id_attribute,
count(ngram_count)
    FROM
        companies_ngrams cn
    INNER JOIN to_find
        ON cn.id_attribute = to_find.id_attribute
        AND cn.ngram = to_find.ngram
    GROUP BY cn.id_company, cn.id_attribute
),
dice(id_company, id_attribute, value)
AS (
    SELECT di.id_company, di.id_attribute,
        cast(2 * di.value AS float) /
        (src_count.ngram_count + to_find_count.
ngram_count)
    FROM
        dice_intersection di
    INNER JOIN src_count
        ON di.id_company = src_count.id_company
        AND di.id_attribute = src_count.
id_attribute
    INNER JOIN to_find_count
        ON di.id_attribute = to_find_count.
id_attribute
),
dicew(id_company, value)
AS (
    SELECT dice.id_company,

```

```

sum(dice.value * ca.weight) /
(SELECT count(1) FROM company_attributes)
FROM
    dice
    INNER JOIN company_attributes ca
        ON dice.id_attribute = ca.id_attribute
    GROUP BY id_company
)
SELECT * FROM dicew
ORDER BY value DESC

```

Заключение

В статье рассмотрены определения качества данных, проблемы снижения качества при наличии дублирующей информации, приведены существующие способы нечеткого сопоставления строк и их характеристики. Предложен способ обнаружения дублирующей информации на основе методов нечеткого сравнения текста. С использованием существующих методов нечеткого сравнения текста способ был доработан для применения в рамках реляционной модели и СУБД с учетом семантики его элементов. Приведен практический пример реализации способа на базе свободно распространяемой СУБД PostgreSQL. Предложенный способ может быть использован для реализации соответствующей встроенной функциональности в промышленных СУБД.

Литература

1. ГОСТ Р ИСО 8000-102-2011. Качество данных. Часть 102. Основные данные. Обмен данными характеристик. Словарь. — М.: Изд-во стандартов, 2012. — 16 с.
2. Нехай И. В. Применение n-грамм и других статистик уровня символов и слов для семантической классификации незнакомых собственных имен // Компьютерная лингвистика и интеллектуальные технологии: По материалам конференции «Диалог». — М.: Изд-во РГГУ, 2012. Вып. 11(18). Т. 1. С. 477–489.
3. Мазов Н. А. N-граммные методы обработки текстовой информации/ОИГТМ СО РАН. — Новосибирск, 1995. — 180 с.
4. Гудков В. Ю., Гудкова Е. Ф. N-граммы в лингвистике // Вестник Челябинского гос. ун-та. 2011. № 24(239). С. 69–71.
5. Kondrak G. N-Gram Similarity and Distance/ University of Alberta, Department of Computing Science, Edmonton, AB, T6G 2E8, Canada, 2005. — P. 115–126.
6. Зеленков Ю. Г., Сегалович И. В. Сравнительный анализ методов определения нечетких дубликатов для Web-документов // Электронные библиотеки: перспективные методы и технологии, электронные коллекции: тр. 9-й Всерос. науч. конф. RCDL, 2007. С. 166–174.

UDC 004.6

doi:10.15217/issn1684-8853.2015.2.76

Context-Dependent N-Gram Method for Detecting Fuzzy Duplicates in Relational Databases

Tarasov S. V.a, M. Sc., Principal R&D Engineer, st@arbinada.com

Burakov V. V.b, Dr. Sc., Tech., Professor, burakov@aanet.ru

^aBel Air Informatique, 1 avenue de l'Atlantique, 91976, Courtaboeuf Cedex, France

^bSaint-Petersburg State University of Aerospace Instrumentation, 67, B. Morskaya St., 190000, Saint-Petersburg, Russian Federation

Purpose: One of the indicators of poor data quality is data duplication which can lead to a misinterpretation of the same object as several different ones. The relational data model and industrial relational databases can exclude full data duplication, but miss mechanisms which would recognize and prevent fuzzy duplicates. The objective of this work is finding such a way of detecting fuzzy duplicates that could be implemented in the relational data model and in an industrial relational DBMS. **Results:** The fuzzy duplication problem was discussed, common for all information systems. Methods were proposed to enter semantic duplicates into a relational database. It was found out that to solve the problem of imcompleteduplication, we should use fuzzy string comparison methods, taking into account the semantics of the strings. A real-life implementation example was given for PostgreSQL DBMS. **Practical relevance:** The developed method can automatically detect fuzzy duplicates without any human interference, improving the information system data quality. An example of practical implementation for an industrial DBMS can help to immediately use this method in the engineering of information systems. The authors have already used this method for automated information system design.

Keywords — Fuzzy Duplicates, Near-Duplicates, Semantic Duplicates, n-Gram Method, Relational Database, Data Cleansing, Information Quality.

References

1. State Standard ISO 8000-102-2011. Data quality. Part 102. Basic data. Data exchange specifications. Dictionary. Moscow, Standartov Publ., 2012. 16 p. (In Russian).
2. Nekhai I. V. The Use of n-gram Statistics and other Levels of Characters and Words for Semantic Classification Unknown Proper Names. *Komp'iuternaia lingvistika i intellektual'nye tekhnologii: Po materialam konferentsii "Dialog"* [Computational Linguistics and Intellectual Technologies. Proc. Intern. Conf. "Dialogue"], 2012, iss. 11(18), vol. 1, pp. 477–489 (In Russian).
3. Mazov N. A. *N-grammnye metody obrabotki tekstovoi informatsii* [N-gram Methods for Texts Processing]. Novosibirsk, Ob"edinennyi institut geologii, geofiziki i mineralogii Sibirskogo otdeleniia RAN Publ., 1995. 180 p. (In Russian).
4. Gudkov V. Iu., Gudkova E. F. N-gram in Linguistics. *Vestnik Cheliabinskogo gosudarstvennogo universiteta*, 2011, no. 24(239), pp. 69–71 (In Russian).
5. Grzegorz Kondrak. N-Gram Similarity and Distance. Department of Computing Science, University of Alberta, Edmonton, AB, T6G 2E8, Canada, 2005. Pp. 115–126.
6. Zelenkov Yu. G., Segalovich I. V. Comparative Analysis of Near-Duplicate Detection Methods of Web Documents. *Trudy 9 Vserossiiskoi nauchnoi konferentsii "Elektronnye biblioteki: perspektivnye metody i tekhnologii, elektronnye kollektsii"* [Proc. 9th Intern. Conf. "Digital Libraries: Advanced Methods and Technologies"]. RCDL Publ., 2007, pp. 166–174 (In Russian).

ПАМЯТКА ДЛЯ АВТОРОВ

Поступающие в редакцию статьи проходят обязательное рецензирование.

При наличии положительной рецензии статья рассматривается редакционной коллегией. Принятая в печать статья направляется автору для согласования редакторских правок. После согласования автор представляет в редакцию окончательный вариант текста статьи.

Процедуры согласования текста статьи могут осуществляться как непосредственно в редакции, так и по e-mail (ius.spb@gmail.com).

При отклонении статьи редакция представляет автору мотивированное заключение и рецензию, при необходимости доработать статью — рецензию. Рукописи не возвращаются.

Редакция журнала напоминает, что ответственность за достоверность и точность рекламных материалов несут рекламодатели.

ПОМЕХОУСТОЙЧИВОСТЬ И СКРЫТНОСТЬ ПЕРЕДАЧИ ИНФОРМАЦИИ ПО РАДИОКАНАЛАМ НА ОСНОВЕ КОМБИНИРОВАННОГО СЛУЧАЙНОГО КОДИРОВАНИЯ

Г. Н. Мальцев^а, доктор техн. наук, профессор

^аВоенно-космическая академия им. А. Ф. Можайского, Санкт-Петербург, РФ

Цель: в радиотехнических системах передачи информации методы канального кодирования, как правило, используются для повышения помехоустойчивости передачи информации по радиоканалам. Комбинированное случайное кодирование, являющееся сочетанием помехоустойчивого и стохастического кодирования, позволяет одновременно обеспечить помехоустойчивость и информационную скрытность передачи информации. Цель работы — исследование взаимосвязанных показателей достоверности и защищенности передачи информации по радиоканалам при использовании комбинированного случайного кодирования. **Методы:** качественный и количественный анализ потенциальной помехоустойчивости и информационной скрытности передачи информации по радиоканалам на основе комбинированного случайного кодирования при различных вариантах выбора параметров кода. **Результаты:** представлено описание разработанного метода комбинированного случайного кодирования и исследованы показатели достоверности и защищенности передачи информации по радиоканалам при различных сочетаниях числа информационных символов, проверочных символов и символов стохастического кода в кодовой комбинации комбинированного кода. Показана возможность выбора параметров комбинированного кода, одновременно удовлетворяющего требованиям к обоим анализируемым показателям, в том числе при обеспечении помехоустойчивости и информационной скрытности путем «обмена» на них скорости передачи информации. **Практическая значимость:** представлены рекомендации по выбору вариантов использования комбинированного случайного кодирования для передачи нескольких условно выделенных типов сообщений с различными приоритетами.

Ключевые слова — помехоустойчивое кодирование, стохастическое кодирование, достоверность и защищенность передачи сообщений по радиоканалам.

Введение

В общем случае к системам радиосвязи и радиоуправления предъявляются требования по помехоустойчивости и скрытности передачи информации, являющимся составляющими помехозащищенности системы [1]. При этом скрытностью передачи информации одновременно обеспечивается информационная безопасность системы [2]. Поэтому в общем случае целесообразно использовать комплексный подход к обеспечению требуемого уровня взаимосвязанных показателей качества передачи информации по радиоканалам. В рамках данного подхода в настоящей статье рассматривается метод защищенной передачи информации на основе комбинированного случайного кодирования, который при соответствующем выборе параметров кода может быть использован для повышения как помехоустойчивости, так и информационной скрытности передачи информации.

Описание метода комбинированного случайного кодирования

В существующих радиотехнических системах передачи информации большинство методов повышения помехоустойчивости и информационной безопасности используются независимо друг от друга и не учитывают взаимосвязи помехо-

защищенности и информационной скрытности. Так, методы помехоустойчивого кодирования, получающие широкое применение в цифровых системах радиосвязи и радиоуправления, выбираются исходя из наихудших условий связи, в результате чего при низком уровне помех передача информации по радиоканалу осуществляется с большой избыточностью [3, 4]. При этом высокая корректирующая способность используемого корректирующего кода позволяет в широком диапазоне условий связи выделять передаваемые сообщения с высокой достоверностью, что объективно создает благоприятные условия для радиоперехвата и несанкционированного доступа к радиоканалу передачи информации и, следовательно, снижает скрытность и информационную безопасность системы.

Метод комбинированного случайного кодирования предполагает использование сочетания помехоустойчивого кодирования и псевдослучайной смены ансамбля используемых кодовых комбинаций — стохастического кодирования информации [5, 6]. При этом высокая достоверность передачи сообщений обеспечивается за счет помехоустойчивого кодирования при выборе параметров корректирующего кода, а информационная скрытность и защищенность от несанкционированного доступа — за счет стохастического кодирования, относящегося к некриптографическим методам защиты информации.

Близость комбинированного случайного кодирования к методам шифрования проявляется в структурных преобразованиях передаваемых и принимаемых сообщений на передающей и приемной сторонах [7]. Вместе с тем при комбинированном случайном кодировании не используются характерные для шифрования алгоритмы и ключи и обеспечивается теоретико-информационный уровень защиты информации, который определяется уровнем неопределенности выбора ансамбля кодовых комбинаций, соответствующих передаваемым сообщениям, для нарушителя, осуществляющего радиоперехват.

Схема преобразований сообщений при их передаче методом комбинированного случайного кодирования представлена на рис. 1.

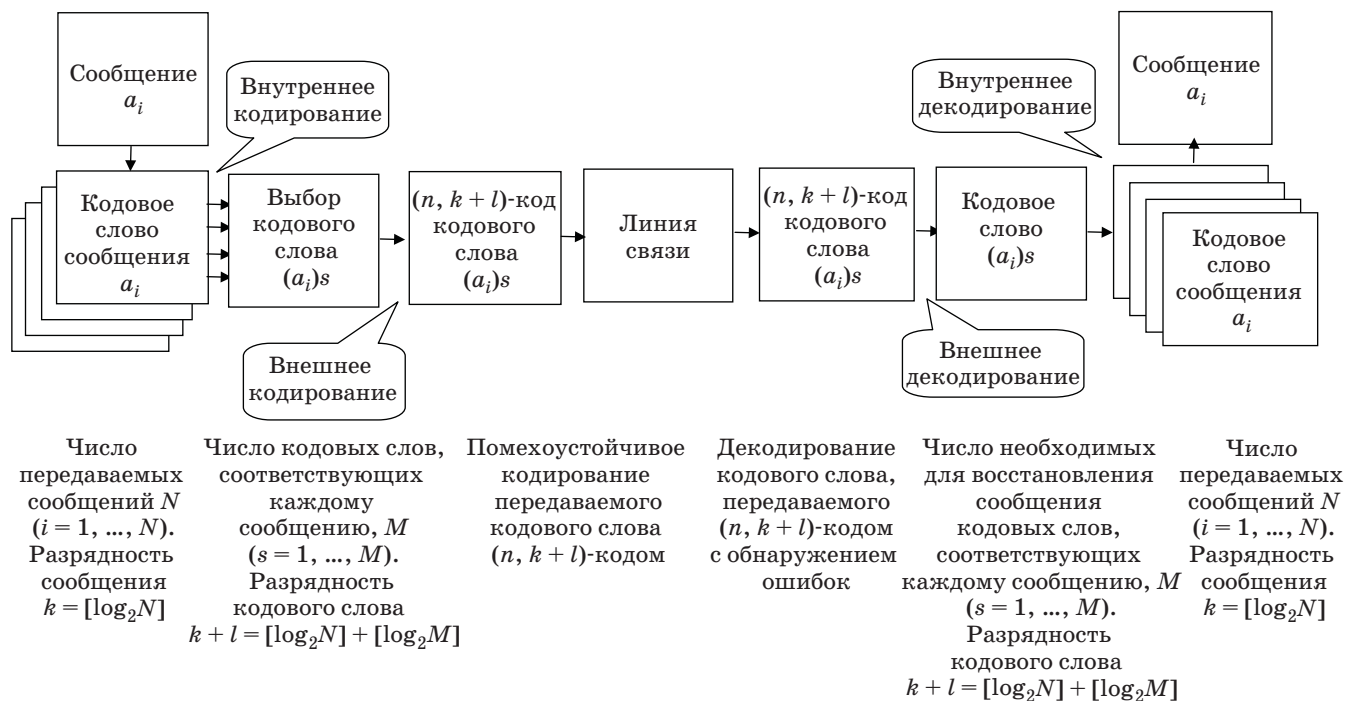
В этой схеме стохастическое кодирование является внутренним кодированием, а помехоустойчивое кодирование — внешним кодированием. Соответственно, формирование кодового слова a_i , $i = 1, \dots, N$, и его восстановление при приеме осуществляются в два этапа.

Первым этапом является стохастическое кодирование, которое может рассматриваться как кодирование источника. На этом этапе с использованием кодовой книги формируются M кодовых слов $(a_i)_s$, $s = 1, \dots, M$, соответствующих передаваемому сообщению, и из них с помощью датчика случайных чисел выбирается некоторое s -е кодовое слово. В общем случае разрядность исходного сообщения a_i составляет $k = \lceil \log_2 N \rceil$, где $\lceil \cdot \rceil$ означает округление до ближайшего цело-

го в сторону увеличения, а разрядность передаваемого кодового слова $(a_i)_s$ составляет $k + l$, где $l = \lceil \log_2 M \rceil$.

Вторым этапом формирования кодового слова является помехоустойчивое кодирование. На этом этапе осуществляется канальное кодирование кодового слова, выбранного из кодовой книги, блочным корректирующим $(n, k + l)$ -кодом, который передается по линии связи. При приеме сообщения на первом этапе проводится декодирование принятого блочного $(n, k + l)$ -кода с исправлением ошибок и выделение передаваемого кодового слова $(a_i)_s$. На втором этапе в кодовой книге выбирается сообщение a_i , соответствующее выделенному при декодировании кодовому слову. Для этого кодовые книги в пунктах приема и передачи должны быть полностью идентичны, а для нарушителя структура кодовой книги должна быть неизвестна.

Будем полагать, что при реализации комбинированного случайного кодирования внутреннее стохастическое кодирование используется в том виде, в котором оно описано в работах [5, 6]. Повышение информационной скрытности передачи информации при стохастическом кодировании достигается за счет использования кодовой книги, в которой каждому сообщению источника соответствует набор кодовых слов, из числа которых кодовое слово, передаваемое по радиоканалу передачи информации, выбирается случайным образом. Для получателя, имеющего такую же кодовую книгу, это не создает никакой неопределенности при декодировании сообщения, а для



■ Рис. 1. Схема преобразований сообщений при комбинированном случайном кодировании

нарушителя, не имеющего такой кодовой книги, это создает неопределенность и затрудняет несанкционированный доступ к передаваемой информации в случае радиоперехвата сигналов.

Принцип стохастического кодирования на основе кодовой книги поясняется на рис. 2.

Ансамбль передаваемых источником дискретных сообщений длины k образуют сообщения a_i , $i = 1, \dots, N$. Общее число сообщений (объем ансамбля) $N = 2^k$. Каждому сообщению ставится в соответствие $M = 2^l$ кодовых слов, которые хранятся в определенной строке кодовой книги и случайным образом выбираются для передачи по каналу передачи информации. Общее число слов в кодовой книге $K = MN = 2^{k+l}$. Тогда стохастический код V может быть представлен как линейный код, образованный множеством двоичных последовательностей V_i , $i = 1, \dots, N$, длины $(k + l)$,

таких, что $V = \bigcup_{i=1}^N V_i$, $V_i \cap V_j = \emptyset$, $i \neq j$. Каждому

k -разрядному сообщению a_i источника ставится в однозначное соответствие одно из подмножеств V_i , содержащее M $(k + l)$ -разрядных кодовых слов a_{is} , $s = 1, \dots, M$, и одно из них случайно и равновероятно выбирается для передачи по каналу. В дальнейшем в процессе внешнего помехоустойчивого кодирования выбранное для передачи кодовое слово кодируется блочным корректирующим кодом, при этом в него вводятся r проверочных символов, так что общее число разрядов передаваемых кодовых слов будет составлять $n = k + l + r$.

Внешнее помехоустойчивое кодирование используется в рассматриваемом методе комбинированного случайного кодирования в традиционном виде канального кодирования [3, 4]. Повышение помехоустойчивости передачи информации при помехоустойчивом кодировании достигается за счет использования корректирующих кодов, обнаруживающих и исправляющих

ошибки при приеме. Строго говоря, из $(k + l)$ символов кодового слова, формируемого с помощью кодовой книги, информационными являются только k символов, но для этапа помехоустойчивого кодирования все $(k + l)$ символов входного кодового слова представляют собой информационное сообщение. В отсутствие обратного информационного канала используется помехоустойчивое кодирование с исправлением ошибок, что соответствует FEC-протоколам (*Forward Error Correction*) канального уровня. При приеме декодирование осуществляется путем обратного преобразования. Сначала декодируется корректирующий код с исправлением ошибок, а затем проводится оценка переданного сообщения $\tilde{a}_i$, соответствующего подмножеству V_i , содержащему выделенное (с учетом корректирующих способностей помехоустойчивого кода) кодовое слово $\tilde{a}_{is}$.

Используемое в данном случае понятие кодовой книги отличается от понятия электронной кодовой книги, используемого для описания одного из наиболее распространенных режимов блочного шифрования сообщений при криптографической защите информации (режим ECB — *Electronic Code Book*) [8]. При шифровании криптографическими методами электронная кодовая книга содержит набор ключей преобразования исходного сообщения в зашифрованное. Для синхронности использования ключей на передающем и приемном пунктах предварительно реализуются режимы согласования (синхронизации) или распространения ключей.

Принцип комбинированного случайного кодирования сохраняется и при использовании внешнего помехоустойчивого кодирования с обнаружением ошибок. При наличии обратного информационного канала это соответствует ARQ-протоколам (*Automatic Repeater Query*) канального уровня, при этом обнаружение ошибок при приеме приводит к переспросу и повторной передаче сообщения.

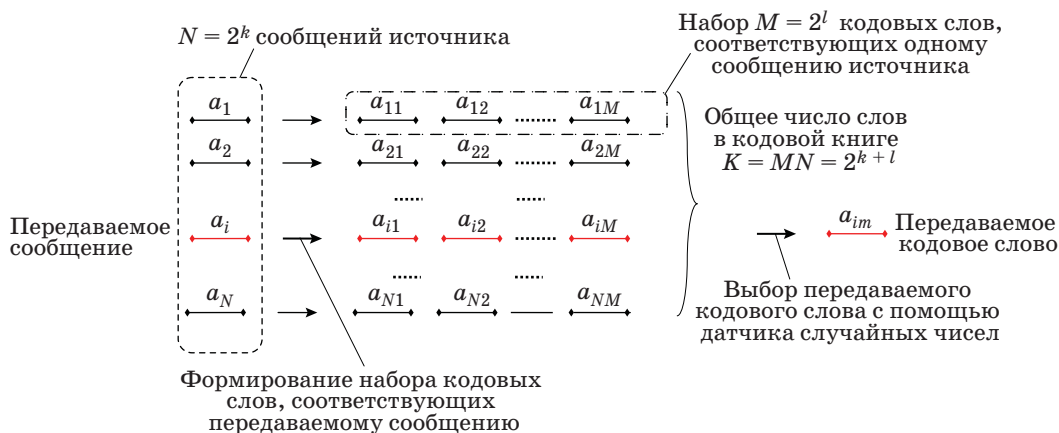


Рис. 2. Принцип стохастического кодирования с использованием кодовой книги

Помехоустойчивое кодирование с обнаружением ошибок также может использоваться и в отсутствие обратного информационного канала, если необходимо достижение компромисса между риском пропуска сообщения при обнаружении ошибки и прохождения ложного сообщения с необнаруженной ошибкой [9]. Во всех случаях внутренний стохастический код обеспечивает информационную скрытность, а внешний помехоустойчивый код — помехоустойчивость передачи сообщений.

Качественный анализ помехоустойчивости и скрытности передачи информации при комбинированном случайном кодировании

Рассмотренный принцип формирования кодовых комбинаций комбинированного кода эквивалентен передаче сообщений с помощью блочного кода, включающего k информационных символов, r проверочных символов помехоустойчивого кодирования и l псевдослучайных символов стохастического кодирования. Варианты распределения символов n -разрядного кода ($n = k + l + r$) между информационными символами, проверочными символами и символами стохастического кода приведены в табл. 1. Варианты 1 и 2 соответствуют помехоустойчивому кодированию, варианты 3 и 4 — стохастическому кодированию, вариант 6 — безызбыточному кодированию, а вариант 5, наиболее интересный с точки зрения совместного обеспечения помехоустойчивости и скрытности передачи информации, представляет собой общий случай комбинированного случайного кодирования. Такое представление позволяет качественно показать возможность одновременного повышения помехоустойчивости и скрытности передачи информации по радиоканалам с помехами и угрозами несанкционированного доступа при радиоперехвате.

При плохих условиях связи в радиоканале передачи информации используется только помехоустойчивое кодирование и n -разрядное ко-

■ Таблица 1

Вариант формирования кодового слова	Тип кодирования	Структура кодового слова	
		k	r
1	Помехоустойчивое	k	r
2	Помехоустойчивое	k	r
3	Стохастическое	k	l
4	Стохастическое	k	l
5	Комбинированное случайное	k	l r
6	Безызбыточное	k	

довое слово включает только k информационных символов и r проверочных символов корректирующего кода (вариант 1). Тем самым обеспечивается требуемая помехоустойчивость передачи информации по радиоканалу. При средних условиях связи в радиоканале передачи информации n -разрядное кодовое слово включает k информационных символов и r проверочных символов корректирующего кода (вариант 2) или k информационных символов, r проверочных символов корректирующего кода и l символов стохастического кода (вариант 5). В обоих случаях требуемая помехоустойчивость передачи информации обеспечивается при меньшем числе проверочных символов корректирующего кода, при этом освободившиеся разряды могут заполняться символами стохастического кода для повышения информационной скрытности передаваемых сообщений. При хороших условиях связи в радиоканале передачи информации кодовое слово включает либо k информационных символов и l символов стохастического кода (варианты 3 и 4), либо только k информационных символов (вариант 6).

Число символов стохастического кода и разность кодовой книги взаимосвязаны с инфор-

■ Таблица 2

Вариант формирования кодового слова	Помехоустойчивость в условиях помех	Информационная скрытность в условиях радиоперехвата	Скорость передачи информации	Класс сообщений
1	Высокая	Низкая	Низкая	А
2	Средняя	Низкая	Средняя	В
3	Низкая	Высокая	Низкая	А
4	Низкая	Средняя	Средняя	В
5	Средняя	Средняя	Низкая	А
6	Низкая	Низкая	Высокая	С

мационной скрытностью передачи информации так же, как длина ключа при шифровании: чем больше l , тем выше информационная скрытность [7, 8]. В свою очередь скорость передачи информации во всех случаях определяется избыточностью кода и соотношением n и k , в результате повышение помехоустойчивости и информационной скрытности всегда достигается за счет уменьшения скорости передачи информации. В табл. 2 приведены ожидаемые результаты применения комбинированного случайного кодирования в системах радиосвязи и радиоуправления для рассмотренных вариантов формирования кодовых слов и рекомендации по их использованию для трех условно выделенных типов сообщений (А — высокоприоритетных, В — среднеприоритетных, С — низкоприоритетных).

Количественный анализ помехоустойчивости и скрытности передачи информации при комбинированном случайном кодировании

Количественный анализ помехоустойчивости и скрытности передачи информации при использовании комбинированного случайного кодирования может быть осуществлен с использованием показателей достоверности и защищенности передачи информации.

Достоверность передачи сообщений блочным помехоустойчивым (n, k) -кодом с исправлением ошибок характеризуется вероятностью ошибочного приема сообщения $P_{\text{ош}}$, которая при посимвольном приеме для стандартной биномиальной модели дискретного канала передачи информации определяется выражением

$$P_{\text{ош}} = \sum_{i=q_{\text{и}}+1}^n C_n^i p_0^i (1-p_0)^{n-i}, \quad (1)$$

где p_0 — вероятность ошибочного приема информационного символа; $q_{\text{и}}$ — кратность исправляемых ошибок. Величина p_0 определяется условиями радиосвязи и связана с отношением сигнал/шум в радиоканале передачи информации [1, 4]. Величина $q_{\text{и}}$ определяется границей Хемминга

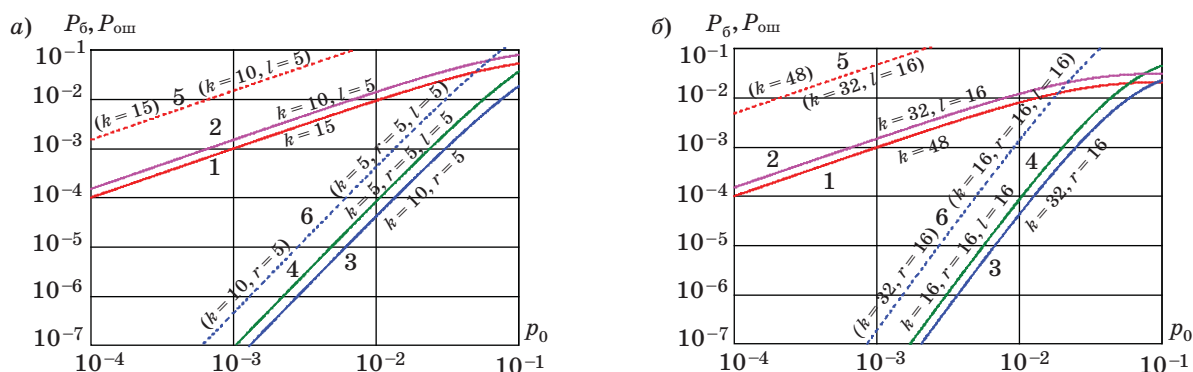
$$n - k \geq \log_2 \left(1 + \sum_{i=1}^{q_{\text{и}}} C_n^i \right), \quad (2)$$

задающей минимальное число проверочных символов $r = n - k$, при котором существует корректирующий код, гарантированно исправляющий ошибки с кратностью $q_{\text{и}}$. При $r = 0$ код является безызбыточным и $q_{\text{и}} = 0$.

Величины p_0 и $P_{\text{ош}}$ являются общепринятыми показателями достоверности передачи дискретных сообщений с помехоустойчивым кодированием [2, 3]. При комбинированном случайном кодировании с учетом введенных обозначений число информационных символов k в неравенстве (2) заменяется на $(k + l)$, а кроме вероятности ошибочного приема сообщения $P_{\text{ош}}$, определяемой выражением (1), целесообразно использовать вероятность ошибки на бит $P_6 = P_{\text{ош}}/k$, где $k = \lfloor \log_2 N \rfloor$. Тем самым показатель достоверности нормируется к количеству информации в передаваемом сообщении, которое определяется числом информационных символов в кодовом слове.

На рис. 3, а и б представлены результаты расчетов вероятностей P_6 и $P_{\text{ош}}$ в зависимости от p_0 при различных сочетаниях числа информационных символов k , проверочных символов r и символов стохастического кода l в n -разрядном кодовом слове ($n = k + l + r$).

Выбранные при анализе (n, k) -коды соответствуют реальным помехоустойчивым циклическим кодам — коду (15,10), исправляющему



■ **Рис. 3.** Вероятности ошибочного приема сообщения и ошибки на бит при комбинированном случайном кодировании: а — $n = 15$; б — $n = 48$: 1 — P_6 при безызбыточном кодировании; 2 — P_6 при стохастическом кодировании; 3 — P_6 при помехоустойчивом кодировании; 4 — P_6 при комбинированном случайном кодировании; 5 — $P_{\text{ош}}$ при безызбыточном и стохастическом кодировании; 6 — $P_{\text{ош}}$ при помехоустойчивом и комбинированном случайном кодировании

$q_{\text{и}} = 2$ ошибки, и коду (48,32), исправляющему $q_{\text{и}} = 3$ ошибки [10]. При реализации комбинированного случайного кодирования эти коды позволяют поровну разделить кодовое слово между информационными символами, проверочными символами и символами стохастического кода. Анализ результатов расчетов показывает, что с точки зрения показателей достоверности $P_{\text{ош}}$ и $P_{\text{б}}$ принципиальное значение имеет использование помехоустойчивого кодирования, обеспечивающего существенное уменьшение $P_{\text{ош}}$ и $P_{\text{б}}$ при фиксированной величине p_0 за счет исправления ошибок. Выигрыш в помехоустойчивости, как и следовало ожидать, тем больше, чем выше кратность исправляемых помехоустойчивым кодом ошибок $q_{\text{и}}$ и чем меньше вероятность ошибочного приема информационного символа p_0 . Введение статистического кодирования незначительно увеличивает величину $P_{\text{б}}$ и не влияет на величину $P_{\text{ош}}$, но приводит к снижению в $(n - r)/(n - r - l)$ раз скорости передачи информации. В рассмотренных случаях это снижение составляет 1,5–3 раза, однако при этом повышается информационная скрытность передачи сообщений. И если в случае помехоустойчивого кодирования происходит «обмен» скорости передачи информации на достоверность, то в случае стохастического кодирования происходит «обмен» скорости передачи информации на защищенность.

Количественная оценка защищенности передачи сообщений при стохастическом кодировании связана с определенными сложностями выбора показателя, поскольку при случайном выборе передаваемых кодовых слов из кодовой книги информационная скрытность определяется степенью неопределенности нарушителя об используемом ансамбле кодовых слов. По этой причине применительно к методу стохастического кодирования, являющемуся некриптографическим методом защиты информации, затруднено применение методов оценки информационной скрытности передачи сообщений с криптографической защитой, основанных на оценке вычислительной сложности и стойкости алгоритма шифрования к криптоанализу [2, 7].

В качестве количественных показателей защищенности передачи сообщений при стохастическом кодировании могут быть использованы объем кодовой книги и обобщенный показатель уровня информационной доступности. Объем кодовой книги, имеющей структуру, показанную на рис. 2, представляет собой общее число кодовых слов $K = MN$, которые могут быть с ее помощью сформированы. При отсутствии у нарушителя полной информации о кодовой книге для правильного выделения сообщения ему необходимо осуществлять перебор всех неизвестных ему кодовых слов. Их число определяет слож-

ность перебора. В случае полностью неизвестной нарушителю кодовой книги сложность перебора определяется ее объемом $K = MN$.

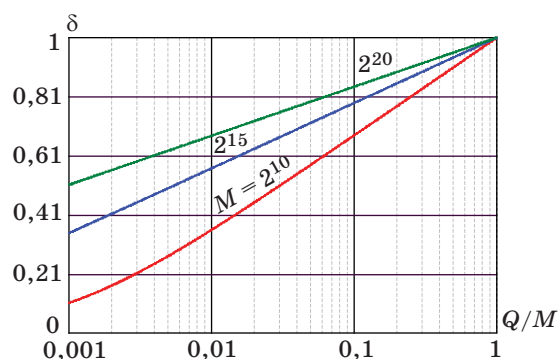
Уровень информационной доступности определяется соотношением между энтропией источника сообщений и условной энтропией нарушителя, осуществляющего радиоперехват. Он зависит от соотношения между общим числом кодовых комбинаций $K = MN$ кодовой книги, используемой источником и получателем, и числом кодовых комбинаций Q , верно выделяемых нарушителем, не знающим всей кодовой книги.

Вычисление величины Q требует учета свойств конкретных кодов и условий радиоперехвата, причем эти условия, как правило, таковы, что качество приема сигналов и достоверность выделения сообщений нарушителем ниже, чем получателем сообщений [11], и это приводит к снижению величины Q . Если в соответствии с представлением структуры кодового слова комбинированного случайного кода в табл. 1 полагать, что информационная скрытность передаваемого сообщения обеспечивается введением в кодовое слово l символов стохастического кода, то величину Q необходимо сопоставлять с числом кодовых слов в строке кодовой книги $M = 2^l$. Если использовать верхнее граничное значение $Q \leq 2^t - 1$, где $0 \leq t \leq l$ — число позиций стохастического кода, верно выделяемых нарушителем при перехвате, то уровень информационной доступности δ передаваемых сообщений при комбинированном случайном кодировании может быть определен в следующем виде:

$$\delta = \frac{\log_2(Q + 1)}{\log_2(M + 1)}. \quad (3)$$

Выражение (3) представляет собой информационный показатель защищенности передаваемой информации, определяемый как отношение энтропии, имеющей место для нарушителя, правильно выделяющего некоторое количество символов кодового слова, к максимально возможной энтропии источника, определяемой объемом кодовой книги. Нормировка в выражении (3) и добавление единицы к аргументу логарифма в числителе и знаменателе обеспечивают приведение величины δ к диапазону $0 \leq \delta \leq 1$. Минимальный уровень информационной доступности передаваемых сообщений имеет место при $t = 0$, в этом случае $\delta = 0$. Максимальный уровень информационной доступности передаваемых сообщений имеет место при $t = l$, в этом случае $\delta = 1$. В промежуточной ситуации при $0 < t < l$ имеет место ограниченный уровень информационной доступности передаваемых сообщений: $0 < \delta < 1$.

Практически информационная скрытность при стохастическом кодировании определяется



■ Рис. 4. Уровень информационной доступности передаваемых сообщений при комбинированном случайном кодировании

теоретико-информационным уровнем защищенности — вероятностью «угадывания» передаваемого сообщения или его идентификации в результате полного перебора всех (при $t = 0$) или части кодовых (при $t > 0$) слов соответствующей строки кодовой книги. Нормированный показатель δ характеризует близость защищенности передачи сообщений к ее теоретико-информационному уровню, соответствующему размерности используемой кодовой книги. Следует отметить, что возможен подход к определению уровня информационной доступности через энтропию всей кодовой книги $\log_2 K$, при этом величину Q необходимо сопоставлять с объемом кодовой книги $K = MN = 2^{n+l}$ [12].

Результаты расчетов величины δ от отношения Q/M при различных M представлены на рис. 4.

Диапазон значений и характер изменения показателя δ обусловлены его определением с использованием логарифмической меры энтропии и нормировкой в выражении (3). Результаты расчетов показывают, что с точки зрения показателя защищенности δ принципиальное значение имеют степень осведомленности нарушителя, характеризуемая величиной Q/M , и длина строки кодовой книги M . Величина δ тем выше, чем больше отношение Q/M , а при фиксированном отношении Q/M — чем больше длина строки

кодовой книги M и соответственно чем больше объем кодовой книги $K = MN$. Влияние на величину δ параметра Q/M очевидно, а влияние на величину δ объема кодовой книги K связано со свойствами параметра δ как нормированной логарифмической меры информационной доступности, учитывающей информативность каждого символа, верно выделяемого нарушителем при радиоперехвате. При фиксированном отношении Q/M число позиций стохастического кода передаваемого сообщения $t = \log_2(Q + 1)$, верно выделяемых нарушителем при перехвате, тем выше, чем больше M .

Заключение

Метод комбинированного случайного кодирования обладает широкими возможностями по повышению помехозащищенности передачи информации и ее составляющих, в том числе при обеспечении заданной помехоустойчивости и информационной скрытности путем «обмена» на них скорости передачи информации. Представленные качественные и количественные оценки показателей достоверности и защищенности передачи информации позволяют выбрать параметры комбинированного кода, удовлетворяющего требованиям к анализируемым показателям. Рассмотренные показатели достоверности — вероятности ошибочного приема сообщения и ошибки на бит — являются общепринятыми вероятностными показателями при анализе помехоустойчивости систем радиосвязи и радиоуправления, при их проектировании и эксплуатации к этим показателям предъявляются конкретные технические требования. Рассмотренные показатели защищенности — объем кодовой книги и информационная доступность передаваемых сообщений для нарушителя — являются обобщенными и могут быть использованы в качестве исходных при переходе к частным показателям, учитывающим свойства используемых кодов, конкретные условия радиоперехвата и сложность перебора нарушителем кодовых слов из неизвестной ему кодовой книги.

Литература

1. Борисов В. И., Зинчук В. М. Помехозащищенность систем радиосвязи. Вероятностно-временной подход. — М.: Радиософт, 2008. — 260 с.
2. Устинов Г. Н. Основы информационной безопасности систем и сетей передачи данных. — М.: СИНТЕГ, 2000. — 248 с.
3. Золотарев В. В., Овечкин Г. В. Помехоустойчивое кодирование. Методы и алгоритмы: справочник. — М.: Горячая линия-Телеком, 2004. — 126 с.
4. Вернер М. Основы кодирования: пер с нем. — М.: Техносфера, 2008. — 288 с.
5. Осмоловский С. А. Стохастические методы передачи данных. — М.: Радио и связь, 1991. — 240 с.
6. Осмоловский С. А. Стохастические методы защиты информации. — М.: Радио и связь, 2003. — 320 с.
7. Корниенко А. А., Еремеев М. А., Ададуров С. Е. Средства защиты информации на железнодорожном транспорте: Криптографические методы и средства. — М.: Маршрут, 2006. — 256 с.

8. Романец Ю. В., Тимофеев П. А., Шаньгин В. Ф. Защита информации в компьютерных системах и сетях. — М.: Радио и связь, 2001. — 376 с.
9. Мальцев Г. Н., Чернявский Е. В. Кодирование сообщений в системах радиоуправления без обратного информационного канала // Информационно-управляющие системы. 2011. № 4(53). С. 60–65.
10. Блейхут Р. Теория и практика кодов, контролирующих ошибки: пер. с англ. — М.: Мир, 1986. — 576 с.
11. Мальцев Г. Н., Ададуров А. С. Сценарный подход к организации защищенной передачи информации по радиоканалам системы управления и обеспечению безопасности движения на железнодорожном транспорте // Надежность. 2011. № 2. С. 30–39.
12. Мальцев Г. Н., Ададуров А. С. Снижение угроз информационной безопасности систем радиосвязи // Автоматика. Связь. Информатика. 2011. № 5. С. 22–24.

UDC 621.391

doi:10.15217/issn1684-8853.2015.2.82

Noise Stability and Information Security of Radio Transfer with Combined Random Coding

Maltsev G. N., Dr. Sc., Tech., Professor, georgy_maltsev@mail.ru

A. F. Mozhaiskii Military Space Academy, 13, Zhdanovskaya St., 197198, Saint-Petersburg, Russian Federation

Purpose: In radio information transfer systems, methods of channel coding are usually used to increase the noise stability of the information transfer via radio channels. Combined random coding which is a combination of noiseproof and stochastic coding allows you to simultaneously provide the noise stability and information security of the transfer. The purpose of this work is studying the interconnected indicators of reliability and information transfer security when using the combined random coding. **Method:** Qualitative and quantitative analysis of potential noise stability and information security of radio transmission on the basis of combined random coding under various choice of the code parameters. **Results:** The developed method of combined random coding is described. The indicators of reliability and information security are studied under various combinations of the amount of the information symbols, checking symbols and stochastic code symbols in the coding combination of the combined code. It is shown how to select the combined code parameters which will simultaneously satisfy the demands to both the analyzed indicators. In particular, it will ensure the noise stability and information security by exchanging them for the information transfer speed. **Practical relevance:** Recommendations are given about choosing the options of using the combined random coding for the transfer of several conditionally selected types of messages with different priorities.

Keywords — Noiseproof Coding, Stochastic Coding, Reliability and Security of Message Transmission via Radio Channels.

References

1. Borisov V. I., Zinchuk V. M. *Pomekhozashchishchennost' sistem radiosvazi. Veroiatnostno-vremennoi podkhod* [Noiseimmunity of Systems of a Radiocommunication. Approach of Probable and Temporal]. Moscow, Radiosoft Publ., 2008. 260 p. (In Russian).
2. Ustinov G. N. *Osnovy informatsionnoi bezopasnosti sistem i setei peredachi dannykh* [Bases of Information Security of Systems and Networks of Data Transmission]. Moscow, SINTEG Publ., 2000. 248 p. (In Russian).
3. Zolotarev V. V., Ovechkin G. V. *Pomekhoustoichivoe kodirovanie. Metody i algoritmy* [Noiseproof of Coding. Methods and Algorithms]. Moscow, Goriachaia liniia-Telekom Publ., 2004. 126 p. (In Russian).
4. Verner M. Information and Coding. Braunschweig/Wiesbaden, Friedr. Vieweg & Sohn, 2002.
5. Osmolovskii S. A. *Stokhasticheskie metody peredachi dannykh* [Stochastic Methods of Data Transmission]. Moscow, Radio i sviaz' Publ., 1991. 240 p. (In Russian).
6. Osmolovskii S. A. *Stokhasticheskie metody zashchity informatsii* [Stochastic Methods of Information Security]. Moscow, Radio i sviaz' Publ., 2003. 320 p. (In Russian).
7. Kornienko A. A., Ereemeev M. A., Adadurov S. E. *Sredstva zashchity informatsii na zheleznodorozhnom transporte: Kriptograficheskie metody i sredstva* [Information Means of Protection on Railway Transport: Cryptographic Methods and Means]. Moscow, Marshrut Publ., 2006. 256 p. (In Russian).
8. Romanets Iu. V., Timofeev P. A., Shan'gin V. F. *Zashchita informatsii v komp'yuternykh sistemakh i setiakh* [Information Security in Computer Systems and Networks]. Moscow, Radio i sviaz' Publ., 2001. 376 p. (In Russian).
9. Maltsev G. N., Chernyavskiy E. V. Coding of Messages in Radio Control Systems without Reverse Information Channel. *Informatsionno-upravliaushchie sistemy* [Information and Control Systems], 2011, no. 4(53), pp. 60–65 (In Russian).
10. Blahut R. E. Theory and Practice of Error Control Coding. Massachusetts, Addison-Wesley, 1983.
11. Maltsev G. N., Adadurov A. S. Scenario Approach to the Organization of the Protected Information Transfer for Radio Channels of a Control System and Safety of the Movement on Railway Transport. *Nadezhnost'*, 2011, no. 2, pp. 30–39 (In Russian).
12. Maltsev G. N., Adadurov A. S. Decrease in Threats of Information Safety of Radio Communications. *Avtomatika. Sviaz'. Informatika*, 2011, no. 5, pp. 22–24 (In Russian).

AN EFFICIENT CROSS-LAYER AWARE MAPPING OF VOIP CALLS IN WIRELESS OFDMA SYSTEMS

Part I. Problem description and channel tracking

Y. Ben-Shimol^a, PhD, Electrical Engineering, Professor, benshimo@bgu.ac.il

I. Kitroser^a, PhD, Electrical Engineering, kitroser@bgu.ac.il

^aBen-Gurion University of the Negev, POB 653, 1, Ben Gurion St., Beer Sheva, 74105, Israel

Purpose: This work addresses the problem of efficient broadcasting of resource allocations descriptors for VoIP traffic in mobile OFDMA-based wireless systems. **Methods:** We present the problem of mapping overhead and show that it can be substantially reduced by using semi-persistent allocations and by taking advantage of the periodicity of VoIP frames, generated by a multi-phase vocoder. To handle the impact of mobility on the characteristics of the wireless channel we utilize a cross-layer decision approach that tracks the channel quality and predicts the expected mobile user behavior such that the system may under-react to channel changes in some cases. **Results:** We explicitly show how the variability of the wireless channel can be tracked by using a Markovian model with a set of discrete states. By estimating both state- and transition probabilities of the multi-state Markovian model, we underline the foundations for a cross-layer decision algorithm that is able to overlook short transitions in channel states, without changing the modulation and/or the coding schemes. The main advantage of this approach is the ability to support multiple codecs, or a single codec with different operational modes, both result in different packet sizes and different periods. **Practical relevance:** The proposed channel tracking mechanism is simple enough to be implemented in the base station of any practical OFDMA-based system using the WiMAX or LTE technology.

Keywords — Cross-Layer Design and Optimization, Resource Allocation and Interference Management, Mobile Multimedia Technology, 3.5G and 4G Technologies.

Introduction

An important application in future IP based wireless communication networks is voice over IP (VoIP), which allows real-time voice calls between mobile stations (MSs). Most VoIP applications generate traffic of fixed size packets at a constant rate. Therefore, the traffic of a single VoIP session is classified as constant bit rate (CBR) traffic type and requires a fixed number of uplink (UL) resources on a periodic basis. This suggests that with a naive resource allocation scheme the uplink map (UL-MAP) includes allocation descriptors (or information elements — IEs) for VoIP streams, thus generating overheads at a constant rate. A typical voice call lasts several minutes on the average, while its packet period is usually up to several tens of milliseconds. This suggests that the total amount of overhead for each VoIP call is usually very large.

The problem of system overhead for CBR-like applications has been examined for the emerging beyond 3G technologies such as WiMAX (IEEE 802.16) [1], IEEE 802.16m-2011 [2], 3GPP long-term evolution (LTE) [3] and 3GPP2 ultra mobile broadband (UMB) [4]. For these systems, the protection of the resource allocation control messages against transmission errors costs, in some scenarios, is more than 50 % of the downlink (DL) radio resources [5]. This extreme overhead could significantly reduce all the potential benefits of OFDMA technologies, and render OFDMA-based systems inefficient and unprofitable.

The concept of persistent allocation, which was introduced in LTE and UMB, and was also adopted by WiMAX [6, 7], uses periodic assignments of VoIP packets hence, reducing the assignment signaling overhead. With persistent allocations, no message passing between the base station (BS) and the MS is required during the allocation periods. This means that the BS knows the requirements (i.e., burst size and period according to the voice flow profile established) of each MS in advance, and each MS knows that as long as no relevant UL-MAP IE has been broadcast, it is allocated the same set of resources. This allows the BS to use persistent allocations and to notify each MS of its allocation only once at the beginning of the session and then only whenever the allocation changes, eliminating almost all other mapping overheads concerned with VoIP calls. The work in [6] with some modifications has been adopted to the IEEE 802.16REV2 of [8, 9] with the final version published as 802.16-2009 [1]. Das, et al. [10] present an algorithm for dynamic and semi-persistent VoIP scheduling in LTE, in which they predict the number of physical resource blocks required for a given number of VoIP users. However, a specific modulation and coding scheme (MCS) selection scheme according to a physical channel condition is not given.

Kitroser and Ben-Shimol [11] presented an efficient mapping algorithm for multiple VoIP coders for WiMAX systems. In general, an efficient mapping algorithm has to consider the parameters of the coders in use and the characteristics of the voice

sessions, such as the average call duration and initiation rate. In each frame the mapping algorithm should change the minimal number of allocations and if a change is inevitable, impose a minimum number of changes in successive frames. A significant system overhead reduction was shown for stationary wireless systems by using the minimum overhead algorithm (MOA) for VoIP mapping. The main idea of MOA is to decrease local and future allocations overhead in each frame by allocating slots in such manner that reduces the potential collision of these slots with allocations in subsequent frames due to different codec periods. Summary on VoIP and its scheduling in OFDMA systems is given in [12, 13] and references therein.

The present paper describes the first part of required extensions to the work presented in [11], in order to support full mobility conditions. In [11] the MOA was designed to efficiently handle multiple codecs with different periods. The algorithm was found to work well for fixed channels but its performance degrades when the channel quality changes through time. The main reason for the performance degradation was the fact that each time the channel changes, the system, which usually employs dynamic MCS selection, must respond with allocation changes due to the rate change. This basically diminishes the main advantage of the semi-fixed allocation concept, since much overhead is again added for control purposes. Any allocation scheme designed only for fixed (stationary) channels suffers from similar degradation in efficiency. To change allocation decisions with relation to channel variations, we show an efficient, yet simple, way to handle mobile channels and MCS variations by using a finite state Markov chain (FSMC) model for approximating and tracking the channel states. This model will serve later (in part II of the present paper) a set of allocation decision algorithms that will complete the cross-layer solution for the problem at hand.

The rest of the paper is formed as follows: Section "Related-Work" discusses the related work of persistent allocation for IEEE 802.16. Section "System Model" presents the system model and notations for the allocation problem in a dynamic channel followed by the formal objective. Section "Channel-Characterization" presents our channel characterization model using FSMC model. A discussion on the logic behind the development of efficient mapping algorithm summarized this part, part II will present a set of efficient mapping algorithms capable to handle mobile users and multi-state vocoders.

Persistent Allocation in IEEE 802.16 Systems

Persistent allocation for IEEE 802.16 systems was proposed by Lu, et al. [6] and introduced to the standard in IEEE 802.16-2009 [1]. It provides spe-

cific signaling and error handling for VoIP traffic in order to reduce the inherent overhead caused by such traffic. Besides the work of [6] and concurrently with the persistent allocation and semi-persistent allocation mechanism in other technologies (LTE and UMB, see e.g., [14–16]), several other solutions have been proposed to improve VoIP efficiency for IEEE 802.16 [6, 7, 17–23].

In [17, 18] a persistent allocation scheme with bitmap signaling is described. In [17] the users are grouped into scheduling groups according to channel quality information (using a channel quality index — CQI) obtained from the users. Then, each user receives a unique position within its group. Once a group of users is established, the BS assigns the group a set of shared time-frequency resources and an ordering pattern indicating the order in which the resources are allocated. Finally, bitmap signaling is used to allocate resources in each VoIP frame. This scheme is basically a signaling scheme, however, it fails to specify how to handle channel dynamics when users change CQI and hence need to change scheduling groups. In [18], the authors present a group of scheduling mechanism to overcome the problem of resource holes in the data allocation region of the frame. The MSs are clustered into multiple groups and the resource allocation for individual MSs has some persistency within the group's resources. The grouping and bitmap signaling is then used to accommodate allocation changes. The addressed solution mainly solves the DL allocation problem, since the mechanism of dynamic bitmap signaling is not applicable for UL where the signaling is initiated by the user side. The main advantage of the bitmap approach is that hole filling and dynamic response to codec state is efficient. A disadvantage can be pointed out for the case of static scenarios where channel dynamics are low: in the persistent approach no messages would have been transmitted at all, while in the bitmap approach, the signaling is used in each frame. In addition, it is not clear how this approach can handle multiple codecs when many periods may intersect.

A periodic allocation-mapping scheme is presented in [19] to decrease the size of the allocation map by representing the allocated resources by only the MCS level. The MCS-based allocation assumes that the VoIP packet size is constant and hence the MCS level is sufficient for indicating the allocation size. The authors propose to reduce the connection identifier size by allocation according to the MCS level rather by specific allocation size and location. The main drawback here is the assumption of a constant packet size, which may not fit a scenario where multiple coders are used, or even a single vocoder with multiple phases (e.g., the adaptive multi-rate AMR vocoder, see [24]). In addition the reduction is not substantial since a specific allocation is defined by

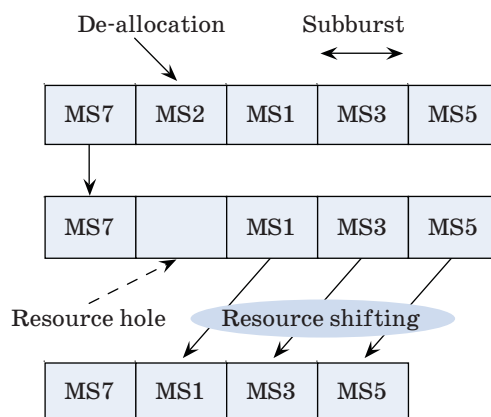
offset and length where the difference is minor. On the other hand, the proposed reduced MAP IE is still transmitted to the users, and hence generates unnecessary overhead compared to persistent schemes. In [22], the authors describe a persistent allocation messaging mechanism supported by WiMAX that was introduced to 802.16-2009 in [6]. We will further elaborate on the persistent allocation mechanism in 802.16 later on. In [20], the authors present a methodology to evaluate the VoIP capacity and performance of OFDMA systems by combining the queuing and interference analysis. The authors characterize the performance trade-offs of VoIP in OFDMA networks but do not propose a scheme of actual VoIP mapping. In [21], the authors present a persistent allocation approach in which an allocation is automatically made for both DL and for UL with some flexibility to enable statistical multiplexing. However, no particular information is presented on how selection of resources to users is given or how holes in the resources (2D) table are treated. In addition, there is no apparent treatment for an adaptive channel scenario. In [22], the authors present a persistent allocation scheme with MCS selection, specifically considering hybrid automatic repeat request (HARQ) retransmission mechanism that satisfies the given Quality of Service QoS requirements of the system. The authors acknowledge that MCS changes using instantaneous signal to interference plus noise ratio (SINR) is not a realistic approach for persistent allocation and propose employing MCS selection algorithms based on the assumption of the *Nakagami-m* SINR distribution and SINR averaging (where one algorithm approximates the other to achieve reduced complexity). This approach selects the best MCS for the session trying to maximize the rate while reducing the overhead of HARQ retransmission signaling. From all the reviewed solutions, [22] is the one closest to our approach for the decision of MCS selection. In [23] a slot-based persistent allocation scheme is presented. The authors point out that the current resource shifting and error-handling (defined below) mechanisms of 802.16 introduces additional controlling overhead. In the proposed scheme, a tree-like data structure is used to maintain the persistent allocation of slots to MSs and manage allocation of resource holes.

Persistent Allocation Support in IEEE 802.16 Systems

The 802.16 standard defines the option of dynamic scheduling. In this mode, the MAP message may point to sub-MAP messages, which are sent an MCS that is different from the most robust MCS used by the MAP message. These sub-MAP messages are targeted to MSs with matching CQI, which are able to interpret them. The sub-MAP us-

age was proposed in order to reduce the overhead of a single MAP message sent in the most robust — and hence resource expensive — mode. In addition, the reception of one sub-MAP is independent of the reception of other sub-MAPs messages. The dynamic scheduling mechanism was introduced for general efficiency purposes and does not necessary contribute much to the VoIP traffic model for two reasons. First, it supports up to three sub-MAPs at most and requires dynamic grouping of the MSs into the correct profiles. Second, for MSs with static channels, there is a minimal MAP overhead with a persistent allocation mechanism and hence using sub-MAPs does not necessary contribute to overhead reduction. In this work we do not use this option.

The IEEE 802.16 standard supports a specific mechanism of persistent allocation for optimizing the resource management of VoIP calls [6, 7]. As defined above, the persistent allocation in IEEE 802.16 takes advantage of the predictive nature of the VoIP traffic and allocates periodic resources to users with reduced signaling overhead. In addition, the standard provides means to efficiently eliminate resource holes using resource shifting and error handling. The error handling procedures are mainly used to handle sync losses between the BS and the MS, which may lead to resource collisions of different MSs if not handled properly. The provided error handling mechanisms include a MAP ACK channel for MSs to indicate the correct reception of allocation or de-allocation of a persistent resource, a MAP NACK channel for the MS to indicate the BS of problems in decoding MAP message and a change indicator for the MS to know if there is a risk of transmitting on a pre-allocated resource in case of MAP failure. Finally, the resource shifting procedure is used in case of de-allocation of persistent resources and shifting all the subsequent allocation over the released resource in a single MAP message. Fig. 1 [1] illustrates a resource hole and resource shifting.



■ Fig. 1. Illustration of resource hole and resource shifting for five resources

The goal of this research is to present a cross-layer persistent allocation solution, which fully complies with the messaging mechanism presented in [1, 2]. Our proposed algorithms solve the problem of how to map slots to MSs such that the overall overhead is decreased. We generalize the model given in [1] to support dynamic channels where the channel may change rapidly (i.e., mobile users in urban environment). This generalization enables us to model both codecs supporting silent suppression or adaptive rate and/or changes in the state of the mobile channel (and hence, supporting also variable MCS). More specifically, our proposed model enables us to uniformly represent an AMR codec with multiple states or multiple coders with different VoIP traffic parameters where none of the reviewed solution handles the multiple vocoder case. We show that our proposed algorithms reduce the mapping overhead for the dynamic cases as mentioned above, while keeping a simple and manageable resource allocations.

System Model

Notations and definitions

We consider an OFDMA UL mapper with a set of resources available for allocation. The resources are OFDMA sub-channels and time symbols where each combination of sub-channel and time symbol is called a slot. The slots are organized as a two-dimensional $M \cdot N$ table with M being the number of sub channels and N the number of OFDMA symbols. Unlike [25], for the problem at hand there is no need to use two-dimensional indices for the slots, thus each slot is assigned an index i , $i \in [0, M \cdot N - 1]$. The indices start with the lower left slot ($i = 0$) and the rows are scanned first from left to right and then from bottom up until the last slot with index $i = M \cdot N - 1$. A frame index is important for both the development of the mapper and the theoretical analysis, therefore the slots table in which the allocations take place is called an allocation table and is denoted by $A[k]$, where k is the frame index, $k \in \mathbb{N}$. A session r is defined as starting at a frame with index t_r to be characterized by a tuple $\langle N_r, d_r, p_r \rangle$, where $N_r \in \mathbb{N}$ is the number of bytes required for each transmission, d_r is the session duration expressed in terms of number of frames the session will last, and p_r is the frame period between two successive packets. The reason for defining N_r in terms of bytes rather than slots (as in [11]) is due to rate changes that depend on the channel state. A generalization of the above notation for mobile environments is as follows: a $\mathbb{N}$ session r starting at a frame with index t_r is characterized by a tuple $\langle N_r, d_r, p_r \rangle$ and a sequence $\langle N_r^1, d_r^1, p_r^1 \rangle, \langle N_r^2, d_r^2, p_r^2 \rangle, \dots, \langle N_r^l, d_r^l, p_r^l \rangle$, where $\sum_{i=1}^l d_r^i = d_r$. This generalization

enables us to model both codecs supporting silent suppression or adaptive rate and/or changes in the state of the mobile channel (hence, supporting also variable MCS). For codecs with silent suppression, the call duration is divided into “ON” periods with packet size N_{ON} with transmission period P_{ON} and to “OFF” (or silent) periods with packet size N_{OFF} with transmission period P_{OFF} . In each such session, we have $N_r^i \in \{N_{ON}, N_{OFF}\}$, and $p_r^i \in \{P_{ON}, P_{OFF}\}$,

$\forall_i = 1, \dots, k$. For mobile channels, where the MCS scheme may change due to a change in link quality we assume that each slot (i.e., the transmitted granularity unit) contains D bits. Assuming K MCS modes, each MCS scheme defines the number of bits per symbol m_j , $j = 1, \dots, K$ according to the selected modulation and coding scheme. We assume, without loss of generality, that $m_1 \leq m_2 \leq \dots \leq m_K$, therefore, for MCS scheme j , a packet of size N_r^i will

require $\bar{N}_r^i = \left\lceil \frac{N_r^i \cdot 8}{m_j \cdot D} \right\rceil$ slots.

The above generalization implies that each VoIP session r is represented as a sequence of l sub-sessions, where each sub-session i , $i = 1, \dots, l$ is of duration d_r^i and requires $\bar{N}_r^i$ slots, depending on the vocoder's state and/or changes in channel conditions. From the point of view of the MOA that was presented in [11], such a change in a VoIP session was considered as mapping resources to a new call (signaling for a new call is not required) and the allocation of resources to the previous set of requirements is stopped. This approach is obviously sub-optimal since with each change in channel conditions a change in the MCS scheme is required, and therefore the BS needs to use additional system resources to manage such state changes. Next we discuss how to modify the MOA such that the channel variations are also considered.

For the sake of notation's simplicity, we ignore the sub-session indexing notation and treat a new sub-session request r^i as a new session request r . We will use the specific sub-session indexing notation in an extended algorithm named EMOA, that will be described in full in part II of the paper. In EMOA the state of the previous sub-session is required for the algorithm decision process. We define a new session request (or a new request) for frame k as a session request (or just a request) r having $t_r = k$, and an active session request (or an active request) for frame k as a request a having $l = t_a + n \cdot p_a < t_a + d_a$ for some positive integer n .

An allocation instance for request r is a set of successive slots in $A[k]$, $S_r^k = \{s_i, \dots, s_{i+\bar{N}_r-1}\}$, satisfying $|S_r^k| \geq N_r$, for $k \in \{t_r, \dots, t_r + d_r\}$ (i.e., the specific frames in which r is new or active); otherwise $S_r^k = \emptyset$.

An allocation instance S_r^k of request r in frame k will occupy slots having a contiguous set of indices. Therefore, the allocation can be referred to by the slot having the lowest indexed $s_i \in S_r^k$, and its size $\bar{N}_r$. An allocation for request r is a set of allocation instances, $S_r = \{S_r^{k_1}, S_r^{k_2}, \dots, S_r^{k_q}\}$ for all relevant $A[k_i]$. An allocation set is a set of all allocation instances for some frame $A[k]$, $S^k = \{S_r^k\}$, where r is an active request at time k and $|S^k| = \sum_{S_r^k \in S^k} |S_r^k|$.

To each allocation table $A[k]$, there is an associated allocation map $M[k]$ containing all the UL-IEs that describe the transmissions of the MSs in the UL of frame k . An UL-IE for request r in frame k is denoted as $m_r^k \in M[k]$ and associated with S_r^k , where $m_r^k = \{s_i, \bar{N}_r\}$. The size of the UL-MAP of frame k is therefore $C_{map} + \sum_{S_r^k \neq \emptyset} |m_r^k|$, where C_{map}

is some constant overhead that is independent of the number of IEs. The size of the UL-MAP is referred to as the mapping overhead. The effective area $EA[k]$ of allocation set S^k is defined as $|S^k|$ plus all the resources unused by the mapping algorithm (and thus are empty) $EA[k] = |S^k| + |A[k] - S^k|$. Any successive set of unused slots within the effective area is called a hole.

The **definition** of the efficient VoIP mapping problem is:

Given a sequence of allocation tables $A[k]$, $k = 0, 1, \dots, K$, and a set of requests $R = \{r_1, r_2, \dots, r_q\}$, find a set of non-overlapped allocations $S = \{S_1, S_2, \dots, S_q\}$, (i.e., $S_i^k \cap S_j^k = \emptyset, \forall i \neq j$), such that the mapping overhead is minimized.

Traditional packing problems relate to an efficient assignment of multiple elements of some sort in a given container. In [11] we have solved a packing problem in consecutive time epochs, where the inputs in different time epochs are related. The main interest was both minimizing the effective area and the representation of the solution, which is the mapping overhead. In this paper, we present algorithms to solve the problem defined above with the mobility related extensions defined above. The dynamic nature of the channel needs to be taken into consideration by any future modification to the MOA. The main idea is to track the channel behavior of the MS and provide a predictor of the channel state changes probabilities and rates, which then can be used by the mapping algorithm. Such measures can indicate the stability of the channel, which can be used as an allocation grouping criteria to reduce the number of holes in the allocation table (see the entropy mapper that is presented in part II of the paper). In addition, we use the predictor of channel behavior, since rate assignments are later

related to channel states. This also has implication on how to quantify the cost of state change in term of system resources and hence decides whether it is cost effective to perform an MCS state transition or just ignore it (see the EMOA mapper that will be represented in part II of the paper).

Mobile Channel Characterization

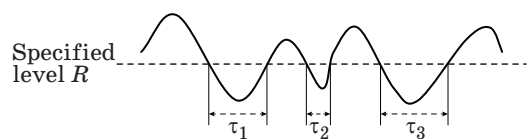
Markov chain modeling is a commonly used approach to study the behavior of fading signals in a mobile channel (see [26] for a survey on a finite state Markov chain for fading channels). It has been pointed out in [27] that a two-state binary Gilbert — Elliot Markov channel model [28, 29] is unable to capture dramatic changes in channel quality. Hence, we aim to capture the parameters of a fading wireless channel by using a FSMC defined over n states. In such a model, the fading process is partitioned into multiple discrete states, so that the dynamic behavior is captured by the transitions among the states. In contrast to physical models for mobile channels, FSMC is relatively simple, and has been widely adopted as a model for describing slow fading channels [27, 30]. This simplicity allows the practical implementation of channel state estimation for multiple MSs by maintaining a probabilities table for each MS (see sub-section “Extended-MOA” for further implementation details).

Finite-state Markov model of Rayleigh fading channels

To model the behavior of a wireless channel using a FSMC, the channel state transition probabilities must be associated with the chain. We do this by observing the effect the of level crossing rate (LCR) and average fade duration (AFD) on the signal-to-noise ratio (SNR) [31]. AFD and LCR describe the quality of the transmitted signal along the transmission channel. LCR is the level crossing rate of a signal envelope at a level R (Fig. 2) and is defined as the expected number of signal crossings of a level R in a positive going direction [32]:

$$LCR(R) = N_R = \int_0^\infty \dot{r} \cdot P(R, \dot{r}) d\dot{r}, \quad (1)$$

where $P(R, \dot{r})$ is the joint probability density function of the signal's envelope r and its time derivative $\dot{r}$ at $r = R$.



■ Fig. 2. Illustration of the definitions of LCR and AFD

As can be seen in Fig. 2, the AFD is the mean period of time for which the received signal envelope is below a specific level R . The AFD relates to the LCR according to:

$$AFD \equiv T_R = \frac{CDF(R)}{N_R}. \quad (2)$$

Here $CDF(R)$ is defined as the probability that the envelope of the received signal $r(t)$ does not exceed a specific level R , that is:

$$CDF(R) \equiv P_r(r \leq R) = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^n \tau_i, \quad (3)$$

where τ_i is the duration of the i 'th fade (see Fig. 2) and T is the observation interval of the fading signal [32].

In a typical multi-path propagation environment the received signal envelope is Rayleigh distributed. For additive Gaussian noise the instantaneous received SNR γ is exponentially distributed with probability density function [31]:

$$p(\gamma) = \frac{1}{\gamma_0} e^{-\frac{\gamma}{\gamma_0}}, \quad (4)$$

where γ_0 is the average SNR; that is, $\gamma_0 \triangleq E[\gamma]$. The LCR for a Rayleigh fading channel for a given threshold Γ is defined by (see [31]):

$$N_\Gamma = \sqrt{\frac{2\pi\Gamma}{\gamma_0}} f_m e^{-\frac{\Gamma}{\gamma_0}},$$

where $f_m = f_0 v/w$ is the Doppler frequency shift, w is the propagation speed of the electromagnetic wave, v is the speed of the mobile user and f_0 is the carrier frequency.

The FSMC model can be built so as to represent the time-varying behavior of the channel by partitioning the received SNR into $K + 1$ intervals (states). If the fading process is slow enough, it is reasonable to assume that transitions will only occur between two adjacent states. This assumption was used in [27, 30]. Let $\Gamma_0 = 0 < \Gamma_1 < \Gamma_2 < \dots < \Gamma_K < \Gamma_{K+1} = \infty$ be, the $K + 2$ thresholds that define the required partitioning. The channel is considered as "being in state k " if the instantaneous received SNR is between r_k and r_{k+1} . The states are ordered with decreasing average bit error rate (BER) values. We can calculate the steady state probabilities of the system using LCR as in [30]:

$$\pi_k = \int_{\Gamma_k}^{\Gamma_{k+1}} p(\gamma) d\gamma = e^{-\frac{\Gamma_k}{\gamma_0}} - e^{-\frac{\Gamma_{k+1}}{\gamma_0}}, \quad (5)$$

where π_k is the steady state probability of the system being in state k . The average state duration $\bar{\tau}_k$ of the system in segment k is defined as

$$\bar{\tau}_k = \frac{\pi_k}{N_{\Gamma_k} + N_{\Gamma_{k+1}}} \quad (6)$$

and the transition probabilities can be estimated by:

$$p_{k,k+1} \approx \frac{N_{\Gamma_{k+1}} \cdot \tau}{\pi_k}, \quad k = 1, 2, \dots, K; \quad (7)$$

$$p_{k,k-1} \approx \frac{N_{\Gamma_k} \cdot \tau}{\pi_k}, \quad k = 2, 3, \dots, K + 1, \quad (8)$$

where τ is the system's sampling interval. We note that in the observed interval, the system may stay in the current state, hence

$$p_{k,k} = 1 - p_{k,k+1} - p_{k,k-1}. \quad (9)$$

Unlike [27, 30], we assume that the SNR interval sizes are given in advance as system parameters and are not a performance optimization goal, such as calibrating all states duration to have an equal value (see, e.g., [30]). This assumption is taken here to ease the implementation in practical systems in which supporting many MSs requires rate assignments in real-time.

Finite-state Markov model for general channels

The equations for both state and transitions probabilities can be generalized to model a general channel (i.e., not necessarily Rayleigh) as follows. Let us consider a random process $p(t)$, which has been partitioned into $K + 1$ discrete states as defined above. We denote the transition probability that the process $p(t)$ transits from state i to state j during the time displacement τ as $p_{i,j}$. Then, we denote the probability of $p(t)$ to be in state k at time t as $Pr(p \in [\Gamma_k, \Gamma_{k+1}))$. The transition probability can therefore be written as

$$p_{k,k+1} \approx \frac{LCR(\Gamma_{k+1}) \cdot \tau}{Pr(p \in [\Gamma_k, \Gamma_{k+1}))}, \quad k = 1, 2, \dots, K; \quad (10)$$

$$p_{k,k-1} \approx \frac{LCR(\Gamma_k) \cdot \tau}{Pr(p \in [\Gamma_k, \Gamma_{k+1}))}, \quad k = 2, 3, \dots, K + 1. \quad (11)$$

These expressions, according to equation (1), require the knowledge of the probability density function of $p(t)$. A similar argument holds for the steady-state probabilities.

Since the channel may not be easily expressed by an analytical formulation, we use channel SNR measurements to obtain an approximation to the related FSMC parameters. For ease of comprehension, we mention here some assumptions relevant to our model. First, we assume that the number of states and relevant thresholds are not configurable, thus given in advance as system related parameters. The reason behind this assumption is a common practice where system designers operate a set of offline simulations on various channel conditions with channel mixture scenarios. The results of such experiments are used to determine

a set of related adaptive MCS selections as a function of SNR (or BER) thresholds. Second, we assume that each state in our FSMC corresponds to a specific MCS scheme hence, given an instantaneous SNR, the FSMC state can indicate the appropriate rate (MCS scheme) to use. Last, we assume that the channel is stationary, which means that the state probabilities do not change through time or change slowly (i.e., the channel is quasi-stationary). Hence, the transition probabilities are not time-dependent. Due to the above assumptions and since we would like the implementation to be simple without the need for adjustments of the FSMC for some optimization criteria, such as maximizing system capacity, we use the following sampled based approximation.

Let T_s denote the symbol time, which means that the instantaneous SNR is measured for each symbol. Also, let $N_s(T) = T/T_s$ denote the number of samples measured during a time interval T . Last, let $N_s^k(T)$ denote the number of SNR measurements $\gamma \in [r_k, r_{k+1})$ during the measured interval T . Then the probability of state k is approximated by

$$\pi_k(T) \approx \frac{N_s^k(T)}{N_s(T)}. \quad (12)$$

$N_{i \rightarrow j}(T)$ denotes the number of transitions from state i to state j during the measured interval T . Then we can define:

$$p_{i,j}(T) \approx \frac{N_{i \rightarrow j}(T)}{\sum_k N_{i \rightarrow k}(T)}. \quad (13)$$

We note that as mentioned above, we limit the state transitions to adjacent states only, hence in the numerator of (13) $j = k + 1$ or $j = k - 1$. An additional argument, which is of interest, is the average return time to a state, since leaving that state. This problem is known as hitting time in general Markov chains theory [33]. Assume a given Markov chain with a finite state space $S = \{S_m | m \geq 0\}$ and a transition probability matrix $\mathbf{P}$. For a subset $A \subseteq S$ the random variable $T_i(A) = \min\{j \geq 0 | S_0 = i, S_j \in A\}$ denotes the first hitting time of a state in A , starting from some initial state $S_i \in S$. It is easy to see that the expected hitting time can be determined by solving the system:

$$E_i(T(A)) = \begin{cases} 1 + \sum_j p_{i,j} E_j(T(A)), & i \notin A \\ 0, & i \in A \end{cases}, \quad (14)$$

where $E_i(\cdot)$ is the expectation conditioned on $S_0 = i$. This means that in a general system with K states, by setting $A = S_0$ we will have to solve a system of K equations. In [33], some bounds on the hitting times are presented, but these are not practical for our purposes. Let us assume that $A = \{S_k\}$ and a bound

on $E_i(T(A)) \leq \Theta$, that is, we are only interested in the cases where the expected hitting time of state S_k is lower than Θ . In addition, let us assume a Markov chain in which a transition is allowed only between two adjacent states. Under these assumptions, (14) can be modified to

$$E_{i,k} = \begin{cases} 1 + \sum_{j, |j-k| \leq \Theta} p_{i,j} E_{j,k}, & i \notin A \\ 0, & i \in A \end{cases} \quad (15)$$

meaning that we need only to examine states with distance limit from state S_k . If the initial state S_i will always be either S_{k+1} or S_{k-1} , we can see that (15) will require to solve $\min\{\lfloor \Theta/2 \rfloor, m-k\}$ equations for the case of starting point S_{k+1} , and $\min\{\lfloor \Theta/2 \rfloor, k\}$ equations for the case of starting point S_{k-1} .

Conclusions

This paper discusses the mapping overhead problem in IEEE 802.16 OFDMA-based systems in the presence of mobile users. We present the problem of mapping overhead for VoIP sessions and show that it needs to be solved for practical systems such that the advantages of the OFDMA technology can be applied in future broadband wireless communication systems, both fixed and mobile. We are using the notion of “semi-fixed allocations” (which is similar to the persistent allocation) that enables the BS to discard IEs from the UL-MAP, thus reducing mapping overhead. Mobile users are mainly characterized by frequent MCS changes due to changes in channel states during the VoIP call. We provided a channel tracking and prediction model by employing the FSMC model and simple approximations of state probability and state transition probability. Therefore decision taken for a specific user needs to be adapted to changes in channel state. This development is a required building block towards a cross-layer oriented solution, which tracks the channel state in order to predict the expected cost of channel change on the overall system cost. One of the main observations is that in some cases, the BS should under-react to changes in channel conditions since it is more rewarding from a system-wise perspective.

References

1. **802.16-2009** IEEE Standard for Local and Metropolitan Area Networks. Part 16: Air Interface for Fixed Broadband Wireless Access Systems. IEEE 802.16-2004, May 2009.
2. **IEEE Standard** for Local And Metropolitan Area Networks. Part 16: Air Interface for Broadband Wireless Access Systems. Amendment 3: Advanced Air Interface. IEEE 802.16m-2011, May 2011.

3. Tech. Spec. Group Radio Access Network; Evolved Universal Terrestrial Radio Access (Eutra); LTE Physical Layer General Description (Release 8). 3GPP TS 36.201 V8.1.0, November 2007.
4. Ultra Mobile Broadband (UMB) Air Interface Specification. 3GPP2 C.S0084 V2.0, September 2007.
5. So J. W. Performance Analysis of VoIP Services in the IEEE 802.16e OFDMA System with Inband Signaling. *IEEE Transactions on Vehicular Technology*, 2008, vol. 57, no. 3, pp. 1876–1886.
6. Lu J., McBeath S., Barber P., Bourlas Y., et al. Persistent Allocation. IEEE C802.16maint-08/056r3, 2008.
7. Fong M. H., Novak R., Mcbeath S., and Srinivasan R. Improved VoIP Capacity in Mobile WiMAX Systems Using Persistent Resource Allocation. *IEEE Communications Magazine*, 2008, vol. 46, pp. 50–57.
8. 802.16-2004 IEEE Standard for Local and Metropolitan Area Networks. Part 16: Air Interface for Fixed Broadband Wireless Access Systems. IEEE 802.16-2004, October 2004.
9. IEEE Standard for Local and Metropolitan Area Networks. Part 16: Air Interface for Fixed and Mobile Broadband Wireless Access Systems. Amendment 2: Physical and Medium Access Control Layers for Combined Fixed and Mobile Operation In Licensed Bands and Corrigendum 1. IEEE 802.16e-2005, February 2006.
10. Das S. S., Ghosh P., and Chandhar P. Estimation of Effective Radio Resource Usage for VoIP Scheduling in OFDMA Cellular Networks. *IEEE 75th Vehicular Technology Conf. (VTC Spring)*, 2012, pp. 1–6.
11. Kitroser I., Chai E., and Ben-Shimol Y. Efficient Mapping of Multiple VoIP Vocoders in WiMAX Systems. *Wireless Communications and Mobile Computing*, 2009, vol. 11, no. 6, pp. 667–678.
12. So J. Scheduling and Capacity of VoIP Services (chapter) in Wireless OFDMA Systems. *VoIP Technologies*, InTech, 2011.
13. Holma H., Kallio J., Kuusela M., Lundén P., et al. Voice Over IP (VoIP). In: *LTE for UMTS*. John Wiley & Sons, 2009, pp. 259–281.
14. Jiang D., Wang H., Malkamaki E., and Tuomaala E. Principle and Performance of Semi-Persistent Scheduling for VoIP in LTE Systems. *Intern. Conf. on Wireless Communications, Networking and Mobile Computing*, September 2007, pp. 2861–2864.
15. Saha S. and Quazi R. Priority-Coupling-A Semi-Persistent Mac Scheduling Scheme for VoIP Traffic on 3G LTE. *10th Intern. Conf. on Telecommunications (ConTEL 2009)*, June 2009, pp. 325–329.
16. Konishi S., Komine T., and Shinbo H. A Study on Persistent Scheduling for VoIP Services in UMB System. *Personal Indoor and Mobile Radio Communications (PIMRC)*, 2008, pp. 1–5.
17. McBeath S., et al. Efficient Bitmap Signaling for Voip in OFDMA. *Vehicular Technology Conf.*, October 2007, pp. 1867–1871.
18. Shrivastava S. and Vannithamby R. Group Scheduling for Improving VoIP Capacity. *IEEE 802.16e Networks, Vehicular Technology Conf.*, 2009, pp. 26–29.
19. So J. W. An Efficient Uplink Mapping Scheme for VoIP Services in the IEEE 802.16e OFDMA System. *International Journal of Electronics and Communications (AEU)*, 2008, vol. 62, no. 10, pp. 768–776.
20. Bi Q., et al. Performance and Capacity of Cellular OFDMA Systems with Voice-Over-IP Traffic. *IEEE Transactions on Vehicular Technology*, 2008, vol. 57, no. 6, pp. 3641–3652.
21. Sambale K. and Klagges K. Increasing the VoIP Capacity of WiMAX Systems Through Persistent Resource Allocation. *15th European Wireless Conf.*, 2009, pp. 308–313.
22. Cho C., Jin H., Song N. O., and Sung D. K. MCS Selection Algorithms for a Persistent Allocation Scheme to Accommodate VoIP Services in IEEE 802.16e OFDMA System. *Proc. of the IEEE 20th Intern. Symp. on Personal, Indoor and Mobile Radio Communications (PIMRC)*, 2009, pp. 2122–2126.
23. Tao M.-H. and Hsiao Y.-C. Slot-Based Persistent Allocation for WiMAX Systems. *IEEE 21st Intern. Symp. on Personal Indoor and Mobile Radio Communications (PIMRC)*, 2010, pp. 1271–1275.
24. Speech Codec Speech Processing Functions; Adaptive Multi-Rate (AMR) Speech Codec; Transcoding Functions. 3GPP TS 26.090 V10.0.0, March 2011.
25. Ben-Shimol Y., Kitroser I., and Dinitz Y. Two-Dimensional Mapping for Wireless OFDMA Systems. *IEEE Transactions on Broadcasting*, 2006, vol. 52, pp. 388–396.
26. Sadeghi P., Kennedy R. A., Rapajic P. B., and Shams R. Finite-State Markov Modeling of Fading Channels — A Survey of Principles and Applications. *IEEE Signal Processing Magazine*, 2008, vol. 25, no. 5, pp. 57–80.
27. Wang H. and Moayeri N. Finite-State Markov Channel — A Useful Model for Radio Communications Channels. *IEEE Transactions on Vehicular Technology*, 1995, vol. 44, pp. 163–171.
28. Gilbert E. N. Capacity of a Burst-Noise Channel. *Bell Syst. Tech. J.*, 1960, pp. 1253–1265.
29. Elliott E. O. Estimates of Error Rates for Codes on Burst-Noise Channels. *Bell Syst. Tech. J.*, 1963, vol. 42, pp. 1977–1997.
30. Zhang Q. and Kassam S. A. Finite-State Markov Model for Rayleigh Fading Channels. *IEEE Transactions on Communications*, 1999, vol. 47, no. 11, pp. 1688–1692.
31. Jakes W. C. (ed). *Microwave Mobile Communications*. 2nd ed. Wiley-IEEE Press, 1994. 656 p.
32. Rappaport T. S. *Wireless Communications Principles and Practice*. New York, NY, Prentice Hall, 1996. 641 p.
33. Rego V. Naive Asymptotics for Hitting Time Bounds. *Acta Informatica*, 1992, vol. 29, pp. 579–594.

ПАРАМЕТРИЧЕСКИЙ БУТСТРЕП-МЕТОД ВЫЧИСЛЕНИЯ КОНТРОЛЬНЫХ ПРЕДЕЛОВ КАРТ ДЛЯ АСИММЕТРИЧНО РАСПРЕДЕЛЕННЫХ ДАННЫХ

В. Н. Лукин^{а, б}, соискатель, аналитик бизнес-процессов

В. В. Яценко^а, канд. техн. наук, доцент

^аСанкт-Петербургский государственный электротехнический университет «ЛЭТИ», Санкт-Петербург, РФ

^бООО «Телесофт», Санкт-Петербург, РФ

Постановка проблемы: при диагностике состояния стабильности процесса с асимметричным распределением индивидуальных значений, описываемым теоретическим законом, аналитику зачастую важно, чтобы метод построения контрольной карты соответствовал следующим критериям: обладал низкой вероятностью совершения ошибок 1-го и 2-го рода, наличием вычислительной робастности контрольных пределов, отсутствием нелинейных преобразований исходных данных. Однако параметрические (наиболее точные) методы построения контрольных карт не удовлетворяют одновременно всем этим критериям. Целью работы является разработка параметрического метода построения контрольной карты, соответствующего перечисленным критериям, и сравнение чувствительности карт средних и стандартных отклонений, построенных по разработанному методу, с чувствительностью таких же карт, построенных по распространенным на практике методам, на стадии мониторинга процесса (фаза II). **Результаты:** разработанный параметрический бутстреп-метод преобразует ранее предложенный авторами подход к вычислению контрольных пределов, основанный на генерировании псевдослучайной выборки, за счет использования несмещенной оценки внутригрупповой изменчивости (среднего значения квадрата стандартного отклонения) на этапе расчета оценок параметров теоретического распределения, что приводит к снижению вероятности совершения ошибки 1-го рода на стадии мониторинга процесса. Использование среднего статистик внутригрупповой изменчивости увеличивает вычислительную робастность контрольных пределов к присутствию особых причин вариации значений характеристик, что позволяет применять метод на стадии ретроспективного анализа процесса (фаза I). В методе отсутствует необходимость в нелинейных преобразованиях исходных данных, усложняющих интерпретацию и применение на практике результатов анализа. Предложенный метод позволяет построить контрольную карту любой статистики для любого теоретического закона распределения (с одним или двумя параметрами) индивидуальных значений характеристики процесса. Значения оценок вероятности совершения ошибок 1-го рода картами средних и стандартных отклонений, вычисленные по предложенному методу, находятся ближе к требуемым значениям, чем значения оценок вероятности совершения ошибок 1-го рода такими же картами, вычисленные по другим методам. Значения оценок вероятности совершения ошибок 2-го рода контрольными картами, вычисленные по предложенному методу, таковы, что эти карты способны оперативно выявлять сдвиги в положении и изменчивости значений характеристики процесса. **Практическая значимость:** разработанный метод в настоящее время успешно используется в телекоммуникационной отрасли для мониторинга характеристики средней длительности телефонного разговора.

Ключевые слова — статистическое управление процессами, контрольная карта, оценка контрольных пределов, параметрический бутстреп-метод, асимметричное распределение, вероятности ошибок 1-го и 2-го рода.

Введение

Контрольные карты (КК) Шухарта являются мощным инструментом диагностики состояния стабильности процесса. Наиболее распространенные карты статистик положения и изменчивости, особенно $\bar{X}$ - и S -карты Шухарта [1]. В основе расчета их контрольных пределов лежит допущение о нормальном (или приблизительно нормальном) распределении индивидуальных значений характеристик процесса (X). Однако известно много процессов, значениям характеристик которых свойственны асимметричные распределения, и тогда указанное ранее допущение будет увеличивать вероятность совершения ошибок 1-го и 2-го рода при принятии гипотезы о состоянии наблюдаемого процесса. В качестве примеров характеристик таких процессов можно привести длительность телефонного разговора, наработку устройства на отказ, отклонение формы поверх-

ности от круглости, предел прочности материала на разрыв и т. д.

Обзор литературы

Можно выделить четыре основных подхода к построению карт статистик положения и изменчивости для случаев, когда распределению X свойственна асимметрия.

Первый подход заключается в увеличении объема выборки (n) в подгруппах настолько, чтобы распределение средних значений характеристик процесса ($\bar{X}$) стало приблизительно нормальным. Это позволит использовать $\bar{X}$ -карту в качестве карты статистики положения и mR -карту (карту скользящих размахов для средних) в качестве карты статистики изменчивости. Однако увеличение объема выборки в подгруппах зачастую невозможно либо экономически нецелесообразно.

Второй подход предполагает использование непараметрических методов построения КК, не зависящих от теоретического закона распределения. Авторы работы [2] предложили эвристический метод взвешенной дисперсии (*weighted variance* — WV), основанный на аппроксимации полудисперсий, и представили формулы контрольных пределов $\bar{X}$ - и R-карт для асимметричных распределений. Предложена [3] и другая версия WV-метода для расчета контрольных пределов $\bar{X}$ - и S-карт. Метод взвешенных стандартных отклонений (*weighted standard deviations* — WSD), схожий с WV-методом [4], используется для построения $\bar{X}$ -карт, карт кумулятивных сумм и карт экспоненциально взвешенных скользящих средних для асимметричных распределений. Для построения $\bar{X}$ - и R-карт предложен метод поправки на асимметрию (*skewness correction* — SC) [5], в основе которого лежит учет значения коэффициента асимметрии распределения при вычислении контрольных пределов.

В работе [6] впервые предложено вычислять контрольные пределы $\bar{X}$ -карты при помощи непараметрического бутстреп-метода¹. Результативность КК, построенных по данному методу, особенно высока для распределений с сильной асимметрией [7]. Главным недостатком, ограничивающим использование непараметрических бутстреп-методов на практике, является отсутствие вычислительной робастности пределов КК: даже если контрольные пределы вычисляются по данным, содержащим в том числе и особые причины вариации, необходимо, чтобы полученные пределы можно было использовать для обнаружения отсутствия статистической управляемости [1]. Поэтому при использовании метода [6] необходимо предварительно формировать выборку, характеризующую стабильный процесс (что далеко не всегда возможно на практике), для последующей оценки квантилей.

Третий подход предполагает вычисление контрольных пределов карт при помощи кривых Джонсона (КД) или Пирсона. Его целесообразно использовать в тех случаях, когда изначально закон распределения X неизвестен. Например, в работе [8] предложено вычислять контрольные пределы $\bar{X}$ -карты, основываясь на квантилях КД (при помощи подгонки первых четырех моментов наблюдаемых данных [9]). Недостатком указанного метода является отсутствие робастности КК (в случае нестабильного процесса), что проявляется в некорректных контрольных пределах. Некорректность заключается в подмене реального процесса, содержащего одновременно

случайные и особые причины, стабильным процессом с асимметрией и эксцессом, присущими этому реальному процессу. Метод реализован в версиях программного продукта STATISTICA.

Четвертый подход связан с использованием параметрических методов. На практике распределения значений характеристик многих процессов описываются теоретическими законами (в некотором приближении): распределение длительностей телефонных разговоров описывается логарифмически нормальным законом, распределение значений наработки устройства на отказ — законом Вейбулла, распределение отклонений формы поверхности от круглости — законом Рэлея и т. д. Для контроля таких процессов применимы параметрические методы построения КК статистик положения и изменчивости.

В работе [10] предложен метод построения КК для логарифмически нормального закона распределения X . К недостаткам метода относят необходимость экспоненциального преобразования данных, что снижает корректность оценки контрольных пределов. В работе [11] предложен метод построения КК для случаев, когда индивидуальные значения характеристик процесса распределены в соответствии с законом Вейбулла. Практическое использование этого метода затруднено сложностью вычисления значений констант для определения пределов КК.

В последнее время для построения КК все более широко применяют параметрические бутстреп-методы (ПБ-методы). Идея ПБ-метода заключается в переходе от теоретического распределения значений X к распределению значений интересующей статистики при помощи генерирования псевдослучайных чисел для исследования характеристик (математического ожидания, медианы, дисперсии, квантилей и др.) распределения интересующей статистики. Без использования ПБ-метода определить аналитическую функцию распределения значений таких статистик, как $\bar{X}$ и S , зачастую либо затруднительно, либо невозможно² [8].

В литературе предложен целый ряд ПБ-методов оценки контрольных пределов для мониторинга квантилей интересующей статистики (ξ_p), когда значения X распределены в соответствии с некоторым теоретическим законом. Например, авторы работы [12] предложили метод оценки контрольных пределов для мониторинга квантилей W_p^w , когда X распределены в соответствии с законом Вейбулла, а авторы работы [13] — для мониторинга квантилей W_p^{b-s} , когда X распре-

¹ Бутстреп-метод (англ. bootstrap method) — практический компьютерный метод определения статистик распределений, основанный на многократной генерации выборок методом Монте-Карло на базе имеющейся выборки.

² Это касается случаев, когда значения X распределены в соответствии с одним из следующих теоретических законов: логарифмически нормальным, Вейбулла, гамма и др.

делены в соответствии с законом Бирнбаума — Саундерса. Авторы работы [14] рассмотрели четыре теоретических распределения значений X (Вейбулла, Бэрра, Бирнбаума — Саундерса и Парето) и для каждого из них предложили ПБ-метод оценки контрольных пределов для мониторинга квантилей интересующей статистики с возможностью переменного объема выборки в подгруппах. Главным достоинством представленных выше ПБ-методов является высокая точность получения заданной α -вероятности. Однако их использование возможно только в фазе II, так как изначально предполагается, что выборка, на основе которой вычисляются контрольные пределы, характеризует стабильный процесс.

Особенность ПБ-метода построения КК, предложенного нами [15], заключается в использовании средних (или медиан) из k (k — это число подгрупп) статистик положения и изменчивости для формирования теоретической модели распределения X (при помощи аналитической связи между математическим ожиданием $M[X]$, дисперсией $D[X]$ и параметрами $(\theta_1, \dots, \theta_m)$ теоретического распределения X), в отличие от использования оценок параметров распределения, рассчитанных по $n \times k$ значениям X_{ij} [12–14]. Как и для КК Шухарта, использование среднего статистик внутригрупповой изменчивости в методе [15] позволяет рассчитывать корректные оценки контрольных пределов даже на основе частично неоднородных данных, что является признаком вычислительной робастности контрольных пределов.

Важно отметить, что в ПБ-методе [15] отсутствует необходимость в нелинейных преобразованиях исходных значений X (для перехода к другой характеристике), усложняющих интерпретацию и применение на практике результатов анализа. При помощи предложенного метода можно построить КК любой статистики для любого теоретического закона распределения значений X (с одним или двумя параметрами).

Для преобразования метода [15] мы предлагаем на этапе расчета оценок параметров теоретического распределения X использовать несмещенную оценку внутригрупповой изменчивости S^2 (в фазе II).

Критерии выбора методов построения $\bar{X}$ - и S -карт

Методы построения КК отбирались для исследования их чувствительности в фазе II в соответствии со следующими критериями:

- возможность описания теоретической моделью распределения значений X (если необходимо);
- наличие вычислительной робастности контрольных пределов;

— отсутствие нелинейных преобразований исходных значений X .

Комментируя эти критерии, необходимо отметить следующее.

Поскольку распределения значений характеристик многих процессов описываются теоретическими законами (в некотором приближении), то в исследовании будет использоваться допущение о том, что значения X рассматриваемых процессов распределены в соответствии с двумя наиболее распространенными на практике асимметричными теоретическими законами: логарифмически нормальным законом распределения и законом распределения Вейбулла. Это позволяет использовать параметрические методы построения КК.

На практике для большинства процессов изначально никогда не известно, находится данный процесс в состоянии статистической управляемости или нет. Поэтому при выборе метода построения КК важна вычислительная робастность контрольных пределов.

Нелинейные преобразования значений X , используемые в ряде методов построения КК, усложняют интерпретацию и применение на практике результатов анализа, что может привести к некорректной оценке состояния стабильности процесса. В связи с этим нелинейные преобразования данных являются нежелательными [1], и методы, использующие их для построения контрольных пределов, в исследовании чувствительности КК рассмотрены не будут.

В телекоммуникациях соответствие метода построения КК данным критериям особенно критично при анализе длительностей телефонных разговоров. Также отметим, что во многих процессах характеристика $\bar{X}$ является отраслевой, например, в телекоммуникациях таковой является средняя длительность телефонного разговора (*average call duration* — ACD). Поэтому для контроля таких процессов наиболее удобно использовать $\bar{X}$ -карту. В исследовании будет рассмотрен средний ($n = 10$) объем внутригрупповой выборки, часто используемый при анализе телекоммуникационных процессов. В таких случаях для мониторинга изменчивости значений характеристики процесса предпочтительно использовать S -, а не R -карту [3].

В соответствии с вышеуказанными критериями для исследования были выбраны следующие методы построения $\bar{X}$ - и S -карт:

- метод Шухарта [1];
- WV-метод [3];
- метод на основе КД [8, 9];
- ПБ-метод, предлагаемый авторами.

Алгоритмы построения КК по методу Шухарта, WV-методу и методу на основе КД, использованные в исследовании, можно получить от авторов статьи по запросу.

Алгоритм параметрического бутстреп-метода

$\bar{X}$ - и S -карты предложенного нами ПБ-метода строятся в соответствии со следующими шагами.

1. Принимается решение о теоретическом законе, описывающем распределение значений характеристики X текущего процесса. Например, на основе предварительно собранных данных больших объемов о процессе (стабильность которого должна быть проверена группой экспертов) решение об аналитическом виде распределения значений X может быть принято при помощи одного из критериев согласия [15].

2. Из текущего процесса отбираются $n \times k$ значений характеристики X_{ij} , где $i = 1, \dots, k$ — номер подгруппы в выборке; $j = 1, \dots, n$ — номер значения в подгруппе.

Для каждой i -й подгруппы вычисляются следующие статистики:

— среднее подгруппы

$$\bar{X}_i = \sum_{j=1}^n X_{ij} / n; \quad (1)$$

— стандартное отклонение

$$S_i = \sqrt{\sum_{j=1}^n (X_{ij} - \bar{X}_i)^2 / (n-1)}; \quad (2)$$

— квадрат стандартного отклонения

$$S_i^2 = \sum_{j=1}^n (X_{ij} - \bar{X}_i)^2 / (n-1).$$

3. По k подгруппам рассчитываются:

— общее среднее

$$\bar{\bar{X}} = \sum_{i=1}^k \bar{X}_i / k;$$

— среднее значение стандартного отклонения

$$\bar{S} = \sum_{i=1}^k (S_i) / k;$$

— среднее значение квадрата стандартного отклонения

$$\bar{S}^2 = \sum_{i=1}^k (S_i^2) / k.$$

4. Для теоретического распределения с двумя параметрами (с одним параметром — аналогично), определенного на шаге 1, математическое ожидание $M[X]$, дисперсия $D[X]$ и параметры распределения (θ_1, θ_2) имеют аналитическую связь следующего вида:

$$\begin{cases} M[X] = g_1(\theta_1, \theta_2) \\ D[X] = g_2(\theta_1, \theta_2) \end{cases}.$$

Статистики $\bar{\bar{X}}$ и $\bar{S}^2$ (или $(\bar{S})^2$) принимаются, соответственно, за $M[X]$ и $D[X]$, и рассчитываются оценки параметров теоретического распределения $(\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2)$.

В фазе I контрольные пределы рассчитываются для того, чтобы определить, находился ли процесс в стабильном состоянии в том промежутке времени, когда $n \times k$ значений X_{ij} отбирались для построения КК. Если процесс находился в нестабильном состоянии, то необходимо идентифицировать и устранить особые причины вариации значений характеристики X . Если состояние процесса было стабильным, то выборка из $n \times k$ значений X_{ij} , на основе которой строилась КК, может быть использована в фазе II [16]. В фазе I целесообразно использовать статистику $(\bar{S})^2$, так как она более робастна к присутствию неуправляемой вариабельности значений X , чем статистика $\bar{S}^2$.

В фазе II контрольные пределы рассчитываются на основе выборки, характеризующей стабильный процесс (взятой из фазы I). В интерактивном режиме новые значения исследуемой статистики сравниваются со значениями контрольных пределов для оперативного выявления неуправляемой вариабельности процесса [16].

В отличие от $(\bar{S})^2$ статистика $\bar{S}^2$ является несмещенной оценкой дисперсии (т. е. $\bar{S}^2$ является более точной оценкой $D[X]$, чем $(\bar{S})^2$), поэтому в фазе II использование статистики $\bar{S}^2$ более целесообразно.

В исследовании чувствительности $\bar{X}$ - и S -карт будет рассматриваться фаза II, поэтому в качестве оценки $D[X]$ принимается статистика $\bar{S}^2$.

Для логарифмически нормального распределения $\text{LogN}(\mu; \sigma^2)$

$$\begin{cases} \hat{\mu} = \ln(\bar{\bar{X}}) - \frac{\hat{\sigma}^2}{2} \\ \hat{\sigma} = \sqrt{\ln\left(\frac{\bar{S}^2}{e^{2\ln(\bar{\bar{X}})} + 1}\right)}. \end{cases}$$

Для распределения Вейбулла $W(\delta; \psi)$

$$\begin{cases} \hat{\psi} = \frac{\bar{\bar{X}}}{\Gamma\left(1 + \frac{1}{\hat{\delta}}\right)} \\ \frac{\Gamma\left(1 + \frac{2}{\hat{\delta}}\right)}{\Gamma^2\left(1 + \frac{1}{\hat{\delta}}\right)} = 1 + \frac{\bar{S}^2}{(\bar{\bar{X}})^2} \end{cases}, \quad (3)$$

где гамма-функция $\Gamma(x) = \int_0^\infty t^{x-1} e^{-t} dt$.

Оценка параметра формы $\hat{\delta}$ находится из нижнего уравнения (3) при помощи одного из численных методов, доступных в большинстве математических программных продуктов (точность оценок $\hat{\delta}$ в приведенном далее исследовании составляет 0,001).

5. С помощью одного из методов генерирования псевдослучайных чисел формируется выборка объема N , значения которой X_{ij}^* (символом «*» в алгоритме ПБ-метода обозначены характеристики, для расчета которых используется псевдослучайная выборка) образуются в соответствии с плотностью теоретического распределения $f_x(\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2)$. Псевдослучайные числа, распределенные в соответствии с $\text{LogN}(\hat{\mu}; \hat{\sigma}^2)$ и $W(\hat{\delta}; \hat{\psi})$, в приведенном далее исследовании были сгенерированы при помощи программного продукта STATGRAPHICS Centurion XV.

6. Полученная выборка разбивается на $B = N/n$ подгрупп, и для каждой подгруппы объема n рассчитываются значения статистик $\bar{X}_i^*$ и S_i^* в соответствии с (1) и (2).

7. В порядке возрастания ранжируются B значений $\bar{X}_i^*$. Нижним пределом $LCL_{\bar{X}}$ является значение с порядковым номером $(\alpha/2)B$ (в приведенном далее исследовании задавалось значение $\alpha = 0,0027$). Верхним пределом $UCL_{\bar{X}}$ является значение с порядковым номером $[1 - (\alpha/2)]B$.

8. В порядке возрастания ранжируются B значений S_i^* . Нижним пределом LCL_S является значение с порядковым номером $(\alpha/2)B$. Верхним пределом UCL_S является значение с порядковым номером $[1 - (\alpha/2)]B$.

Необходимо отметить, что на шаге 6 вместо значений $\bar{X}_i^*$ и S_i^* можно рассчитывать значения любой другой интересующей статистики, чтобы на шагах 7, 8 вычислять контрольные пределы для этой статистики.

Исследование чувствительности $\bar{X}$ - и S -карт

Для исследования чувствительности $\bar{X}$ - и S -карт, построенных по представленным методам, в фазе II было проведено компьютерное моделирование по методу Монте-Карло. В качестве показателей чувствительности КК использованы оценки вероятностей совершения ошибок 1-го и 2-го рода (оценки α - и β -вероятности соответственно). Данные, использованные в исследовании, получены генерированием выборки двух асимметричных теоретических распределений: логарифмически нормального распределения $\text{LogN}(\mu; \sigma^2)$ и распределения Вейбулла $W(\delta; \psi)$. Значения X , на основе которых вычислялись контрольные пределы $\bar{X}$ - и S -карт, характеризуют выборку стабильного процесса. Для карт, построенных по методу Шухарта и WV-методу, в ка-

честве контрольных пределов были приняты границы $\pm 3\sigma$, а для карт, построенных по методу на основе КД и ПБ-методу, — квантили $UCL_{99,865\%}$ и $LCL_{0,135\%}$.

Значения оценок α -вероятности $\bar{X}$ - и S -карт вычисляются по следующим шагам.

1. Вычисляются контрольные пределы карт.

1.1. Генерируется $n = 10$ значений характеристики X , распределенных в соответствии с $\text{LogN}(\mu; \sigma^2)$ или $W(\delta; \psi)$, при помощи программного продукта STATGRAPHICS Centurion XV.

1.2. Шаг 1.1 повторяется $k = 10$ раз для формирования k подгрупп (по n значений в каждой подгруппе).

1.3. Контрольные пределы $\bar{X}$ - и S -карт рассчитываются в соответствии с алгоритмами метода Шухарта, WV-метода, метода на основе КД и ПБ-метода.

1.4. Шаги 1.1–1.3 повторяются 10^2 раз для каждого метода.

1.5. Шаги 1.1–1.4 повторяются для $\text{LogN}(0,44; 1,32)$, $\text{LogN}(1,53; 0,52)$, $\text{LogN}(1,74; 0,1)$, $W(0,75; 5)$, $W(1,24; 3)$, $W(2,6; 3)$.

2. Вычисляются значения оценок α -вероятности.

2.1. Генерируется $n = 10$ значений характеристики X , распределенных в соответствии с $\text{LogN}(\mu; \sigma^2)$ или $W(\delta; \psi)$ (аналогично шагу 1.1).

2.2. По n значениям, полученным на шаге 2.1, рассчитываются статистики $\bar{X}_i$ и S_i .

2.3. В соответствии с $\text{LogN}(\mu; \sigma^2)$ или $W(\delta; \psi)$ из шага 2.1 выбирается одна из $\bar{X}$ -карт, построенных по некоторому методу на шагах 1.1–1.5. Значение $\bar{X}_i$, рассчитанное на шаге 2.2, сравнивается со значениями $UCL_{\bar{X}}$ и $LCL_{\bar{X}}$ этой $\bar{X}$ -карты по следующим формулам:

$$I_{UCL}(\bar{X}_i) = \begin{cases} 1, & \text{если } \bar{X}_i > UCL_{\bar{X}}; \\ 0, & \text{если } \bar{X}_i \leq UCL_{\bar{X}}; \end{cases}$$

$$I_{LCL}(\bar{X}_i) = \begin{cases} 1, & \text{если } \bar{X}_i < LCL_{\bar{X}}; \\ 0, & \text{если } \bar{X}_i \geq LCL_{\bar{X}}. \end{cases}$$

Значения $I_{UCL}(\bar{X}_i)$ и $I_{LCL}(\bar{X}_i)$ рассчитываются для каждой из $\bar{X}$ -карт, построенных по выбранному методу на шагах 1.1–1.5 (при $\text{LogN}(\mu; \sigma^2)$ или $W(\delta; \psi)$ из шага 2.1).

2.4. В соответствии с $\text{LogN}(\mu; \sigma^2)$ или $W(\delta; \psi)$ из шага 2.1 выбирается одна из S -карт, построенных по некоторому методу на шагах 1.1–1.5. Значение S_i , рассчитанное на шаге 2.2, сравнивается со значениями UCL_S и LCL_S этой S -карты по следующим формулам:

$$I_{UCL}(S_i) = \begin{cases} 1, & \text{если } S_i > UCL_S; \\ 0, & \text{если } S_i \leq UCL_S; \end{cases}$$

$$I_{LCL}(S_i) = \begin{cases} 1, & \text{если } S_i < LCL_S; \\ 0, & \text{если } S_i \geq LCL_S. \end{cases}$$

Значения $I_{UCL}(S_i)$ и $I_{LCL}(S_i)$ рассчитываются для каждой из S -карт, построенных по выбранному методу на шагах 1.1–1.5 (при $\text{Log}N(\mu; \sigma^2)$ или $W(\delta; \psi)$ из шага 2.1).

2.5. Шаги 2.1–2.4 повторяются 10^4 раз.

2.6. Для выбранного метода вычисляются средние из значений $I_{UCL}(\bar{X}_i)$ и $I_{LCL}(\bar{X}_i)$, которые являются оценкой $\alpha_{\bar{X}}$ -вероятности выхода за $UCL_{\bar{X}}$ и $LCL_{\bar{X}}$ соответственно.

2.7. Для выбранного метода вычисляются средние из значений $I_{UCL}(S_i)$ и $I_{LCL}(S_i)$, которые являются оценкой α_S -вероятности выхода за UCL_S и LCL_S соответственно.

2.8. Шаги 2.3–2.7 повторяются для каждого из методов построения КК.

2.9. Шаги 2.1–2.8 повторяются для $\text{Log}N(0,44; 1,32)$, $\text{Log}N(1,53; 0,52)$, $\text{Log}N(1,74; 0,1)$, $W(0,75; 5)$, $W(1,24; 3)$, $W(2,6; 3)$.

По описанным выше методам построены (для $n = 10$) оценки $\alpha_{\bar{X}}$ -вероятности выхода за $UCL_{\bar{X}}$

и $LCL_{\bar{X}}$ $\bar{X}$ -карт и оценки α_S -вероятности выхода за UCL_S и LCL_S S -карт (и сумма этих оценок), представленные в табл. 1 и 2.

Значения оценок α -вероятности выхода за UCL и LCL (отдельно для верхнего и нижнего пределов) КК, построенных в соответствии с ПБ-методом, наиболее близки к оптимальным. На практике именно этот критерий является основным при выборе оптимального метода построения КК.

В качестве примера на рис. 1 представлены графические зависимости оценок $\alpha_{\bar{X}}$ -вероятности выхода за $LCL_{\bar{X}}$ $\bar{X}$ -карты (для каждого из рассмотренных методов) от величины P_x , где P_x — вероятность того, что $X \leq M[X]$.

Из рис. 1 видно, что для всех рассмотренных методов, за исключением ПБ-метода, по мере увеличения асимметрии распределения значительно возрастает отклонение $\alpha_{\bar{X}}$ от требуемого значения 0,135 %. Несмотря на то, что при $P_x = 0,72$ использование метода Шухарта и WV-

■ Таблица 1. Оценки, %, $\alpha_{\bar{X}}$ -вероятности выхода за $UCL_{\bar{X}}$ и $LCL_{\bar{X}}$ (и сумма этих оценок) $\bar{X}$ -карт при $n = 10$

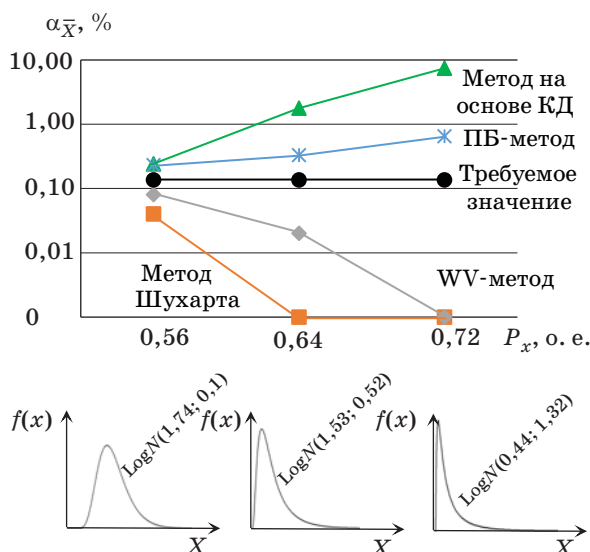
Распределение	P_x	$K_3[X]^1$	$K_4[X]^2$	$M[X]$	$SD[X]$	Метод Шухарта		WV-метод		Метод на основе КД		ПБ-метод	
						LCL	UCL	LCL	UCL	LCL	UCL	LCL	UCL
Логарифмически нормальное	0,72	7,76	122,75	3	5	0,00	4,10	0,00	1,74	7,36	2,08	0,65	0,76
						4,10		1,74		9,44		1,41	
						0,00	2,22	0,02	1,07	1,77	1,00	0,33	0,45
	0,64	2,94	16,95	6	5	2,22		1,09		2,77		0,78	
						0,04	0,61	0,08	0,42	0,24	0,31	0,23	0,31
						0,65		0,50		0,55		0,54	
Вейбулла	0,68	3,11	15,44	6	8	0,00	2,72	0,00	1,20	1,11	1,06	0,33	0,47
						2,72		1,20		2,17		0,80	
						0,02	1,33	0,05	0,75	0,35	0,56	0,21	0,40
	0,60	1,43	2,77	2,8	2,25	1,35		0,80		0,91		0,61	
						0,13	0,42	0,15	0,36	0,19	0,33	0,28	0,26
						0,55		0,51		0,52		0,54	

¹ K_3 — коэффициент асимметрии.

² K_4 — коэффициент эксцесса.

■ Таблица 2. Оценки, %, α_S -вероятности выхода за UCL_S и LCL_S (и сумма этих оценок) S -карт при $n = 10$

Распределение	P_x	$K_3[X]$	$K_4[X]$	$M[X]$	$SD[X]$	Метод Шухарта		WV-метод		Метод на основе КД		ПБ-метод	
						LCL	UCL	LCL	UCL	LCL	UCL	LCL	UCL
Логарифмически нормальное	0,72	7,76	122,75	3	5	8,37	13,96	0,00	2,39	9,80	6,50	0,21	0,70
						22,33		2,39		16,30		0,91	
						0,64	10,14	0,00	2,13	7,86	6,46	0,17	0,35
	0,64	2,94	16,95	6	5	10,78		2,13		14,32		0,52	
						0,05	2,62	0,01	1,20	6,85	5,43	0,22	0,36
						2,67		1,21		12,28		0,58	
Вейбулла	0,68	3,11	15,44	6	8	2,49	12,18	0,00	2,40	7,75	4,91	0,19	0,55
						14,67		2,40		12,66		0,74	
						0,11	5,25	0,01	1,63	6,10	7,06	0,16	0,41
	0,60	1,43	2,77	2,8	2,25	5,36		1,64		13,16		0,57	
						0,01	0,54	0,03	0,49	4,24	3,97	0,15	0,33
						0,55		0,52		8,21		0,48	



■ Рис. 1. Зависимость оценок $\alpha_{\bar{x}}$ -вероятности выхода за $LCL_{\bar{x}}$ $\bar{X}$ -карт от величины P_x при $n = 10$

метода приводит к отсутствию ошибок 1-го рода, данный факт сигнализирует о возможной неспособности этих методов вычисления $LCL_{\bar{x}}$ к идентификации неуправляемой вариабельности процесса (что и будет подтверждено далее, см. рис. 2).

При сравнении оценок β -вероятности $\bar{X}$ - и S -карт, построенных по представленным выше методам, необходимо учитывать, что карты с бóльшими значениями оценок α -вероятности заведомо имеют преимущество. Поэтому основная задача данного исследования оценок β -вероятности — выяснить способность КК, построенных по ПБ-методу, к идентификации нестабильного состояния процесса (в принципе).

Наиболее распространенный метод моделирования распределения, характеризующего нестабильный процесс [3], заключается в сдвиге значений $M[X]$ и $SD[X]$ распределения стабильного процесса на заданное число сигма-единиц в соответствии с формулами

$$M[X]^* = M[X] + a \cdot SD[X];$$

$$SD[X]^* = b \cdot SD[X],$$

где $M[X]^*$ и $SD[X]^*$ — математическое ожидание и стандартное отклонение модели распределения нестабильного процесса; a и b — параметры, характеризующие величины сдвига значений $M[X]$ и $SD[X]$.

Данный метод удобен при моделировании нормального (симметричного) распределения нестабильного процесса:

— при сдвигах значений $M[X]$ и $SD[X]$ форма распределения остается неизменной;

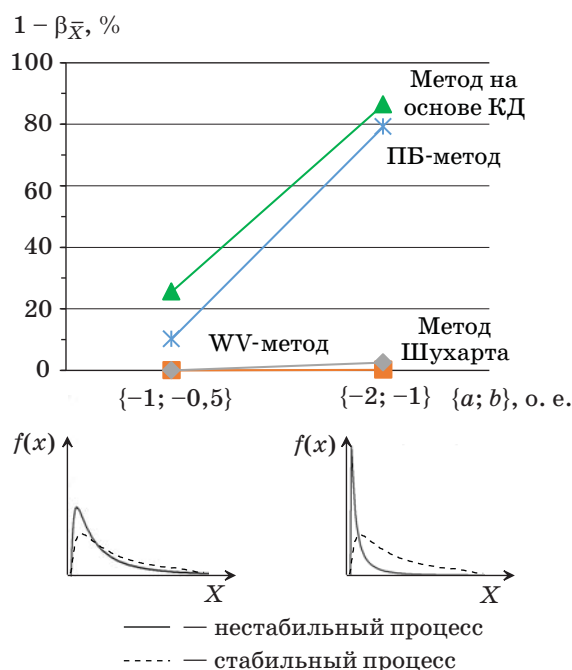
— кривые плотности распределения нестабильного процесса, сдвинутые на $\pm a \cdot SD[X]$ от $M[X]$, симметричны относительно $M[X]$.

Однако данные условия не выполняются в случае моделирования асимметричного распределения нестабильного процесса, что усложняет выбор подходящих параметров a и b . В связи с этим для моделирования асимметричного распределения нестабильного процесса нами предложено использовать WV-метод (учитывающий асимметрию распределения). Алгоритм моделирования асимметричного распределения нестабильного процесса, основанный на WV-методе, и результаты вычисления оценок $(1 - \beta)$ -вероятности $\bar{X}$ - и S -карт, построенных по рассмотренным методам, можно получить от авторов статьи по запросу.

В качестве примера на рис. 2 представлены графические зависимости оценок $(1 - \beta_{\bar{x}})$ -вероятности выхода за $LCL_{\bar{x}}$ $\bar{X}$ -карты (для каждого из рассмотренных методов) от значений параметров $\{a; b\}$ (для $n = 10$). В качестве модели распределения значений X стабильного процесса рассмотрено $\text{LogN}(0,44; 1,32)$ с $P_x = 0,72$. Моделями распределений нестабильного процесса являются $\text{LogN}(-0,12; 1,43)$ при значениях параметров $\{-1; -0,5\}$ и $\text{LogN}(-1,41; 1,9)$ при значениях параметров $\{-2; -1\}$.

Представленные на рис. 2 результаты можно также интерпретировать при помощи показателя средней продолжительности серии (количества точек) до выхода точки за контрольный предел карты (*average run length* — ARL):

$$ARL_{\bar{x}} \approx \frac{1}{1 - \beta_{\bar{x}}}.$$



■ Рис. 2. Зависимость оценок $(1 - \beta_{\bar{x}})$ -вероятности выхода за $LCL_{\bar{x}}$ $\bar{X}$ -карт от значений параметров $\{a; b\}$ при $n = 10$ и $P_x = 0,72$

Например, при $1 - \beta_{\bar{X}} > 50\%$ $\bar{X}$ -карта в среднем выявляет неуправляемую вариабельность процесса ранее, чем на второй точке (чувствительность такой карты считается высокой).

Как видно из рис. 2, $\bar{X}$ -карта, построенная в соответствии с ПБ-методом, способна практически сразу выявить неуправляемую вариабельность при сдвиге $\{-2; -1\}$. Однако $\bar{X}$ -карты, построенные в соответствии с методом Шухарта и WV-методом, не способны выявить неуправляемую вариабельность при аналогичных сдвигах в положении и изменчивости значений характеристики процесса.

Данный пример содержит практическую ценность: рассмотренные в нем условия (значения n , P_x , $\{a; b\}$, формы распределения значений X стабильного и нестабильного процессов) схожи с условиями мониторинга показателя ACD в сфере телекоммуникаций.

Заключение

В статье подробно описаны основные подходы к построению КК для асимметрично распределенных данных. На практике асимметричные

распределения значений характеристик многих процессов описываются теоретическими законами (в некотором приближении). Для контроля таких процессов применимы параметрические методы построения КК.

Предложенный нами ПБ-метод позволяет построить КК любой статистики для любого теоретического закона распределения значений X (с одним или двумя параметрами). Для него характерны низкая вероятность совершения ошибок 1-го и 2-го рода, наличие вычислительной робастности контрольных пределов, отсутствие нелинейных преобразований исходных данных (в то время как альтернативные методы построения КК не удовлетворяют одновременно всем этим критериям). В качестве оценок внутригрупповой изменчивости (для формирования теоретической модели распределения X) предложено использовать статистику $(\bar{S})^2$ в фазе I и статистику $\bar{S}^2$ в фазе II.

Предложенный нами ПБ-метод успешно используется на практике в телекоммуникационной отрасли для мониторинга характеристики ACD.

Литература

1. Wheeler D. Advanced Topics in Statistical Process Control. — SPC Press, 1995. — 470 p.
2. Choobineh F., Ballard J. Control-Limits of QC Charts for Skewed Distributions Using Weighted-Variance // IEEE Transactions on Reliability. 1987. Vol. 36(4). P. 473–477.
3. Khoo M. B. C., Atta A. M. A., Chen C.-H. Proposed $\bar{X}$ and S Control Charts for Skewed Distributions // Proc. of the 2009 IEEE IEEM. 2009. P. 389–393.
4. Chang Y. S., Bai D. S. Control Charts for Positively — Skewed Populations with Weighted Standard Deviations // Quality and Reliability Engineering International. 2001. Vol. 17(5). P. 397–406.
5. Chan L. K., Cui H. J. Skewness Correction $\bar{X}$ and R Charts for Skewed Distributions // Naval Research Logistics. 2003. Vol. 50(6). P. 555–573.
6. Bajgier S. M. The Use of Bootstrapping to Constructs Limits on Control Charts // Proc. of the Decision Science Institute, San Diego, CA, 1992. P. 1611–1613.
7. Jones L. A., Woodall W. H. The Performance of Bootstrap Control Charts // Journal of Quality Technology. 1998. Vol. 30(4). P. 362–375.
8. Castagliola P., Khoo M. B. C. A Synthetic Scaled Weighted Variance Control Chart for Monitoring the Process Mean of Skewed Populations // Communications in Statistics — Simulation and Computation. 2009. Vol. 38(8). P. 1659–1674.
9. Hill I., Hill R., Holder R. Fitting Johnson Curves by Moments // Applied Statistics. 1976. Vol. 25(2). P. 180–189.
10. Morrison J. The Lognormal Distribution in Quality Control // Applied Statistics. 1958. Vol. 7(3). P. 160–172.
11. Nelson R. P. Control Charts for Weibull Processes with Standards Given // IEEE Transactions on Reliability. 1979. Vol. 28(4). P. 283–298.
12. Nichols M. D., Padgett W. J. A Bootstrap Control Chart for Weibull Percentiles // Quality and Reliability Engineering International. 2005. Vol. 22(2). P. 141–151.
13. Lio Y. L., Park C. A Bootstrap Control Chart for Birnbaum–Saunders Percentiles // Quality and Reliability Engineering International. 2008. Vol. 24. P. 585–600.
14. Abbasi B., Guillen M. Bootstrap Control Charts in Monitoring Value at Risk in Insurance // Expert Systems with Applications. 2013. Vol. 40. P. 6125–6135.
15. Lukin V., Yaschenko V. Computation of Control Limits of $\bar{X}$ -Chart Based on Pseudorandom Numbers Generation // Proc. of the IEEE Russia. North West Section. 2014. Vol. 6. P. 54–58.
16. Woodall W. H., Montgomery D. C. Research Issues and Ideas in Statistical Process Control // Journal of Quality Technology. 1999. Vol. 31(4). P. 376–386.

UDC 658.562.012.7, 519.24

doi:10.15217/issn1684-8853.2015.2.98

A Parametric Bootstrap Method of Chart Control Limit Computation for Skewed DistributionsLukin V. N.^{a, b}, Researcher, Business Processes Analyst, vnlukin@gmail.comIashchenko V. V.^a, PhD, Tech., Associate Professor, berater51@list.ru^aSaint-Petersburg State Electrotechnical University «LETI», 5, Professora Popova St., 197376, Saint-Petersburg, Russian Federation^b«Telesoft» Ltd., 25, Building «Zh», Krasnogo Kursanta St., 197110, Saint-Petersburg, Russian Federation

Purpose: In many processes, empirical distributions of measurements can be approximated by some (skewed) theoretical models. The parametric control charting methods are the most accurate methods in identifying the state of such process (either stable or unstable). The control charting method should meet the following criteria: low type-I and type-II error rates, robust control limits, and input data free of nonlinear transformations. However, the existing (most precise) parametric control charting methods do not meet all these criteria simultaneously. The goal of the work is to develop a parametric control charting method meeting the above-mentioned criteria, and to compare the performance of the charts for average and standard deviations built by the proposed method with the performance of similar charts built by the conventional methods during the process monitoring (in Phase II). **Results:** The proposed parametric bootstrap method modifies the authors' pseudorandom-generation based approach to the evaluation of control limits by using an unbiased estimator of a within-subgroup variation (pooled variance) at the step of evaluating the distribution parameters, hence decreasing the probability of a false alarm in the process monitoring phase (Phase II). The use of an average statistic of within-subgroup variation increases the robustness of the control limits (to the presence of exceptional variation), helping to apply the proposed method to the retrospective analysis (Phase I). The method does not require nonlinear transformations of the data which may complicate the technical interpretation and application of the analysis results. The proposed parametric bootstrap method may be used to construct a control chart for any statistic when the process measurements are distributed in accordance with any (one- or two-parameter) theoretical law. The type-I error rates of averages and standard deviation charts calculated using the proposed method are closer to the required values than the same rates of the same charts calculated using other methods. The type-II error rates of these charts calculated by the proposed method enable them to quickly detect large shifts in the process location and variance. **Practical relevance:** The developed method has a successful practical application in monitoring the average call duration (ACD) of a telecommunicational process of voice traffic transmission.

Keywords — Statistical Process Control, Control Chart, Evaluation of Control Limits, Parametric Bootstrap Method, Skewed Distribution, Type-I and Type-II Error Rates.

References

1. Wheeler D. *Advanced Topics in Statistical Process Control*. SPC Press, 1995. 470 p.
2. Choobineh F., Ballard J. Control-Limits of QC Charts for Skewed Distributions Using Weighted-Variance. *IEEE Transactions on Reliability*, 1987, vol. 36(4), pp. 473–477.
3. Khoo M. B. C., Atta A. M. A., Chen C.-H. Proposed $\bar{X}$ and S Control Charts for Skewed Distributions. *Proc. of the 2009 IEEE IEEM*, 2009, pp. 389–393.
4. Chang Y. S., Bai D. S. Control Charts for Positively — Skewed Populations with Weighted Standard Deviations. *Quality and Reliability Engineering International*, 2001, vol. 17(5), pp. 397–406.
5. Chan L. K., Cui H. J. Skewness Correction $\bar{X}$ and R Charts for Skewed Distributions. *Naval Research Logistics*, 2003, vol. 50(6), pp. 555–573.
6. Bajgier S. M. The Use of Bootstrapping to Constructs Limits on Control Charts. *Proc. of the Decision Science Institute*, San Diego, CA, 1992, pp. 1611–1613.
7. Jones L. A., Woodall W. H. The Performance of Bootstrap Control Charts. *Journal of Quality Technology*, 1998, vol. 30(4), pp. 362–375.
8. Castagliola P., Khoo M. B. C. A Synthetic Scaled Weighted Variance Control Chart for Monitoring the Process Mean of Skewed Populations. *Communications in Statistics — Simulation and Computation*, 2009, vol. 38(8), pp. 1659–1674.
9. Hill I., Hill R., Holder R. Fitting Johnson Curves by Moments. *Applied Statistics*, 1976, vol. 25(2), pp. 180–189.
10. Morrison J. The Lognormal Distribution in Quality Control. *Applied Statistics*, 1958, vol. 7(3), pp. 160–172.
11. Nelson R. P. Control Charts for Weibull Processes with Standards Given. *IEEE Transactions on Reliability*, 1979, vol. 28(4), pp. 283–298.
12. Nichols M. D., Padgett W. J. A Bootstrap Control Chart for Weibull Percentiles. *Quality and Reliability Engineering International*, 2005, vol. 22(2), pp. 141–151.
13. Lio Y. L., Park C. A Bootstrap Control Chart for Birnbaum–Saunders Percentiles. *Quality and Reliability Engineering International*, 2008, vol. 24, pp. 585–600.
14. Abbasi B., Guillen M. Bootstrap Control Charts in Monitoring Value at Risk in Insurance. *Expert Systems with Applications*, 2013, vol. 40, pp. 6125–6135.
15. Lukin V., Yaschenko V. Computation of Control Limits of $\bar{X}$ -Chart Based on Pseudorandom Numbers Generation. *Proc. of the IEEE Russia. North West Section*, 2014, vol. 6, pp. 54–58.
16. Woodall W. H., Montgomery D. C. Research Issues and Ideas in Statistical Process Control. *Journal of Quality Technology*, 1999, vol. 31(4), pp. 376–386.

**АВДЕЕВ
Владимир
Алексеевич**



Заместитель начальника кафедры космической радиолокации и радионавигации Военно-космической академии им. А. Ф. Можайского, Санкт-Петербург. В 2003 году окончил Военно-космическую академию им. А. Ф. Можайского по специальности «Радиоэлектронные системы». В 2008 году защитил диссертацию на соискание ученой степени кандидата технических наук. Является автором более 30 научных публикаций. Область научных интересов — космическая радиолокация и радионавигация, спутниковые навигационные системы. Эл. адрес: apex7@rambler.ru

**БАРАНОВА
Ольга
Витальевна**



Магистрант кафедры микро- и нанотехнологий аэрокосмического приборостроения Санкт-Петербургского государственного университета аэрокосмического приборостроения. В 2014 году окончила Санкт-Петербургский государственный университет аэрокосмического приборостроения по специальности «Системный анализ и управление». Область научных интересов — системный анализ, управление и обработка информации, информационные технологии в производстве, управление в социальных системах. Эл. адрес: oa9lj@list.ru

**БЕН-ШИМОЛ
Иегуда**



Гражданин Израиля. Профессор кафедры систем связи инженерного факультета Негевского университета им. Бен-Гуриона, Беэр-Шева, Израиль. В 1986 году окончил Негевский университет им. Бен-Гуриона по специальности «Электротехника и вычислительная техника». В 1997 году защитил диссертацию на соискание ученой степени доктора наук (PhD). Область научных интересов — проводные и беспроводные системы связи, комбинаторная оптимизация, параллельные, распределенные и символьные вычисления. Эл. адрес: benshimo@bgu.ac.il

**БАЛОНИН
Николай
Алексеевич**



Профессор кафедры вычислительных систем и сетей Санкт-Петербургского государственного университета аэрокосмического приборостроения. В 1982 году окончил Ленинградский электротехнический институт им. В. И. Ульянова (Ленина) по специальности «Автоматика и телемеханика». В 2008 году защитил диссертацию на соискание ученой степени доктора технических наук. Является автором более 80 научных публикаций, в том числе трех монографий. Область научных интересов — теория динамических систем, теория идентификации, теория операторов, теория матриц, вычислительные методы, интернет-робототехника, интернет-книжки с исполняемыми алгоритмами, научные социальные сети. Эл. адрес: korbendfs@mail.ru

**БАСОВ
Олег
Олегович**



Докторант Академии Федеральной службы охраны Российской Федерации, Орел. В 2004 году окончил Академию службы специальной связи и информации по специальности «Сети связи и системы коммутации». В 2009 году защитил диссертацию на соискание ученой степени кандидата технических наук. Является автором 100 научных публикаций и 25 патентов на изобретения и полезные модели. Область научных интересов — обработка и кодирование речевых и иконических сигналов, проектирование полимодальных инфокоммуникационных систем. Эл. адрес: oobasov@mail.ru

**БУРАКОВ
Вадим
Витальевич**



Профессор кафедры компьютерной математики и программирования Санкт-Петербургского государственного университета аэрокосмического приборостроения. В 1996 году окончил Санкт-Петербургский институт авиационного приборостроения по специальности «Вычислительные системы, комплексы и сети» с квалификацией «Инженер-исследователь». В 2011 году защитил диссертацию на соискание ученой степени доктора технических наук. Является автором более 30 научных публикаций. Область научных интересов — программная инженерия, качество программ. Эл. адрес: burakov@guap.ru

ДЕМЧЕНКО
Геннадий
Владимирович



Доцент кафедры электромеханики и теоретических основ электротехники Донецкого национального технического университета.

В 1993 году окончил Донецкий политехнический институт по специальности «Электрификация и автоматизация горных работ».

В 1999 году защитил диссертацию на соискание ученой степени кандидата технических наук. Является автором 37 научных публикаций, 12 патентов на изобретения.

Область научных интересов — вентильно-индукторные электродвигатели, пожарная безопасность.

Эл. адрес:
dgv@elf.dgtu.donetsk.ua

ГОРБУНОВ
Юрий
Николаевич



Ведущий научный сотрудник Института радиотехники и электроники им. В. А. Котельникова РАН, Москва, профессор Московского института радиотехники, электроники и автоматики.

В 1972 году окончил Челябинский политехнический институт им. Ленинского комсомола по специальности «Системы радиоэлектронного управления».

В 2009 году защитил диссертацию на соискание ученой степени доктора технических наук.

Является автором 110 научных публикаций и 18 патентов на изобретения.

Область научных интересов — цифровая обработка радиолокационных сигналов, стохастическая и сверхширокополосная радиолокация.

Эл. адрес:
gorbunov@ms.ire.rssi.ru

ЖАРИНОВ
Игорь
Олегович



Заведующий кафедрой машинного проектирования бортовой электронно-вычислительной аппаратуры Санкт-Петербургского национального исследовательского университета информационных технологий, механики и оптики, руководитель учебного центра ФГУП «Санкт-Петербургское ОКБ «Электроавтоматика» им. П. А. Ефимова».

В 2000 году окончил Санкт-Петербургский государственный университет аэрокосмического приборостроения по специальности «Радиоэлектронные системы».

В 2011 году защитил диссертацию на соискание ученой степени доктора технических наук.

Является автором более 100 научных публикаций.

Область научных интересов — проектирование бортовой вычислительной техники.

Эл. адрес: igor_rabota@pisem.net

ГАЛИУЛЛИНА
Рената
Линаровна



Студентка кафедры природной техногенной безопасности и управления риском Российского государственного технологического университета им. К. Э. Циолковского, лаборант-исследователь Всероссийского научно-исследовательского института по проблемам гражданской обороны и чрезвычайных ситуаций МЧС России (Федерального центра науки и высоких технологий), Москва.

Является автором семи научных публикаций.

Область научных интересов — защита сооружений гражданской обороны.

Эл. адрес:
galikulinarenata@mail.ru

ДУРНЕВ
Роман
Александрович



Доцент, заместитель начальника Всероссийского научно-исследовательского института по проблемам гражданской обороны и чрезвычайных ситуаций МЧС России (Федерального центра науки и высоких технологий), Москва.

В 1990 году окончил Московское высшее командное училище дорожных и инженерных войск по специальности «Оперативно-тактическая инженерия войск».

В 2008 году защитил диссертацию на соискание ученой степени доктора технических наук.

Является автором 250 научных публикаций, 22 патентов на изобретения и полезные модели.

Область научных интересов — поддержка принятия решений в области безопасности жизнедеятельности.

Эл. адрес: rdurnev@rambler.ru

ЖАРИНОВ
Олег
Олегович



Доцент кафедры моделирования вычислительных и электронных систем, заместитель директора Института вычислительных систем и программирования Санкт-Петербургского государственного университета аэрокосмического приборостроения.

В 1996 году окончил Санкт-Петербургский государственный университет аэрокосмического приборостроения по специальности «Радиоэлектронные системы».

В 2003 году защитил диссертацию на соискание ученой степени кандидата технических наук.

Является автором 35 научных публикаций.

Область научных интересов — теория систем, теория обработки сигналов, цифровые вычислительные системы.

Эл. адрес: zharinov73@hotmail.ru

КАРПОВ
Алексей
Анатолевич



Заведующий лабораторией, ведущий научный сотрудник лаборатории речевых и многомодальных интерфейсов Санкт-Петербургского института информатики и автоматизации РАН.

В 2002 году окончил Санкт-Петербургский государственный университет аэрокосмического приборостроения по специальности «Вычислительные машины, комплексы, системы и сети». В 2013 году защитил диссертацию на соискание ученой степени доктора технических наук.

Является автором более 180 научных публикаций, включая три монографии. Область научных интересов — многомодальные интерфейсы и системы, речевые технологии, автоматическое распознавание и синтез речи.

Эл. адрес: karpov@iias.spb.su

КОВАЛЁВ
Александр
Петрович



Профессор кафедры электроснабжения промышленных предприятий и городов Донецкого национального технического университета.

В 1971 году окончил Донецкий политехнический институт по специальности «Электрические системы и сети», в 1976 году — Донецкий национальный университет по специальности «Прикладная математика».

В 1991 году защитил диссертацию на соискание ученой степени доктора технических наук.

Является автором более 200 научных публикаций и 70 патентов на изобретения.

Область научных интересов — обеспечение надежности сложных по структуре схем систем электроснабжения, разработка методов оценки безопасности технологических объектов.

Эл. адрес: alex_kovalyev@ukr.net

КОТОСОНОВА
Алёна
Сергеевна



Младший научный сотрудник научно-исследовательского отдела Всероссийского научно-исследовательского института по проблемам гражданской обороны и чрезвычайных ситуаций МЧС России (Федерального центра науки и высоких технологий), Москва.

В 2013 году окончила Российский государственный технологический университет им. К. Э. Циолковского по специальности «Инженер».

Является автором 12 научных публикаций и одного патента на изобретение.

Область научных интересов — поддержка принятия решений в области безопасности жизнедеятельности.

Эл. адрес: kot_alenka@mail.ru

КИТРОСЕР
Ицик



Гражданин Израиля.

Директор по стандартам сетевой виртуализации (NFV) корпорации Amdocs, Раанана, Израиль. В 2008 году окончил Негевский университет им. Бен-Гуриона, Израиль, по специальности «Математика и компьютерные науки».

В 2012 году защитил диссертацию на соискание ученой степени доктора наук (PhD).

Является автором десяти научных публикаций.

Область научных интересов — MAC-протоколы оптимизации, кооперативные связи, системы многопользовательского доступа, теория коммуникаций.

Эл. адрес: kitroser@bgu.ac.il

КОРШУНОВ
Геннадий
Иванович



Профессор кафедры инноватики и управления качеством Санкт-Петербургского государственного университета аэрокосмического приборостроения, изобретатель СССР, награжден бронзовой медалью ВДНХ, ветеран труда, действительный член Академии проблем качества.

В 1970 году окончил Ленинградский политехнический институт по специальности «Автоматика и телемеханика».

В 2002 году защитил диссертацию на соискание ученой степени доктора технических наук.

Является автором более 100 научных публикаций, в том числе шести монографий и семи авторских свидетельств и патентов.

Область научных интересов — метрология, автоматизация приборостроения и систем и др.

Эл. адрес: kgi@pantes.ru

ЛАХИН
Олег
Иванович



Руководитель направления ООО «НПК «Разумные решения», Самара.

В 1998 году окончил Поволжский институт информатики, радиотехники и связи по специальности «Программное обеспечение вычислительной техники и автоматизированных систем», в 2006 году — Самарский государственный экономический университет по Федеральной программе подготовки управленческих кадров.

Является автором 31 научной публикации.

Область научных интересов — мультиагентные технологии для создания интеллектуальных систем управления ресурсами в реальном времени, использующих принципы самоорганизации и эволюции.

Эл. адрес: lakhin@yandex.ru

ЛУКИН
Владимир
Николаевич



Аналитик бизнес-процессов ООО «Телесофт», соискатель кафедры менеджмента и систем качества Санкт-Петербургского государственного электротехнического университета «ЛЭТИ». В 2012 году окончил Санкт-Петербургский государственный электротехнический университет «ЛЭТИ» по специальности «Управление качеством». Является автором девяти научных публикаций. Область научных интересов — статистическое управление процессами, системный анализ в менеджменте.

Эл. адрес: vnlukin@gmail.com

НАЗАРОВ
Андрей
Вячеславович



Начальник кафедры космической радиолокации и радионавигации Военно-космической академии им. А. Ф. Можайского, Санкт-Петербург.

В 1994 году окончил Военно-космическую академию им. А. Ф. Можайского по специальности «Радиоэлектронные системы». В 2000 году защитил диссертацию на соискание ученой степени кандидата технических наук. Является автором более 90 научных публикаций.

Область научных интересов — моделирование однородных вычислительных сред, нейросетевые технологии, методы параллельной обработки сигналов в радиотехнических и оптико-электронных системах.

Эл. адрес: naz-av@mail.ru

СЕБЕРРИ
Дженифер
Рома



Гражданка Австралии.

Профессор, директор Центра компьютерных исследований безопасности Австралийского государственного университета Вуллонгонг (Wollongong), основатель школы криптографии Австралии.

В 1966 году получила степень бакалавра в университете Нового Южного Уэльса, в 1969 году — магистра естественных наук в университете Ла Троб, Австралия. В 1971 году защитила диссертацию на соискание ученой степени доктора наук (PhD).

Является автором более 450 научных публикаций и шести монографий.

Область научных интересов — дискретная математика, комбинаторика, матрицы Адамара, безопасные криптоалгоритмы, передача информации.

Эл. адрес: jennie@uow.edu.au

МАЛЬЦЕВ
Георгий
Николаевич



Профессор кафедры космических радиотехнических систем Военно-космической академии им. А. Ф. Можайского, Санкт-Петербург, заслуженный деятель науки РФ, действительный член Академии космонавтики им. К. Э. Циолковского.

В 1980 году окончил Военный инженерный Краснознаменный институт им. А. Ф. Можайского. В 1994 году защитил диссертацию на соискание ученой степени доктора технических наук. Является автором более 250 научных публикаций и 26 патентов на изобретения.

Область научных интересов — обработка сигналов в радиотехнических и оптико-электронных информационных системах и др.

Эл. адрес: georgy_maltsev@mail.ru

ПАЛАМАРЬ
Ирина
Николаевна



Профессор кафедры вычислительных систем Рыбинского государственного авиационного технического университета им. П. А. Соловьева. В 1984 году окончила Рыбинский авиационный технологический институт по специальности «Конструирование и производство электронно-вычислительной аппаратуры».

В 1991 году защитила диссертацию на соискание ученой степени кандидата технических наук. Является автором 74 научных публикаций, 22 авторских свидетельств и одного патента на изобретение.

Область научных интересов — теория анализа и распознавания изображений и речи, искусственные нейронные сети, теория искусственного интеллекта, системный анализ.

Эл. адрес: irina.palamar@mail.ru

СЕРГЕЕВ
Михаил
Борисович



Профессор, заведующий кафедрой вычислительных систем и сетей Санкт-Петербургского государственного университета аэрокосмического приборостроения, директор НИИ информационно-управляющих систем Санкт-Петербургского национального исследовательского университета информационных технологий, механики и оптики. В 1980 году окончил «ЛЭТИ».

В 2001 году защитил диссертацию на соискание ученой степени доктора технических наук.

Является автором более 100 научных публикаций и 14 патентов на изобретения.

Область научных интересов — теория разрядных вычислений, методы проектирования специализированных процессоров для систем контроля и управления и др.

Эл. адрес: mbse@mail.ru

СИМОНОВА
Елена
Витальевна



Ведущий аналитик ООО «НПК «Разумные решения», доцент кафедры информационных систем и технологий Самарского государственного аэрокосмического университета им. акад. С. П. Королева (национального исследовательского университета). В 1985 году окончила Куйбышевский авиационный институт им. акад. С. П. Королева по специальности «Автоматизированные системы управления». В 1994 году защитила диссертацию на соискание ученой степени кандидата технических наук. Является автором 126 научных публикаций. Область научных интересов — разработка интеллектуальных систем управления мобильными ресурсами на основе мультиагентных технологий и др. Эл. адрес: simonova.elena.v@gmail.com

СОЛЁНАЯ
Оксана
Ярославовна



Доцент кафедры технической физики, электромеханики и робототехники Санкт-Петербургского государственного университета аэрокосмического приборостроения. В 2007 году окончила Донецкий национальный технический университет по специальности «Электротехнические системы электропотребления», в 2009 году — по специальности «Организационно-экономическое и правовое обеспечение деятельности предприятий». В 2014 году защитила диссертацию на соискание ученой степени кандидата технических наук. Является автором 33 научных публикаций и одного патента на изобретение. Область научных интересов — энергосбережение и повышение энергетической эффективности развития методов оценки безопасности технологических объектов. Эл. адрес: osolenaya@list.ru

СОЛЬНИЦЕВ
Ремир
Иосифович



Профессор кафедры компьютерного проектирования информационно-измерительных систем Санкт-Петербургского государственного университета аэрокосмического приборостроения. В 1956 году окончил Ленинградский электротехнический институт им. В. И. Ульянова (Ленина) по специальности «Гироскопические приборы и системы стабилизации». В 1970 году защитил диссертацию на соискание ученой степени доктора технических наук. Является автором 300 научных публикаций. Область научных интересов — системы автоматизации проектирования, системы управления, экологические системы. Эл. адрес: remira70@mail.ru

СКОБЕЛЕВ
Петр
Олегович



Ведущий научный сотрудник Института проблем управления сложными системами РАН, профессор кафедры инженерии знаний Поволжского государственного университета телекоммуникаций и информатики, Самара. В 1983 году окончил Куйбышевский авиационный институт им. акад. С. П. Королева по специальности «АСУ и прикладная математика». В 2003 году защитил диссертацию на соискание ученой степени доктора технических наук. Является автором 191 научной публикации и трех патентов на изобретения. Область научных интересов — мультиагентные технологии для создания интеллектуальных систем управления ресурсами в реальном времени и др. Эл. адрес: petr.skobelev@gmail.com

СОЛЕНЬ
Сергей
Валентинович



Доцент кафедры технической физики, электромеханики и робототехники Санкт-Петербургского государственного университета аэрокосмического приборостроения. В 2005 году окончил Донецкий национальный технический университет по специальности «Электротехнические системы электропотребления», в 2006 году — по специальности «Организационно-экономическое и правовое обеспечение деятельности предприятий». В 2011 году защитил диссертацию на соискание ученой степени кандидата технических наук. Является автором 65 научных публикаций и одного патента на промышленный образец. Область научных интересов — электробезопасность, пожаробезопасность и взрывобезопасность, развитие систем «Умный дом» и Smart Grid и др. Эл. адрес: ssv555ssv@yandex.ru

ТАРАСОВ
Сергей
Витальевич



Ведущий инженер исследований и разработки компании Bel Air Informatique, Франция. В 1996 году окончил Ленинградский институт авиационного приборостроения по специальности «Вычислительные системы, комплексы и сети» с квалификацией «Инженер-исследователь». Является автором 15 научных публикаций, включая одну монографию. Область научных интересов — СУБД, управляемая моделями разработка программного обеспечения. Эл. адрес: st@arbinada.com

**ХАДАР
Офер**



Гражданин Израиля.
Доцент, заведующий кафедрой инженерных систем связи инженерного факультета Негевского университета им. Бен-Гуриона, Израиль.
В 1992 году окончил Негевский университет им. Бен-Гуриона по специальности «Электротехника и компьютерная техника».
В 1997 году защитил диссертацию на соискание ученой степени доктора наук (PhD).
Является автором более 50 научных публикаций.
Область научных интересов — сжатие изображений, кодирование видео, пакетные видео, передача видео по IP-сетям, обработка изображений.
Эл. адрес: hadar@cse.bgu.ac.il

**ЮЛИН
Сергей
Сергеевич**



Инженер-программист 1-й категории сектора разработки и сопровождения программного обеспечения комплексно-тематического отдела ОАО «КБ «ЛУЧ», Рыбинск.
В 2010 году окончил Рыбинскую государственную авиационную технологическую академию им. П. А. Соловьева по специальности «Вычислительные машины, комплексы, системы и сети». Является автором 11 научных публикаций.
Область научных интересов — машинное обучение и анализ данных.
Эл. адрес: julin.serg@gmail.com

**ЯКИМОВ
Виктор
Леонидович**



Заместитель начальника кафедры приемных устройств и радиоавтоматики Военно-космической академии им. А. Ф. Можайского, Санкт-Петербург.
В 2000 году окончил Военно-космическую академию им. А. Ф. Можайского по специальности «Радиоэлектронные системы космических аппаратов».
В 2005 году защитил диссертацию на соискание ученой степени кандидата технических наук.
Является автором более 30 научных публикаций.
Область научных интересов — моделирование сложных систем, методы обработки телеметрической информации, техническая диагностика, методы обработки изображений.
Эл. адрес: yakim78@yandex.ru

**ЯЩЕНКО
Владимир
Владимирович**



Доцент кафедры менеджмента и систем качества Санкт-Петербургского государственного электротехнического университета «ЛЭТИ».
В 1975 году окончил Ленинградский электротехнический институт им. В. И. Ульянова (Ленина) по специальности «Информационно-измерительная техника».
В 1986 году защитил диссертацию на соискание ученой степени кандидата технических наук.
Является автором 60 научных публикаций и семи патентов на изобретения.
Область научных интересов — измерения и статистические методы в процессах производства и сервиса, отраслевые системы менеджмента.
Эл. адрес: berater51@list.ru

Научный журнал

"ИНФОРМАЦИОННО-УПРАВЛЯЮЩИЕ СИСТЕМЫ"

выходит каждые два месяца.

Стоимость годовой подписки (6 номеров)
для подписчиков России — 4800 рублей,
для подписчиков стран СНГ — 5400 рублей,
включая НДС 18%, таможенные и почтовые расходы.

Подписку на печатную версию журнала можно оформить
в любом отделении связи по каталогу:
«Роспечать»: № 48060 — годовой индекс,
№ 15385 — полугодовой индекс,
а также через посредство подписных агентств:
«Северо-Западное агентство „Прессинформ“»
Санкт-Петербург, тел.: (812) 335-97-51, 337-23-05,
эл. почта: press@crp.spb.ru, zajavka@crp.spb.ru,
сайт: <http://www.pinform.spb.ru>
«МК-Периодика» (РФ + 90 стран)
Москва, тел.: (495) 681-91-37, 681-87-47,
эл. почта: export@periodicals.ru, сайт: <http://www.periodicals.ru>
«Информнаука» (РФ + ближнее и дальнее зарубежье)
Москва, тел.: (495) 787-38-73, эл. почта: informnauka3@yandex.ru,
сайт: <http://www.informnauka.com>
«Деловая пресса»
Москва, тел.: (495) 962-11-11, эл. почта: podpiska@delpress.ru,
сайт: <http://delpress.ru/contacts.html>
«Коммерсант-Курьер»
Казань, тел.: (843) 291-09-99, 291-09-47, эл. почта: kazan@komcur.ru,
сайт: <http://www.komcur.ru/contacts/kazan/>
«Урал-Пресс» (филиалы в 40 городах РФ)
Сайт: <http://www.ural-press.ru>
«Идея» (Украина)
Сайт: <http://idea.com.ua>
«BTL» (Узбекистан)
Сайт: <http://btl.sk.uz/ru/cat17.html>
и др.

На электронную версию нашего журнала
(все выпуски, годовая подписка, один выпуск, одна статья)
вы можете подписаться на сайтах НЭБ: <http://elibrary.ru>;
РУКОНТ: <http://www.rucont.ru>; ИВИС: <http://www.ivis.ru>

Полнотекстовые версии журнала за 2002–2014 гг.
в свободном доступе на сайте журнала (<http://www.i-us.ru>),
НЭБ (<http://www.elibrary.ru>)
и Киберленинки (<http://cyberleninka.ru/journal/n/informatsionno-upravlyayuschiesistemy>).

Печатную версию архивных выпусков журнала за 2003–2014 гг.
вы можете заказать в редакции по льготной цене.

ISSN 1684-8853



9 771684 885009

