научный журнал ДОКЛАДЫ АКАДЕМИИ НАУК ВЫСШЕЙ ШКОЛЫ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ

2017

июль-сентябрь

№ 3 (36)



Выходит четыре раза в год ISSN 1727-2769

Учредители

Академия наук высшей школы России Новосибирское отделение Академии наук высшей школы

Главный редактор

А.Г. Вострецов, д-р техн. наук, проф., засл. деятель науки РФ

Заместитель главного редактора

В.Н. Васюков, д-р техн. наук, проф.

Редакционный совет

М. Грайцар, PhD, проф. (Словакия) Д.В. Винников, д-р техн. наук, проф. (Эстония) А. Загоскин, PhD (Великобритания) Е.В. Ильичев, д-р физ.-мат. наук, проф. (Германия) М.Н. Клымаш, д-р техн. наук, проф. (Украина) К.Ю. Арутюнов, д-р физ.-мат. наук И.С. Грузман, д-р техн. наук, проф. А.О. Давидов, д-р техн. наук В.Г. Дубровский, д-р физ.-мат. наук, проф. А.И. Легалов, д-р техн. наук, проф. Б.Ю. Лемешко, д-р техн. наук, проф. Г.В. Майер, д-р физ.-мат. наук, проф., засл. деятель науки РФ В.К. Макуха, д-р техн. наук, проф. В.Ю. Нейман, д-р техн. наук, проф. В.Я. Рудяк, д-р физ.-мат. наук, проф. С.П. Халютин, д-р техн. наук, проф. С.А. Харитонов, д-р техн. наук, проф. В.Д. Юркевич, д-р техн. наук, проф.

Ответственный секретарь

Д.О. Соколова, канд. техн. наук

Журнал зарегистрирован в Министерстве РФ по делам печати, телерадиовещания и средств массовых коммуникаций в 2002 г. (свидетельство ПИ № 77-11517 от 04.01.2002 г.)

Адрес редакции: 630073, Новосибирск, пр. К. Маркса, 20, НГТУ, корп. 4, ком. 415, телефон: (383) 346-15-37, факс: (383) 346-02-09. Email: danvshrf@corp.nstu.ru

© Новосибирское отделение АН ВШ, 2017 г.

SCIENTIFIC JOURNAL

PROCEEDINGS OF THE RUSSIAN HIGHER SCHOOL ACADEMY OF SCIENCES

№ 3 (36)



Journal is published quarterly ISSN 1727-2769

Journal was established by Russian Higher Education Academy of Science

Novosibirsk Branch of Higher Education Academy of Science

Chief Editor

A.G. Vostretsov, D.Sc. (Eng.), Prof., Honoured Science Worker of Russian Federation

Deputy Chief Editor

V.N. Vasyukov, D.Sc. (Eng.), Prof.

Editorial Council

M. Grajcar, PhD, Prof. (Slovakia) D.V. Vinnikov, D.Sc. (Eng.), Prof. (Estonia) A.M. Zagoskin, PhD (United Kingdom) E.V. Ilyichev, D.Sc. (Phys.&Math.), Prof. (Germany) M.M. Klymash, D.Sc. (Eng.), Prof. (Ukraine) K.Yu. Arutyunov, D.Sc. (Phys.&Math.) I.S. Gruzman, D.Sc. (Eng.), Prof. A.O. Davidov, D.Sc. (Eng.) V.G. Dubrovsky, D.Sc. (Phys.&Math.), Prof. A.I. Legalov, D.Sc. (Eng.), Prof. B.Yu. Lemeshko, D.Sc. (Eng.), Prof. G.V. Mayer, D.Sc. (Phys.&Math.), Prof., Honoured Science Worker of Russian Federation V.K. Makukha, D.Sc. (Eng.), Prof. V.Yu. Neyman, D.Sc. (Eng.), Prof. V.Ya. Rudyak, D.Sc. (Phys.&Math.), Prof. S.P. Khaljutin, D.Sc. (Eng.), Prof. S.A. Haritonov, D.Sc. (Eng.), Prof. V.D. Yurkevich, D.Sc. (Eng.), Prof.

Executive Secretary

D.O. Sokolova, C.Sc.(Eng.)

Editor Address: Office 415, 20 bld. 4, K. Marx Prospect, Novosibirsk, 630073, Russian Federation. Tel: +7 (383) 346-15-37. Fax: +7 (383) 346-02-09. Email: danvshrf@corp.nstu.ru

© Novosibirsk Branch of Higher Education Academy of Science, 2017 г.

СОДЕРЖАНИЕ

ФИЗИКО-МАТЕМАТИЧЕСКИЕ НАУКИ

Conna M.C.	
Численное решение ультрасмешанных обратных задач	
СВЧ-диагностики	1

ТЕХНИЧЕСКИЕ НАУКИ

Бойко Е.Е., Овчинников Ю.В., Григорьева О.К. Коррекция исходной информации для расчета эффективности	
функционирующей энергоустановки при сжигании ВУТ	19
Васюков В.Н., Зайиева А.Ю., Денисенко И.А.	
О характере сходимости процедур моделирования изображений,	
описываемых бинарными гиббсовскими моделями	29
Драгунов В.П., Синицкий Р.Е., Остертак Д.И.	
Микроэлектромеханический генератор на основе	
модифицированной схемы дупликатора Беннета	39
Дыбко М.А., Гришанов Е.В., Брованов С.В., Токарев В.Г.	
Методика расчета динамических потерь мощности	
в полупроводниковых преобразователях на транзисторах типа	
MOSFET с векторным способом управления	52
Легкий В.Н., Ющенко В.П., Шумейко В.А.,	
Санков О.В., Эдвабник В.Г., Буднов С.А.	
Высокоинформативные оптико-локационные системы	
с обработкой трехмерных изображений	64

Манусов В.З., Матренин П.В.

Исследование динамических свойств популяционных алгоритмов в задаче оперативного управления источниками реактивной мощности в системах электроснабжения	.74
<i>Суходолов А.П., Попов А.А., Бобоев Ш.А.</i> Настройка параметров ядерных функций в методе LS-SVM с использованием внешних критериев качества моделей	.88
<i>Хабаров В.И., Теселкин А.А.</i> Байесовский подход к задаче планирования наблюдений за транспортными потоками1	05

PROCEEDINGS OF RUSSIAN HIGHER EDUCATION ACADEMY OF SCIENCES

2017	July-September	№ 3 (36)
	CONTENTS	
PHYSICAL AND	MATHEMATICAL SCIENCES	
Soppa M.S.		
Numerical solut	ion of inverse ultramixed	
microwave-diag	nostics problems	
ECHNICAL SCI	ENCES	
Bovko E.E., Ov	chinnikov Yu.V., Grigorveva O.K.	
Correction of init	itial information for calculating the efficiency of	
an operating ene	rgy unit when burning water-coal fuel	19
Vasyukov V.N.,	Zaitseva A.Yu., Denisenko I.A.	
On the converge	nce nature of binary Gibbs random field modelin	ıg
procedures		
Dragunov V.P.,	Sinitskiy R.E., Ostertak D.I.	
A microelectron	nechanical generator based on	2
the Bennet doub	ler modified circuit	
Dubbo M A Cr	rishanov E.V. Browanov S.V. Tokarav V.C.	
A technique for	switching power loss calculation in MOSFET	
semiconductor r	power converters with PWM control	5
Legkiv V.N., Yus	shchenko V.P., Shumevko V.A.	
Sankov O.V., Ed	dvabnik V.G., Budnov S.A.	
High-informatio	n laser location systems	
with 3D image r	ecognition	64

Manusov V.Z., Matrenin P.V.

Research on dynamic properties of population algorithms in operation control of reactive power units in smart grid	74
<i>Sukhodolov A.P., Popov A.A., Boboev Sh.A.</i> Kernel function parameter setting in the LS-SVM method using external criteria of model quality	
<i>Khabarov V.I., Tesselkin A.A.</i> Bayesian approach to the problem of planning traffic flow observations	105

2017

ДОКЛАДЫ АН ВШ РФ

июль-сентябрь

№ 3 (36)

ФИЗИКО-МАТЕМАТИЧЕСКИЕ НАУКИ

УДК 621.396.96: 519.6

ЧИСЛЕННОЕ РЕШЕНИЕ УЛЬТРАСМЕШАННЫХ ОБРАТНЫХ ЗАДАЧ СВЧ-ДИАГНОСТИКИ

М.С. Соппа

Новосибирский государственный архитектурностроительный университет (Сибстрин)

Рассматриваются обратные задачи рассеяния, постановка которых включает в себя следующие составляющие. Во-первых, на различных участках поверхности импедансного рассеивателя требуется определить различные сочетания поверхностных характеристик: импедансное покрытие, геометрические параметры формы. Во-вторых, диаграмма рассеяния в дальней зоне на своих различных участках может содержать значения амплитуды отраженного сигнала, его фазы, а на некоторых участках могут быть известны полные комплекснозначные величины рассеянного поля. В работе используется подход, связанный с применением модифицированного граничного условия, это позволяет перейти от исходной краевой задачи к системе нелинейных интегральных уравнений. Промежуточным этапом для решения основной задачи является восстановление распределения поверхностного импеданса при фиксированной форме объекта. Построение дискретного аналога интегрооператорного уравнения приводит к системе комплекснозначных алгебраических уравнений с блочно-матричной структурой. Вводятся дополнительные переменные в виде вещественных и мнимых частей рассеянного поля. С использованием связей между реальными и мнимыми частями сделан переход к нелинейной вещественной системе специального вида. Нелинейная вспомогательная задача решается итерационным методом Ньютона. Показано, что сходимость метода существенно улучшается при помощи замены переменных и переходе к матрице дифференциала с элементами, ограниченными на всей области определения.

Ключевые слова: интегральное уравнение, смешанная обратная задача рассеяния, модуль и фаза рассеянного поля, метод граничных элементов.

DOI: 10.17212/1727-2769-2017-3-7-18

Введение

Современные технологии исследований в области СВЧ-диагностики, неразрушающего контроля и дистанционного зондирования требуют расширения автоматизации процессов обработки результатов, полученных с помощью измерений. Это приводит к ускоренному развитию математического моделирования и численному исследованию обратных задач теории электромагнитного рассеяния в различных постановках [1, 2]. В частности, определение формы рассеивателя рассматривалось в работах [3, 4], восстановление импедансных характеристик поверхности – в [5]. Исследовались постановки задач, когда диаграмма рассеяния содержит неполные данные: только модуль или фазовую функцию рассеянного поля [6, 7]. В настоящей работе предлагается подход, когда на различных участках поверхности рассеивателя требуется восстановить геометрию, либо импедансное покрытие. Кроме того, диаграмма рассеяния имеет составной характер: на отдельных ее участках это могут быть комплексные значения, на других участках – фаза или модуль рассеянного поля.

© 2017 С.М. Соппа

1. Постановка задачи

Исследуется стационарная задача дифракции линейно поляризованной электромагнитной волны на замкнутой цилиндрической поверхности S. Направление падения волны перпендикулярно ее образующей – оси OZ, при этом вектор \vec{E} параллелен этой оси.



Puc. 1 – Задание смешанных условий на границе *Fig.* 1 – Setting mixed conditions on the boundary

Контур поперечного сечения *S* может содержать участки $S^1 \subset S$, на которых уравнение границы неизвестно, и участки $S^2 \subset S$ с неизвестным заранее поверхностным импедансом. Введем параметрическое описание поверхности *S*, используя функцию радиус-вектора $r(\psi)$.

Область изменения углов предполагается дискретной, следовательно, вариация искомого контура допускается в конечном наборе опорных сечений $\psi \in \{\psi_i, i = 1, ..., n\}$, соответствующих участку S^1 .

Для ненулевой компоненты электрического поля $E_z(x, y)$ выполняется уравнение Гельмгольца:

$$\frac{\partial^2 u}{\partial x^2} + \frac{\partial^2 u}{\partial y^2} + k^2 u = 0, \tag{1}$$

где $u = E_z(x, y)$; $k = \frac{\omega}{c} = \frac{2\pi}{\lambda}$; λ – длина волны; ω – круговая частота; c –

скорость распространения электромагнитного излучения в вакууме.

Обычно используемое граничное условие типа Леонтовича

$$u(x,y) = -\frac{iW}{\omega\mu} \frac{\partial u(x,y)}{\partial n}$$
(2)

заменяется на модифицированное импедансное граничное условие [1]

$$u(x, y) + \frac{1}{i\zeta} \frac{\partial u_0(x, y)}{\partial n} = 0.$$
 (3)

Здесь W(x, y) – импеданс поверхности, комплекснозначная функция, описывающая взаимодействие электромагнитного поля со скин-слоем; u_0 – решение прямой задачи на идеальнопроводящей поверхности, а $\zeta = k \frac{W_0}{W}$, где $W_0 = 120 \pi = \sqrt{\mu/\epsilon}$ – волновое сопротивление свободного пространства.

На бесконечности должно выполняться асимптотическое условие излучения для рассеянного поля $u^{s}(x, y) = u(x, y) - u_{1}(x, y)$:

$$\lim_{R \to \infty} \sqrt{R} \left(\frac{\partial u^s}{\partial R} - iku^s \right) = 0, \tag{4}$$

через u(x, y) обозначено полное поле, а через $u_1(x, y)$ – падающее поле

В теории синтеза рассеивателей могут возникать задачи построения объектов, поверхность которых имеет в общем случае участки трех типов:

I – с известным импедансом W_g и с неизвестной геометрией $S^1 = S^1(r_I(\psi))$;

II – с неизвестным импедансом W_{II} и с известной геометрией S^2 ;

III – с известным (заданным) распределением импеданса W_g и с известной геометрией $S^3 = S / (S^1 \cup S^2)$.

Обычная постановка смешанной обратной задачи состоит в том, что требуется определить функцию $W_{\rm II}$ и контур участка S^1 , обеспечивающие минимум функционала среднеквадратичного отклонения диаграммы рассеяния объекта $e(\varphi)$ от заданной $e_g(\varphi)$ в конечном наборе точек:

$$J = \sum_{i=1}^{m} \left| e(\varphi_i) - e_g(\varphi_i) \right|^2 \to \min_{W_{II}, S^1(r_I(\psi))},$$
(5)

где $\Phi = \{\phi_i, i = \overline{1, m}\}$ – это набор полярных углов (направлений отраженной электромагнитной волны), $e(\phi) = (u(x, y) - u_1)\sqrt{R}e^{-ikR}$, $R = \sqrt{x^2 + y^2} \rightarrow \infty$, $y / x = tg \phi$.

Рассматриваемый в настоящей работе *ультрасмешанный* тип обратных задач обусловлен тем, что дополнительно заданная информация об отраженном сигнале может иметь различные свойства на подмножествах набора полярных углов $\Phi = \Phi_1 \bigcup \Phi_2 \bigcup \Phi_3$.

На участке $\Phi_1 = \{\varphi_{1j}, j = \overline{1, m_1}\}$ задана полная комплекснозначная величина диаграммы рассеяния $e_{\sigma}(x_{1i}, y_{1i})$.

На участке $\Phi_2 = \left\{ \phi_{2j}, j = \overline{1, m_2} \right\}$ задана фазовая функция отраженного сигнала $\theta_{gj} = \operatorname{arctg} \left(\operatorname{Im} e(x_{2j}, y_{2j}) / \operatorname{Re} e(x_{2j}, y_{2j}) \right).$

На подмножестве $\Phi_3 = \{ \phi_{3j}, j = \overline{1, m_3} \}$ задается наиболее часто используемая амплитудная характеристика $a_{gj} = |e(x_{3j}, y_{3j})|$.

При этом выполняется соотношение $m = m_1 + m_2 + m_3$. Отметим, что вместо фазовой функции на подмножестве Φ_2 может задаваться вещественная или мнимая компонента $\text{Re}e(x_{2j}, y_{2j})$ или $\text{Im}e(x_{2j}, y_{2j})$.

Таким образом, вместо условия (5) получаем задачу минимизации более сложного функционала, полагая неизвестными распределение поверхностного импеданса W_{II} и геометрию $S^1 = S^1(r_I(\psi))$:

$$J = \sum_{\varphi_{1j} \in \Phi_{1}} \left| e(\varphi_{1j}) - e_{g}(\varphi_{1j}) \right|^{2} + k_{\theta} \sum_{\varphi_{2j} \in \Phi_{2}} \left| \theta(\varphi_{2j}) - \theta_{gj} \right|^{2} + \sum_{\varphi_{3j} \in \Phi_{3}} \left| \left| e(\varphi_{3j}) \right| - a_{gj} \right|^{2} \rightarrow \min_{W_{II}, S^{1}(r_{I}(\psi))}.$$
(6)

Экстремальное соотношение (6) дополняется уравнением Гельмгольца (1) в области, ограниченной контуром S, с модифицированным импедансным граничным условием (3) и асимптотическим условием излучения для отраженного поля на бесконечности (4).

Согласно постановке обратной задачи, нам известна не полная информация о рассеянном поле в точках наблюдения. Поэтому соотношения (1, 3, 4, 6) необходимо дополнить следующими зависимостями, связывающими между собой мнимые и вещественные части рассеянного поля и его модуль.

Для точек (*x*_{2*j*}, *y*_{2*j*}), в которых задана фазовая диаграмма, связи являются линейными:

$$\operatorname{Im} e(\varphi_{2j}) = \operatorname{tg}(\theta_{gj}) \operatorname{Re} e(\varphi_{2j}), \ \varphi_{2j} \in \Phi_2.$$
(7)

На подмножестве точек (x_{3j}, y_{3j}) , где задается модульная диаграмма, соответствующие условия нелинейны:

Re
$$e(\varphi_{3j}) = \mu_j \sqrt{a_{gj}^2 - (\operatorname{Im} e(\varphi_{3j}))^2}, \ \varphi_{3j} \in \Phi_3,$$
 (8)

где μ_i – неизвестные заранее знаки мнимых частей.

2. Переход к системе интегральных уравнений

Используя функцию Грина свободного пространства $g(M, P) = = \frac{i\pi}{2} H_0^{(1)}(kr_{M,P})$, где $H_0^{(1)}$ – функция Ханкеля нулевого порядка первого рода, аналогично [3], от (1, 3, 4, 6) переходим к системе интегральных уравнений:

$$\sqrt{R}e^{-ikR} \frac{1}{2\pi} \left(\int_{S^{1}(r_{I}(\psi))} \left(\frac{iW_{g}(P)}{kW_{0}} \frac{\partial u_{0}(P)}{\partial n} \frac{\partial g(M,P)}{\partial n_{P}} + \frac{\partial u(P)}{\partial n} g(M,P) \right) dS_{P} + \right. \\
\left. + \int_{S^{2}} \left(\frac{iW_{II}(P)}{kW_{0}} \frac{\partial u_{0}(P)}{\partial n} \frac{\partial g(M,P)}{\partial n_{P}} + \frac{\partial u(P)}{\partial n} g(M,P) \right) dS_{P} + \right. \\
\left. + \int_{S^{3}} \left(\frac{iW_{g}(P)}{kW_{0}} \frac{\partial u_{0}(P)}{\partial n} \frac{\partial g(M,P)}{\partial n_{P}} + \frac{\partial u(P)}{\partial n} g(M,P) \right) dS_{P} = e_{g}(M) \right), \ M \in S_{R}, \quad (9)$$

где S_R – окружность достаточно большого радиуса, $\gamma = \sqrt{R}e^{-ikR}$,

$$\frac{W_S(M)}{2ikW_0} \frac{\partial u_0(M)}{\partial n} =$$

$$= \frac{1}{2\pi} \left(\int_{S^1(r_I(\psi))} \left(\frac{\partial u(P)}{\partial n} g(M, P) - \frac{W_g(P)}{ikW_0} \frac{\partial u_0(P)}{\partial n} \frac{\partial g(M, P)}{\partial n_P} \right) dS_P + \int_{S^1(r_I(\psi))} \left(\frac{\partial u(P)}{\partial n_0} g(M, P) - \frac{W_{II}(P)}{ikW_0} \frac{\partial u_0(P)}{\partial n_0} \frac{\partial g(M, P)}{\partial n_0} \right) dS_P + \int_{S^1(P)} \left(\frac{\partial u(P)}{\partial n_0} g(M, P) + \frac{W_{II}(P)}{ikW_0} \frac{\partial u_0(P)}{\partial n_0} \frac{\partial g(M, P)}{\partial n_0} \right) dS_P + \int_{S^1(P)} \left(\frac{\partial u(P)}{\partial n_0} g(M, P) + \frac{W_{II}(P)}{ikW_0} \frac{\partial u_0(P)}{\partial n_0} \frac{\partial g(M, P)}{\partial n_0} \right) dS_P + \int_{S^1(P)} \left(\frac{\partial u(P)}{\partial n_0} g(M, P) + \frac{W_{II}(P)}{ikW_0} \frac{\partial u_0(P)}{\partial n_0} \frac{\partial g(M, P)}{\partial n_0} \right) dS_P + \int_{S^1(P)} \left(\frac{\partial u(P)}{\partial n_0} g(M, P) + \frac{W_{II}(P)}{ikW_0} \frac{\partial u_0(P)}{\partial n_0} \frac{\partial g(M, P)}{\partial n_0} \right) dS_P + \int_{S^1(P)} \left(\frac{\partial u(P)}{\partial n_0} g(M, P) + \frac{W_{II}(P)}{ikW_0} \frac{\partial u_0(P)}{\partial n_0} \frac{\partial g(M, P)}{\partial n_0} \right) dS_P + \int_{S^1(P)} \left(\frac{\partial u(P)}{\partial n_0} g(M, P) + \frac{W_{II}(P)}{ikW_0} \frac{\partial u_0(P)}{\partial n_0} \frac{\partial g(M, P)}{\partial n_0} \right) dS_P + \int_{S^1(P)} \left(\frac{\partial u(P)}{\partial n_0} g(M, P) + \frac{W_{II}(P)}{ikW_0} \frac{\partial u_0(P)}{\partial n_0} \frac{\partial g(M, P)}{\partial n_0} \right) dS_P + \int_{S^1(P)} \left(\frac{\partial u(P)}{\partial n_0} g(M, P) + \frac{W_{II}(P)}{ikW_0} \frac{\partial u_0(P)}{\partial n_0} \frac{\partial g(M, P)}{\partial n_0} \right) dS_P + \int_{S^1(P)} \left(\frac{\partial u(P)}{ikW_0} g(M, P) + \frac{W_{II}(P)}{ikW_0} \frac{\partial u_0(P)}{\partial n_0} \frac{\partial g(M, P)}{\partial n_0} \right) dS_P + \int_{S^1(P)} \left(\frac{\partial u(P)}{ikW_0} g(M, P) + \frac{W_{II}(P)}{ikW_0} \frac{\partial u_0(P)}{\partial n_0} \frac{\partial g(M, P)}{\partial n_0} \right) dS_P + \int_{S^1(P)} \left(\frac{\partial u(P)}{ikW_0} g(M, P) + \frac{W_{II}(P)}{ikW_0} \frac{\partial u_0(P)}{ikW_0} \frac{\partial u_0(P)}{\partial n_0} \frac{\partial u_0(P)}{\partial n_0} \frac{\partial u_0(P)}{ikW_0} \right) dS_P + \frac{W_{II}(P)}{ikW_0} \frac{\partial u_0(P)}{ikW_0} \frac{\partial u_0$$

$$+ \int_{S^{2}} \left(\frac{\partial u(P)}{\partial n} g(M, P) + \frac{W_{g}(P)}{ikW_{0}} \frac{\partial u_{0}(P)}{\partial n} \frac{\partial g(M, P)}{\partial n_{P}} \right) dS_{P} + u_{1}(M) \right), \ M \in S, \quad (10)$$

где функция *W_S* определяется следующим образом:

$$W_{S}(M) = \begin{cases} W_{g} , M \in S^{1}, \\ W_{II} , M \in S^{2}, \\ W_{g} , M \in S^{3}. \end{cases}$$
(11)

В полученную систему уравнений (9, 10) входят искомые функции W_{II} , $r_I(\psi)$ и $\partial u / \partial n$. Данная система является существенно нелинейной, так как участок области интегрирования $S^1 = S^1(r_I(\psi))$ зависит от искомой функции.

Решение уравнений (9, 10) с условиями связи (7, 8) основано на итерационном процессе с применением метода искусственного «погружения» [3]. В предположении о том, что форма поверхности зафиксирована, используя обращение операторов решения прямой задачи рассеяния, совершается переход к интегрооператорному уравнению для определения поверхностного импеданса. При этом из (9,10) исключается функция $\partial u / \partial n$ и строится оператор

$$W = G(e_g, r_I(\psi)). \tag{12}$$

Он позволяет по известной геометрии рассеивателя и заданным значениям рассеянного поля найти первое приближение $W_{II}^{(1)}$, при этом импеданс на варьируемых участках поверхности также считается неизвестным $W_{I}^{(1)}$. В рамках описанной вспомогательной задачи решаются проблемы, связанные с регуляризацией. Полагая $W = W_g$ на тех участках, где импеданс задан, можем рассматривать (12) как нелинейное операторное уравнение для определения формы $r_I(\psi)$ неизвестного участка контура S^1 . Это уравнение, в свою очередь, решается с применением метода Ньютона.

3. Анализ вспомогательной задачи

При фиксированной геометрии поверхности, предполагая, что $S = S^3$, получаем вспомогательное интегрооператорное уравнение

$$\frac{\gamma}{2\pi kW_0} \int_{S} \left(i \frac{\partial g(M, P)}{\partial n_P} + g(M, P) B^{-1} A \right) \frac{\partial u_0(P)}{\partial n} W(P) dS_P =$$
$$= e_g(M) - \frac{\gamma}{2\pi} \int_{S} \frac{\partial u_0(P)}{\partial n} g(M, P) dS_P, \ M \in S_R,$$
(13)

где *A* и *B* – операторы решения прямых задач дифракции при различных поляризациях падающей волны. Данное уравнение выполняется в тех точках дальней зоны, где задана (в каких-то случаях, частично) информация о напряженности рассеянного поля, т.е. в наборе азимутов $\varphi \in \Phi_1 \cup \Phi_2 \cup \Phi_3$.

В результате построения дискретного аналога уравнения (13) по методу граничных элементов [1] получаем систему комплекснозначных линейных алгебраических уравнений:

$$C_1 \mathbf{z}_1 = \mathbf{f}_1 \,. \tag{14}$$

Предполагаем, что количество точек наблюдения m_2 и m_3 кратны 2, а число панелей разбиения контура поверхности *S* удовлетворяет условию $N = m_1 + m_2 / 2 + m_3 / 2$. Комплекснозначная матрица C_1 с известными коэффициентами имеет порядок $(m_1 + m_2 + m_3) \times (m_1 + 3m_2 / 2 + 3m_3 / 2)$:

	$m_1 + m_2/2 + m_3/2$	<i>m</i> ₂	<i>m</i> ₃
m_1	C_2	0	0
<i>m</i> ₂	<i>C</i> ₃	$-E_{m_{2}}$	0
<i>m</i> ₃	C_4	0	$-E_{m_{3}}$

где E_{m_2} и E_{m_3} – единичные матрицы соответствующего порядка. Числа в первой строке и первом столбце показывают количество компонент в данном блоке.

Вектор искомых параметров \mathbf{z}_1 имеет следующие компоненты:

$m_1 + m_2/2 + m_3/2$	m_2	<i>m</i> ₃
W	e_2	<i>e</i> ₃

В качестве искомых величин здесь дополнительно введены вещественные и мнимые части рассеянного поля, так как комплексные значения $e_2(\phi)$ и $e_3(\phi)$ рассеянного поля в точках наблюдения $\phi \in \Phi_2 \cup \Phi_3$ – неизвестны.

Вектор правой части \mathbf{f}_1 имеет ($m_1 + m_2 + m_3$) компонент и получается в результате дискретизации интеграла в правой части интегрооператорного уравнения (13).

Систему (14) можно переписать в вещественном виде

$$C_5 \mathbf{z}_2 = \mathbf{f}_2, \tag{15}$$

так как произвольная система с комплексными коэффициентами с помощью известного приема сводится к вещественной системе, имеющей двойную размерность. Кроме того, чтобы уравнять количество уравнений и искомых параметров, используем соотношения связи (7, 8).

Введем обозначения: T – диагональная матрица порядка m_2 , с элементами вида $t_{ii} = -tg(\theta_{gi})$, матрицы C_i , $i = \overline{6,8}$, связаны с матрицами, входящими в C_1 :

$$C_{i} = \begin{pmatrix} \operatorname{Re} C_{i-4} & -\operatorname{Im} C_{i-4} \\ \operatorname{Im} C_{i-4} & \operatorname{Re} C_{i-4} \end{pmatrix}$$

Квадратная матрица С5 имеет вид:

	$2m_1 + m_2 + m_3$	$2m_2$	$2m_3$			
$2m_1$	<i>C</i> ₆	0	0			
2 <i>m</i> ₂	<i>C</i> ₇	$-E_{2m_2}$ 0				
2 <i>m</i> ₃	C ₈	0	$-E_{2m_3}$			
<i>m</i> ₂	0	$T = E_{m_2} = 0$				
<i>m</i> ₃	0	0	<i>E</i> _{<i>m</i>₃} 0			

Вектор решения \mathbf{z}_2 имеет компоненты:

$2m_1 + m_2 + m_3$	$2m_2$	2 <i>m</i> ₃		
Re W Im W	$\operatorname{Re} e_2 \operatorname{Im} e_2$	$\operatorname{Re} e_3 \operatorname{Im} e_3$		

Вектор правой части f_2 дополнен выражениями из (8):

$2m_1$	$2m_2$	$2m_3$	m_2	m ₃
$\operatorname{Re} f_{21} \operatorname{Im} f_{21}$	$\operatorname{Re} f_{22} \operatorname{Im} f_{22}$	$\operatorname{Re} f_{23} \operatorname{Im} f_{23}$	0	f_{24}

где $f_{24j} = \mu_j \sqrt{a_{gj}^2 - (\operatorname{Im} e(\varphi_{3j}))^2}, \ \varphi_{3j} \in \Phi_3.$

С учетом математической некорректности исходной постановки обратной задачи восстановления (синтеза) поверхностного импеданса по результатам измерений в дальней зоне, перед решением системы уравнений (15) необходимо провести симметризацию и ввести регуляризирующее слагаемое по А.Н. Тихонову с малым параметром регуляризации α.

Предложенная вычислительная схема для решения вспомогательной задачи обеспечивает возможность решения операторного уравнения (12). В результате получаем алгоритм, позволяющий решить исходную ультрасмешанную обратную задачу СВЧ-диагностики.

4. Численное решение нелинейной вспомогательной задачи

При заданной форме рассеивателя система уравнений (15) становится нелинейной лишь в том случае, когда имеется набор азимутов наблюдений диаграммы рассеяния $\phi_{3j} \in \Phi_3 \neq \emptyset$, т. е. набор точек, где в результате измерений получены значения модуля рассеянного поля. Блочно-треугольный вид матрицы C_5 позволяет провести исключение искомых переменных W и e_2 и перейти к нелинейной вещественной алгебраической системе уравнений относительно вектора $\mathbf{z} = \{ \text{Im} e_{31} / a_{g1}, ..., \text{Im} e_{3m_3} / a_{gm_3} \}$, промасштабированного к заданным значениям модулей отраженного сигнала:

$$C\mathbf{z} = \mathbf{f}_3 + \mathbf{f}_4 \,. \tag{16}$$

Элементы матрицы C и вектора \mathbf{f}_3 известны, а нелинейность содержится в векторе \mathbf{f}_4 :

$$f_{4j} = \mu_j \sqrt{1 - (z_j)^2}, \quad j = \overline{1, m_3}.$$

Применим для решения (16) итерационный метод Ньютона, согласно которому очередное приближение находится по формуле

$$\mathbf{z}^{(k+1)} = \mathbf{z}^{(k)} - \varepsilon \, D^{-1} (C \, \mathbf{z}^{(k)} - \mathbf{f}_3 - \mathbf{f}_4(\mathbf{z}^{(k)})), \quad k = 0, 1, 2, \dots$$
(17)

(k)

Здесь є – малый параметр. Элементы дифференциала D имеют вид

$$D_{ij} = C_{ij} + \delta_{ij} \mu_i \frac{z_i^{(\kappa)}}{\sqrt{1 - (z_i^{(k)})^2}},$$
(18)

где δ_{ij} – дельта Кронекера, $i = \overline{1, m_3}$, $j = \overline{1, m_3}$. Последовательные приближения, как и само решение, находятся внутри или на границе m_3 -мерного куба,

$$X_z = \left\{ -1 \le z_i \le 1, \quad i = \overline{1, m_3} \right\}.$$

При подходе к границе области X_z норма дифференциала может неограниченно увеличиваться, что заметно ухудшает сходимость метода.

Предлагается следующая модернизация данного подхода. Проведенное масштабирование вектора **z** делает оправданной замену переменных $z_i = \sin \xi_i$, $i = \overline{1, m_3}$. Из уравнения (16) следует, что

$$C\mathbf{z}(\xi) - \mathbf{f}_3 + \mathbf{f}_4(\xi) = 0 ,$$

где $f_{4i}(\xi) = \mu_i \cos \xi_i$. В этом случае уравнение решается на кубе,

$$X_{\xi} = \left\{ -\pi / 2 \le \xi_i \le \pi / 2, \quad i = \overline{1, m_3} \right\}$$

Итерации строятся по схеме, аналогичной (17), но матрица дифференциала, в отличие от (18), имеет элементы:

$$D_{ij} = C_{ij} \cos \xi_i^{(k)} - \delta_{ij} \mu_i \sin \xi_i^{(k)}, \qquad (19)$$

ограниченные на всей области определения.

Проведенные расчеты показывают преимущество предложенного подхода. На основе решения прямой задачи была сделана постановка вспомогательной смешанной обратной задачи при $m_3 = 8$ с известным точным решением ξ_t .

Графики на рис. 2 иллюстрируют сходимость компонент вектора ξ к точному решению ξ_t на итерациях метода Ньютона с использованием дифференциала в виде (19), N_i – номер итерации.









Puc. 3 – Сопоставление норм отклонения: *l* – формула (18); 2 – формула (19) *Fig.* 3 – Comparison of the norms of deviation: *l* – formula (18); 2 – formula (19)

Процесс сходимости можно также характеризовать нормой отклонения $\delta = \sqrt{\sum_{i=1}^{m_3} (\xi_i - \xi_{ii})^2}$. Сравнение сходимости норм отклонений с использованием

двух видов дифференциалов (18) и (19) показано на рис. 3. Оно позволяет сделать вывод об эффективности предложенной модификации итерационного процесса.

Заключение

Построен алгоритм численного решения обратной задачи электромагнитного рассеяния составного (ультрасмешанного) типа. Поверхность зондируемого объекта может иметь отдельные участки, на которых неизвестна либо форма, либо импедансные характеристики. В свою очередь, результаты измерения отраженного сигнала на различных направлениях могут содержать неполную информацию (на одних участках, например, неизвестна фаза, на других – амплитуда).

На основе применения модифицированного граничного условия записана система нелинейных интегральных уравнений, допускающая эффективную дискретизацию и регуляризацию. Исследована блочно-матричная структура дискретного аналога вспомогательной задачи. Получено ее численное решение итерационным методом Ньютона. Предложена модернизация метода, позволяющая перейти к матрице дифференциала с ограниченными элементами и существенно улучшить сходимость итерационного процесса.

ЛИТЕРАТУРА

- Вычислительная диагностика поверхностных характеристик протяженных цилиндрических объектов методами активной локации / М.М. Лаврентьев, С.Ю. Жаринов, С.М. Зеркаль., М.С. Соппа // Сибирский журнал индустриальной математики. – 2002. – Т. 5, № 1 (9). – С. 105–113.
- Юханов Ю.В. Анализ и синтез импедансной плоскости // Радиотехника и электроника. – 2000. – Т. 45, № 4. – С. 404–409.
- Gang B., Faouzi T. Reconstruction of a defect in an open waveguide // Science China Mathematics. 2013. Vol. 56, N 12. P. 2539–2548. doi: 10.1007/s11425-013-4696-8.
- Kazufumi I., Bangti J., Jun Z. A direct sampling method to an inverse medium scattering problem [Electronic resource] // Inverse Problems. – 2012. – Vol. 28, N 2. – URL: https://doi.org/10.1088/0266-5611/28/2/025003 (accessed: 25.08.2017).
- Соппа М.С. Восстановление формы импедансного рассеивателя в случае Е-поляризованной электромагнитной волны // Сибирский журнал индустриальной математики. – 2005. – Т. 8, № 2. – С. 152–158.
- 6. Сивов А.Н., Чуприн А.Д., Шатров А.Д. Об одном методе решения обратных задач рассеяния в электродинамике // Радиотехника и электроника. 1996. Т. 41, № 1. С. 35–39.
- Соппа М.С. Численное решение обратной задачи электромагнитного рассеяния на импедансных поверхностях с ребрами // Доклады Академии наук высшей школы Российской Федерации. – 2012. – № 1 (18). – С. 36–43.
- 8. Кутищев С.Н. Восстановление фазовой диаграммы обратного рассеяния объекта по амплитудной диаграмме обратного рассеяния // Электромагнитные волны и электронные системы. 2009. Т. 14, № 3. С. 68–72.
- 9. Беневольский С.С., Соппа М.С. Обратная задача электромагнитного рассеяния при заданной фазовой характеристике // Доклады Академии наук высшей школы Российской Федерации. 2014. № 1 (22). С. 7–15.

NUMERICAL SOLUTION OF INVERSE ULTRAMIXED MICROWAVE-DIAGNOSTICS PROBLEMS

Soppa M.S.

Novosibirsk State University of Architecture and Civil Engineering (SibStrin), Novosibirsk, Russia

We consider inverse scattering problems, the formulation of which includes the following components. Firstly, different combinations of surface characteristics are required to be found in different regions of the surface of an impedance body such as impedance coverings and geometric shape parameters. Secondly, the scattering diagram in the far zone in its various regions can con-

tain the values of the amplitude of the reflected signal, its phase, and complete complex-valued magnitudes of the scattered field can be known in some regions. In this paper, we use a method related to the application of a modified boundary condition, which makes it possible to go from the initial boundary value problem to a system of nonlinear integral equations. The intermediate stage for solving the main problem is to recover the distribution of the surface impedance for a fixed form of the object. The construction of a discrete analogue of the integro-operator equation leads to a system of complex-valued algebraic equations with a block-matrix structure. Additional variables in the form of real and imaginary parts of the scattered field are introduced. With the use of connections between real and imaginary parts, a transition to a nonlinear real system of a special type is made. The nonlinear auxiliary problem is solved by Newton's iteration method. It is shown that the convergence of the method is substantially improved by the change of variables and the transition to the matrix of the differential with elements that are finite on the whole domain of definition.

Keywords: integral equation, mixed inverse scattering problem, amplitude and phase of the scattered field, boundary element method

DOI: 10.17212/1727-2769-2017-3-7-18

REFERENCES

- Lavrent'ev M.M., Zharinov S.Yu., Zerkal' S.M., Soppa M.S. Vychislitel'naya diagnostika poverkhnostnykh kharakteristik protyazhennykh tsilindricheskikh ob"ektov metodami aktivnoi lokatsii [Computational diagnostics of surface characteristics of extended cylindrical objects using active location methods]. Sibirskii zhurnal industrial'noi matematiki – Journal of Applied and Industrial Mathematics, 2002, vol. 5, no. 1 (9), pp. 105–113. (In Russian).
- Yukhanov Yu.V. Analiz i sintez impedansnoi ploskosti [Analysis and synthesis of impedance plane]. *Radiotekhnika i elektronika – Journal of Communications Technology and Electronics*, 2000, vol. 45, no. 4, pp. 404–409.
- Gang B., Faouzi T. Reconstruction of a defect in an open waveguide. Science China Mathematics, 2013, vol. 56, no. 12, pp. 2539–2548. doi: 10.1007/s11425-013-4696-8.
- Kazufumi I., Bangti J., Jun Z. A direct sampling method to an inverse medium scattering problem. *Inverse Problems*, 2012, vol. 28, no. 2. Available at: https://doi.org/10.1088/0266-5611/28/2/025003 (accessed 25.08.2017).
- Soppa M.S. Vosstanovlenie formy impedansnogo rasseivatelya v sluchae E-polyarizovannoi elektromagnitnoi volny [Reconstruction of the shape of an impedance scatterer in the case of an E-polarized electromagnetic wave]. *Sibirskii zhurnal industrial'noi matematiki – Journal of Applied and Industrial Mathematics*, 2005, vol. 8, no. 2, pp. 152–158. (In Russian).
- Sivov A.N., Chuprin A.D., Shatrov A.D. Ob odnom metode resheniya obratnykh zadach rasseyaniya v elektrodinamike [On the inverse problem solution method in electrodynamics]. *Radiotekhnika i elektronika Journal of Communications Technology and Electronics*, 1996, vol. 41, no. 1, pp. 35–39.
- Soppa M.S. Chislennoe reshenie obratnoi zadachi elektromagnitnogo rasseyaniya na impedansnykh poverkhnostyakh s rebrami [Numerical decision of electromagnetic scattering inverse problem for impedance surface with ribs]. Doklady Akademii nauk vysshei shkoly Rossiiskoi Federatsii – Proceedings of the Russian higher school Academy of sciences, 2012, no. 1 (18), pp. 36–43.
- Kutishchev S.N. Vosstanovlenie fazovoi diagrammy obratnogo rasseyaniya ob"ekta po amplitudnoi diagramme obratnogo rasseyaniya [Reconstruction of the phase backscattering diagram of the object from the amplitude backscattering diagram]. *Elektromagnitnye volny i elektronnye sistemy – Electromagnetic Waves and Electronic Systems*, 2009, vol. 14, no. 3, pp. 68–72.
- Benevolskij S.S., Soppa M.S. Obratnaya zadacha elektromagnitnogo rasseyaniya pri zadannoi fazovoi kharakteristike [Inverse electromagnetic scattering problem with the given phase function]. Doklady Akademii Nauk Vysshei Shkoly Rossiiskoi Federatsii [Proceedings of the Russian Higher School Academy of Sciences], 2014, no. 1 (22), pp. 7–15.

СВЕДЕНИЯ ОБ АВТОРАХ



Соппа Михаил Сергеевич – родился в 1953 году, д-р физ.-мат. наук, профессор, чл.-корр. САН ВШ, профессор кафедры физики Новосибирского государственного архитектурно-строительного университета (Сибстрин). Область научных интересов: разработка и применение численных методов и компьютерного моделирования в прямых и обратных задачах электро- и аэродинамики. Опубликовано 93 научные работы. (Адрес: 630008, Россия, Новосибирск, ул. Ленинградская, 113. E-mail: soppa@ngs.ru).

Soppa Mikhail Sergeevich (b. 1953) – Doctor of Science (Phys.&Math.), professor, Corresponding Member of the Siberian Branch of the Russian Higher Education Academy of Sciences, professor at the physics department, Novosibirsk State University of Architecture and Civil Engineering (Sib-Strin). His research interests are currently focused on numerical methods and computer simulation development and application in direct and inverse electro- and aerodynamics problems. He is the author of 93 scientific papers. (Address: 113, Leningradskaya St., Novosibirsk, 630008, Russia. E-mail: soppa@ngs.ru).

Статья поступила 21 августа 2017 г. Received August 21, 2017

To Reference:

Soppa M.S. Chislennoe reshenie ul'trasmeshannykh obratnykh zadach SVCh-diagnostiki [Numerical solution of inverse ultramixed microwave-diagnostics problems]. *Doklady Akademii nauk vysshei shkoly Rossiiskoi Federatsii – Proceedings of the Russian higher school Academy of sciences*, 2017, no. 3 (36), pp. 7–18. doi: 10.17212/1727-2769-2017-3-7-18

2017

ДОКЛАДЫ АН ВШ РФ июль-сентябрь

ТЕХНИЧЕСКИЕ НАУКИ

УДК 621.311

КОРРЕКЦИЯ ИСХОДНОЙ ИНФОРМАЦИИ ДЛЯ РАСЧЕТА ЭФФЕКТИВНОСТИ ФУНКЦИОНИРУЮЩЕЙ ЭНЕРГОУСТАНОВКИ ПРИ СЖИГАНИИ ВУТ

Е.Е. Бойко, Ю.В. Овчинников, О.К. Григорьева

Новосибирский государственный технический университет

Информация, получаемая на реальной функционирующей теплоэнергетической установке, является неопределенной по ряду причин. Для уменьшения этой неопределенности можно использовать методику согласования балансов.

Предложен метод итерационного перехода к согласованному уравнению материального баланса от несогласованного балансового уравнения путем случайного хаотического поиска истинного значения каждого компонента уравнения при применении граничной функции, организующей процесс. Случайный поиск позволяет исключить человеческий фактор, как влияющий на результат процесса. Роль диссипативной функции, которая в реальных процессах организует ход процесса к состоянию равновесия, в информационной системе выполняет граничная функция, отсеивающая результаты расчетов, отклоняющихся от эволюционного тренда процесса при адаптационной идентификации информации к реальному состоянию. Предлагаемая методика позволяет получить истинное значение параметров рабочего процесса в агрегате системы. Это дает возможность вести контроль за ходом процесса в реальном темпе времени и проводить автоматическое управление процессом. В качестве примера демонстрации возможности методики рассмотрен расчетный эксперимент, моделирующий реальную ситуацию процесса сжигания водоугольного топлива в топке котлоагрегата.

Ключевые слова: согласование балансов, случайный поиск, граничная функция, расчетный эксперимент, водоугольное топливо.

DOI: 10.17212/1727-2769-2017-3-19-28

Введение

Всякая теплоэнергоустановка (ТЭУ) как сложная система или агрегат этой установки (подсистема сложной системы) представляет собой технологический оператор, в котором происходит преобразование энергетических потоков (турбина) или массовых (субстанциальных) потоков (котел) на входе (X), (M_x) в преобразуемые потоки на выходе (Y), (N_y) . При этом, в условиях стационарного режима работы преобразователя, строго соблюдается закон сохранения энергии и массы:

$$\sum_{1}^{n} E_{i}^{(x)} = \sum_{1}^{m} E_{j}^{(y)} , \quad \sum_{1}^{x} M_{i}^{(x)} = \sum_{1}^{l} M_{j}^{(y)} . \tag{1}$$

На практике эти соотношения выражаются через балансовые уравнения энергии и вещества:

$$f(x_i, y_i) = \delta(x, y) = 0, \qquad (2)$$

$$f(m_i, n_i) = \delta(m, n) = 0, \qquad (3)$$

где x_i – энергетические потоки на входе в оператор; y_i – энергетические потоки на выходе из оператора; m_i – субстанциальные потоки на входе в оператор; n_i – субстанциальные потоки на выходе из оператора; $\delta(x, y)$, $\delta(m, n)$ – дебаланс уравнений энергии и субстанции.

Однако реально при диагностировании функционирующих ТЭУ или при проведении лабораторного эксперимента на лабораторной установке информация по энергетическим и материальным потокам является неопределенной с разной степенью достоверности.

По свойству достоверности информация на функционирующей ТЭУ относится к вероятностно-неопределенной, которая предполагает неточное знание закона распределения погрешности и собственно неопределенной, т. е. к неизмеряемой информации.

Учесть все вводные переменные m_i , влияющие на ход технологического процесса в агрегате и выходные переменные n_i , принципиально невозможно. При моделировании функционирующей ТЭУ приходится ограничиваться только небольшой частью основных входных переменных $M = (m_i, ..., m_j)$, которые, под-

черкнем, измеряются на функционирующей теплоэнергетической установке, а остальные относить к неконтролируемым возмущениям (шумам). В этом случае $M_i^{(x)}$, $N_i^{(y)}$ могут быть рассчитаны как

$$M_{1i} = f_1(M), ..., M_{ki} = f_k(M);$$

$$N_{i1} = \varphi_1(N_i), ..., N_{ij} = \varphi_j(N_i); N_{i1} = \psi_1(M), ...,$$

$$N_{im} = \psi_m(N) \{ \forall i \in J .$$
(4)

Кроме того, исходя из модульного принципа построения модели,

$$M = \operatorname{idem} \forall i \in J . \tag{5}$$

Выбор N_i не представляет затруднений, поскольку зависит от известной цели расчета.

Массив полученных переменных содержит величины, определенные опосредованно, а также определенные конвенционально (экспертно) $N = (n_1, ..., n_j)$.

Рассчитанные величины являются составляющими материального (субстанциального) баланса, который для функционирующей ТЭУ может быть записан в виде

$$f(M,N) = \operatorname{ABS\delta}(m,n) \succ \delta_f, \quad N = \{n_1, \dots, n_i\},$$
(6)

где δ_f – допустимая погрешность согласования материального баланса; $\delta(m, n)$ – несходимость баланса, обусловленная погрешностью измерения входных переменных M и погрешностью прогнозирования N.

Задача согласования материального баланса [2] при $ABS\delta(m,n) > \delta_f$ формулируется, как задача минимизации f(M,N):

в области G, определяемой ограничениями

$$M^{(\cdot)} \le M \le M^{(\cdot)} , \ N^{(\cdot)} \le N \le N^{(\cdot)}$$

$$\tag{7}$$

задана целевая, в общем случае нелинейная функция f(M,N), требуется найти такие $\{M^*, N^*\} \in G$, для которых справедливо

$$f(M^*, N^*) = \min f(M, N); \{M, N\} \in G.$$
(8)

В этой формулировке $M^{(\cdot)}$, $M^{(\cdot)}$, $N^{(\cdot)}$, $N^{(\cdot)}$ определяют минимальные и максимальные значения векторов M, N.

Значения $M^{(\cdot)}$, $M^{(\cdot)}$ устанавливают на основе вектора предельной погрешности ΔM измерения M как

$$M^{(\cdot)} = M - \Delta M , \ M^{(\cdot)} = M + \Delta M , \tag{9}$$

а значения векторов $N^{(\cdot)},\ N^{(\cdot)}$ – на основе векторов доверительных интервалов ΔN :

$$N^{(\cdot)} = N - \Delta N , \ N^{(\cdot)} = N + \Delta N .$$
⁽¹⁰⁾

Любая пара векторов $\{M, N\} \in G$ является допустимой. Набор всех допустимых пар векторов образует допустимое множество решений задачи согласования материального баланса. Допустимая пара векторов, обеспечивающая значение функции (8) меньше, чем любая другая допустимая пара векторов, считается оптимально согласованной парой векторов $\{M^*, N^*\}$.

В общем случае, когда $ABS\delta(m,n) \succ \delta_f$, согласование материального баланса на заданном *R*-м режиме работы ТЭУ производится в итерационном процессе [3]:

$$f\left(\boldsymbol{M}_{R}^{*}, \boldsymbol{N}^{*(\lambda)}\right) = \min f\left(\boldsymbol{M}_{R}, \boldsymbol{N}_{R}^{*(\lambda-1)}\right) \; ; \; \left\{\boldsymbol{M}_{R}, \boldsymbol{N}_{R}^{*(\lambda-1)}\right\} \in \boldsymbol{G} \; , \tag{11}$$

который заканчивается при выполнении условия

$$f\left(M_R^*, N_R^{*(\lambda)}\right) \le \delta_f , \qquad (12)$$

где $N_R^{*(\lambda)} - \lambda$ -е приближение вектора выходных параметров агрегатов к вектору действительных параметров ТЭУ на *R*-м режиме.

Представленная выше схема согласования несогласованного балансового уравнения при приведении его в согласованное (действительное) состояние осуществляется информационным методом в информационном пространстве и носит название итерационной адаптации балансового уравнения к реальному состоянию ТЭУ.

Ниже предложен метод итерационного перехода к согласованному уравнению материального баланса от несогласованного балансового уравнения путем случайного хаотического поиска истинного значения каждого компонента уравнения при применении граничной функции, организующей процесс.

Случайный поиск позволяет исключить человеческий фактор, как влияющий на результат процесса.

Роль диссипативной функции, которая в реальных процессах организует ход процесса к состоянию равновесия, в информационной системе выполняет граничная функция, отсеивающая результаты расчетов, отклоняющихся от эволюционного тренда процесса при адаптационной идентификации информации к реальному состоянию.

Предлагаемая методика позволяет получить путем согласования уравнения баланса истинное значение параметров рабочего процесса в агрегате системы. Это дает возможность вести контроль за ходом процесса в реальном темпе времени и проводить автоматическое управление процессом.

1. Изложение методики

Все компоненты балансового уравнения являются векторами (потоки), имеют одинаковую размерность и лежат геометрически на одной оси. Это очень существенно сокращает объем зоны поиска истинных значений компонентов и объем расчетов при решении задачи согласования.

Известны измеренные, рассчитанные и принятые значения всех компонентов балансового уравнения и относительная погрешность их определения, поскольку известны инструментарий, методика измерения и доверительный интервал для принятых экспертно величин. Пусть:

 m_i^* , n_i^* – истинное значение компонентов, неизвестные нам;

m_i, *n_i* – измеренное, вычисленное или принятое значение;

 δ_m , δ_n – относительная погрешность измерения, определения компонента.

Зона поиска истинного значения компонента определяется предельным значением, определяемым в соответствии с (9), (10) как

$$m_i^{(\cdot)} = m_i \left(1 + \delta_{m_i} \right); \ m_i^{(\cdot)} = m_i \left(1 - \delta_{m_i} \right)$$
(13)

и соответственно для выходных потоков

$$n_i^{(\cdot)} = n_i \left(1 + \delta_{n_i} \right); \ n_i^{(\cdot)} = n_i \left(1 - \delta_{n_i} \right).$$

$$(14)$$

Интервал зоны поиска равен

$$J_{m_i} = \left(m_i^{(\cdot)} - m_i^{(\cdot)}\right) = 2m_i \delta_{m_i} \,. \tag{15}$$

Введем случайный коэффициент поиска α_{m_i} , тогда новое значение измеренного компонента будет

$$m'_{i} = m^{(\cdot)}_{i} + J_{m_{i}} \alpha_{m_{i}}.$$
 (16)

Такая операция выполняется для всех членов балансового уравнения

$$f(m_1,...,m_k,n_1,...,n_l) = ABS \ \delta(m,n).$$
(17)

После выполнения всех расчетов по предыдущему пункту составляется балансовое уравнение из первоначальных исходных величин

$$f_0(m_i, n_i) = ABS \ \delta(m, n) = Deb_0 \tag{18}$$

и из величин 1-го шага итерационного потока

$$f'_{1}(m'_{i},n'_{i}) = ABS \ \delta(m,n)' = Deb'.$$
 (19)

Сравниваются дебалансы в уравнениях по модулю:

– если $Deb' \prec Deb_0$, то уравнение 1-го шага принимается за исходное и расчет продолжается по описанной выше схеме;

− если $Deb' \ge Deb_0$, то производится возращение к исходному уравнению и выполняется расчет с новыми случайными коэффициентами α_i .

Расчеты по данной схеме продолжаются до тех пор, пока в результате на *n*-м шаге не будет получено $Deb^n \approx 0$ или $Deb^n \leq Deb_{\min}$, удовлетворяющего условиям точности решения.

2. Пример использования методики

В качестве примера демонстрации возможности методики рассмотрен расчетный эксперимент, моделирующий реальную ситуацию процесса сжигания водоугольного топлива (ВУТ) в топке котлоагрегата.

В качестве топлива рассмотрена тонкодисперсная водоугольная система (ТД ВУС) на основе Кузнецкого каменного угля марки ОС с соотношением твердой и жидкой фазы по массе 0,6/0,4.

Состав топлива, принятого за эталон, рассчитанного по данным [4], представлен ниже. ТД ВУС по элементному составу и рабочей массе:

$$C^{p} = 0,4645$$
 кг/кг т; $H^{p} = 0,0216$ кг/кг т; $N^{p} = 0,0088$ кг/кг т;
 $O^{p} = 0,0128$ кг/кг т; $S^{p} = 0,0023$ кг/кг т; $A^{p} = 0,0900$ кг/кг т;
 $W^{p} = 0,4000$ кг/кг т; $\sum K^{p} = 1,0000.$

Состав испытуемого топлива получен с учетом относительной статистической погрешности компонентов топлива при лабораторном анализе и погрешности измерений. Таблица погрешностей и вероятностные значения измеренных долей компонентов топлива даны в итоговой табл. 1, составленной по результатам расчетов.

Расчет процесса горения эталонного топлива произведен в соответствии со стандартной методикой [5].

Массы продуктов сгорания в расчете на 1 кг топлива:

$$\begin{split} m_{\rm CO_2} &= V_{\rm CO_2} \cdot \rho_{\rm CO_2} = 0,8673 \cdot 1,9643 = 1,7036 \, {\rm kr/kr} \, {\rm t}, \\ m_{\rm SO_2} &= V_{\rm SO_2} \cdot \rho_{\rm SO_2} = 0,0016 \cdot 2,9263 = 0,0047 \, {\rm kr/kr} \, {\rm t}, \\ m_{\rm N_2} &= V_{\rm N_2} \cdot \rho_{\rm N_2} = 4,2100 \cdot 1,2505 = 5,2646 \, {\rm kr/kr} \, {\rm t}, \\ m_{\rm H_2O} &= V_{\rm H_2O} \cdot \rho_{\rm H_2O} = 0,82148 \cdot 0,8035 = 0,657 \, {\rm kr/kr} \, {\rm t}, \\ m_{\rm O_2} &= V_{\rm O_2} \cdot \rho_{\rm O_2} = 0,1564 \cdot 1,4286 = 0,2234 \, {\rm kr/kr} \, {\rm t}, \\ m_{\rm A} &= 0,09 \, {\rm kr/kr} \, {\rm t}. \end{split}$$

Зола (шлак) – минеральная часть топлива А при отсутствии концентрации проходит зону горения без изменения массы, транзитом.

Количество воздуха, необходимое для горения топлива:

$$m_{\rm B} = V^{\rm B} \rho_{\rm B} = 5,3203 \cdot 1,293 = 6,8791$$
 кг/кг т.

Полученные результаты расчетов исходного топлива (эталонного) и расчет горения топлива представляют собой контрольный (эталонный) вариант для сравнения с процедурой согласования балансового уравнения. Измерение массового состава продуктов сгорания на основе электронного газоанализатора производится с погрешностью, равной для всех компонентов $\delta_i = 0,003$. С учетом погрешности, распределения, предельных отклонений и интервала зоны поиска были приняты значения масс компонентов продуктов сгорания (табл. 1). Таким образом, были смоделированы результаты экспериментального исследования горения ТД ВУС.

Дебаланс эталонного расчета составляет 0,81 %, что является нормальным для условий расчета по стандартной методике расчета сжигания топлива.

Дебаланс моделируемого процесса горения ТД ВУС составляет 9,75 %, что говорит о несбалансированности данных по процессу сгорания топлива. По литературным данным погрешность при балансовых испытаниях котельных агрегатов составляет в среднем ~5 %, что согласуется с рассматриваемой моделью.

С целью снижения неопределенности параметров функционирующей котельной установки проведем согласование балансов [6] для рассматриваемого процесса.

Система рассматриваемых балансовых уравнений дана ниже:

углерода:

$$\mathbf{C}^p - \frac{12}{44} \left(m_{\mathrm{CO}_2} \right) = \delta(m_C) ;$$

азота:

$$N^{p} + 0,766G^{B} - m_{N_{2}} = \delta(m_{N});$$

воды и водорода:

0,111
H p +0,0124
W p +0,0161· $V^{\scriptscriptstyle\rm B}=V_{\rm H_2O}$,
 $V_{\rm H_2O}\cdot\rho_{\rm H_2O}=m_{\rm H_2O}$ (водяной пар);

кислорода:

$$O^{p} + 0,2334G^{B} + \frac{16}{18}W^{p} + \frac{16}{18}0,016G^{B} = \frac{32}{44}m_{CO_{2}} + \frac{16}{18}m_{H_{2}O} + m_{O_{2}}.$$

Расчет согласования балансового уравнения углерода

$$\mathbf{C}^{\mathbf{p}} - \frac{12}{44}m_{\mathrm{CO}_2} = \delta(x).$$

Нулевые уравнения

$$0,44693 - \frac{12}{44}1,7003 = -0,0209.$$

Первая итерация

$$(0,428258+0,7\cdot0,07246) - \frac{12}{44}(1,7003+0,4\cdot0,0102) = 0,0141.$$

Вторая итерация

$$(0,428258+0,5\cdot0,07246) - \frac{12}{44}(1,7003+0,3\cdot0,0102) = 0,0010$$
.
 $C^{p} = 0,4650; m_{CO_{2}} = 1,7016.$

Балансовые уравнения азота, влаги и водорода, кислорода рассчитаны в соответствии с методикой и представлены в таблице.

I	примечание				87 HOVE	im Pova						RHXOT n.				Deb
Эталон	m_i^* , n_i^*	0,4645	0,02161	0,00878	0,0128	0,4000	0,0023	0,0900	6,8791	1,7036	5,2646	0,6570	0,2234	0,0047	0,0900	0,00809
Согласованное зна-	чение	0,4650	0,02161	0,00862	0,0132	0,3924	0,0047	0,0900	6,8755	1,7016	5,2662	0,6580	0,2220	0,0047	0,0900	0,00799
Измеренное зна-	чение m_i , n_i	0,4469	0,02177	0,00937	0,0132	0,3700	0,0023	0,0900	6,2063	1,7003	5,2562	0,6591	0,2230	0,0047	0,0900	0,0975
Интервал	поиска J_i	0,0724	0,00108	0,0035	0,00256	0,0672	0,00016	I	1,86189	0,0102	0,0315	0,0039	0,0014	0,00002	I	
ABS погрешность	$\pm m_i$, $\pm n_i$	0,0362	0,00054	0,000176	0,000128	0,0336	0,00008	I	0,9309	0,0051	0,0157	0,0019	0,0007	0,00001	I	$\delta(m,n)$
Погрешность,	δ_i	0,078	0,025	0,020	0,010	0,084	0,035	I	0,15	0,003	0,003	0,003	0,003	0,003	I	$f(m_i, n_i) = ABS$
Компонент,	Kr/Kr T	Ср	$^{\rm d}H$	Np	O^p	Wp	Sp	\mathbf{A}^{p}	воздух $G^{\mathtt{B}}$	$m_{\rm CO_2}$	$m_{ m N_2}$	$m_{ m H_2O}$	m_{O_2}	$m_{\rm SO_2}$	$m_{\rm A}$	
$\mathcal{N}_{\bar{0}}$	Ш	1	5	ε	4	5	9	7	8	1	7	ε	4	5	9	

The final table based on the results of the calculation experiment Итоговая таблица по результатам расчетного эксперимента

Основной вывод из сравнения трех общих балансовых уравнений:

- по результатам измерений $\delta(m_i, n_i) = 9,75$ %;
- согласованного балансового уравнения $\delta(m_i, n_i) = 0,799$ %;
- эталонного балансового уравнения $\delta(m_i, n_i) = 0,809$ %.

Определенные методом случайного поиска при наличии граничной функции параметры, определяющие действительное состояние топочного процесса в топке котла, при сравнении с эталонными оказываются практически совпадающими с их значениями.

Заключение

Результаты итерационной адаптации несогласованного балансового уравнения к согласованному состоянию предлагаемым методом случайного (хаотического) поиска истинного значения компонентов материального (субстанциального) баланса позволяют понизить неопределенность информации по параметрам топочного процесса.

Решение задачи повышения достоверности исходной информации на функционирующей ТЭУ позволяет диагностировать работающую установку практически точно.

Методика согласования баланса проста, понятна и легко программируема, что позволяет рекомендовать ее для использования при автоматическом управлении технологическими процессами.

ЛИТЕРАТУРА

- Nozdrenko G.W., Owczynnikow J.W. Zasada nierównoznacznności pzzy modelowanik skojarzonych procesów cieplno-elektrycznych // Zeszyty Naukowe Politechniki Śląskiej Energetyka. – 1978. – Z. 68. – Nr 564. – S. 61–65.
- Nozdrenko G.W., Ovchinnikov Yu.V. Some principles of mathematical modeling of operating thermal units in power station // 2nd Int. Energ. Simp. Pol. – Wrocław, 1981. – P. 164–172.
- 3. **Овчинников Ю.В.** Анализ и оптимизация технико-экономических и экологических параметров ТЭС: дис. ... д-ра техн. наук. Новосибирск, 1999. 60 с.
- 4. Теплотехнический справочник. Т. 1 / под ред. В.Н. Юренева и П.Д. Лебедева. М.: Энергия, 1976. 744 с.
- 5. Теплотехнический справочник. Т. 2 / под ред. В.Н. Юренева и П.Д. Лебедева. М.: Энергия, 1976. 896 с.
- 6. **Овчинников Ю.В., Бойко Е.Е.** Технология получения и исследования тонкодисперсных водоугольных суспензий. – Новосибирск: Изд-во НГТУ, 2017. – 308 с.

CORRECTION OF INITIAL INFORMATION FOR CALCULATING THE EFFICIENCY OF AN OPERATING ENERGY UNIT WHEN BURNING WATER-COAL FUEL

Boyko E.E., Ovchinnikov Yu.V., Grigoryeva O.K.

Novosibirsk State Technical University, Novosibirsk, Russia

For a number of reasons, the information received on a real operating heat and power plant is uncertain. To reduce uncertainty, you can use the balancing methodology.

The method of iterative transition to the coordinated equation of material balance from the uncoordinated balance equation is proposed by a random chaotic search of a true value of each member of the equation when applying the boundary function that organizes the process. Random search allows us to exclude the human factor that affects the outcome of the process. The role of the dissipative function in the information system is performed by the boundary function that filters out the results of calculations deviating from the evolutionary trend of the process in the

adaptive identification of information to the real state. The dissipative function of real processes brings the process to a state of equilibrium. The proposed method allows us to obtain the true value of the work process parameters in the aggregate of the system. This makes it possible to monitor the progress of the process in real time and to perform automatic process control. As demonstration of the feasibility of the method a calculation experiment is considered that simulates a real situation of the process of burning water-coal fuel in the boiler furnace.

Keywords: balancing methodology, random search, boundary function, calculation experiment, water-coal fuel.

DOI: 10.17212/1727-2769-2017-3-19-28

REFERENCES

- Nozdrenko G.W., Owczynnikow J.W. Zasada nierównoznacznności pzzy modelowanik skojarzonych procesów cieplno-elektrycznych. Zeszyty Naukowe Politechniki Śląskiej Energetyka, 1978, z. 68, nr 564, pp. 61–65.
- 2. Nozdrenko G.W., Ovchinnikov Yu.V. Some principles of mathematical modeling of operating thermal units in power station. *2nd Int. Energ. Simp.* Pol., Wrocław, 1981, pp. 164–172.
- 3. Ovchinnikov Yu.V. Analiz i optimizatsiya tekhniko-ekonomicheskikh i ekologicheskikh parametrov TES. Diss. dokt. tekhn. nauk [Analysis and optimization of technical, economic and ecological parameters of heat and power plants. Dr. eng. sci. diss.]. Novosibirsk, 1999. 60 p.
- 4. Yurenev V.N., Lebedev P.D. *Teplotekhnicheskii spravochnik*. T. 1 [Thermal reference. Vol. 1]. Moskow, Energiya Publ., 1976. 744 p.
- 5. Yurenev V.N., Lebedev P.D. *Teplotekhnicheskii spravochnik*. T. 2 [Thermal reference. Vol. 2]. Moskow, Energiya Publ., 1976. 896 p.
- Ovchinnikov Yu.V., Boiko E.E. *Tekhnologiya polucheniya i issledovaniya tonkodispersnykh vodougol'nykh suspenzii* [Production technology and research fine coal-water suspensions]. Novosibirsk, NSTU Publ., 2017. 308 p.

СВЕДЕНИЯ ОБ АВТОРАХ



Бойко Екатерина Евгеньевна – родилась в 1991 г., аспирант кафедры тепловых электрических станций Новосибирского государственного технического университета. Основное направление исследований – разработка схемы сжигания ИКЖТ в энергетических котлоагрегатах. Имеет более 15 публикаций. (Адрес: 630073, Россия, Новосибирск, пр. Карла Маркса, 20. E-mail: e.boyko1991@yandex.ru).

Boyko Ekaterina Evgenevna (b. 1991) – graduate student at the department of thermal power stations, Novosibirsk State Technical University. Her research interests are currently focused on the development of the ACLF combustion schemes in power boilers. She is the author of more than 15 research papers. (Address: 20, Karl Marx Av., Novosibirsk, 630073, Russia. E-mail: e.boyko1991@yandex.ru).



Овчинников Юрий Витальевич – родился в 1937 году, д-р техн. наук, профессор кафедры тепловых электрических станций факультета энергетики Новосибирского государственного технического университета. Основное направление исследований – разработка и исследование новых видов композитных топлив из угля. Имеет более 50 публикаций, в том числе 4 монографии. (Адрес: 630073, Россия, Новосибирск, пр. Карла Маркса, 20. E-mail: roxy9107@mail.ru).

Ovchinnikov Urii Vitalevich (b. 1937) – Doctor of Sciences (Eng.), professor at the department of thermal power stations, Novosibirsk State Technical University. His research interests are currently focused on the research and development of new types of composite fuel production from coal. He is the author of more than 50 publications, including 4 monographs. (Address: 20, Karl Marx Av., Novosibirsk, 630073, Russia. E-mail: roxy9107@mail.ru).



Григорьева Оксана Константиновна – канд. техн. наук, доцент кафедры тепловых электрических станций Новосибирского государственного технического университета. Основное направление исследований – комплексные исследования ТЭС с новыми технологиями. Имеет более 70 публикаций. (Адрес: 630073, Россия, Новосибирск, пр. Карла Маркса, 20. E-mail: ok-grigoryeva@mail.ru).

Grigoreva Oksana Konstantinovna – PhD (Eng.), associate professor the department of thermal power stations of the Power Engineering Faculty, Novosibirsk State Technical University. Her research interests are currently focused on complex research, THPS new technologies. She is the author of more than 70 scientific papers. (Address: 20, Karl Marx Av., Novosibirsk, 630073, Russia. E-mail: ok-grigoryeva@mail.ru).

Статья поступила 20 июня 2017 г. Received June 20, 2017

To Reference:

Boyko E.E., Ovchinnikov Y.V., Grigoryeva O.K. Korrektsiya iskhodnoi informatsii dlya rascheta effektivnosti funktsioniruyushchei energoustanovki pri szhiganii VUT [Correction of the initial information for calculation of efficiency of functioning energy unit when burning water-coal fuel]. *Doklady Akademii nauk vysshei shkoly Rossiiskoi Federatsii – Proceedings of the Russian higher school Academy of sciences*, 2017, no. 3 (36), pp. 19–28. doi: 10.17212/1727-2769-2017-3-19-28

2017

ДОКЛАДЫ АН ВШ РФ июль–сентябрь

№ 3 (36)

ТЕХНИЧЕСКИЕ НАУКИ

УДК 621.39:519.2

О ХАРАКТЕРЕ СХОДИМОСТИ ПРОЦЕДУР МОДЕЛИРОВАНИЯ ИЗОБРАЖЕНИЙ, ОПИСЫВАЕМЫХ БИНАРНЫМИ ГИББСОВСКИМИ МОДЕЛЯМИ

В.Н. Васюков, А.Ю. Зайцева, И.А. Денисенко

Новосибирский государственный технический университет

Исследуется поведение процедур моделирования бинарных стохастических изображений, подчиняющихся распределению Гиббса. Моделирование выполняется методами стохастической релаксации (итерационные алгоритмы Гиббса и Метрополиса-Хастингса). Особое внимание уделяется явлению фазового перехода, которое проявляется в виде качественного изменения характера реализаций поля в процессе его моделирования. В качестве простейшего примера распределения Гиббса выбрана хорошо известная в статистической физике изотропная модель Изинга, для которой известно точное значение критической температуры и обратного к ней параметра распределения, при котором наступает фазовый переход. В работе экспериментально (путем моделирования) исследовано качественное изменение характера реализаций поля для значений параметра модели Изинга ниже и выше критического. Подтверждено, что при значениях параметра ниже критического последовательность реализаций быстро (на протяжении нескольких десятков итераций) приобретает стационарный характер, который далее качественно не меняется. Если же значение параметра превышает критическое, то стационаризация не наблюдается и изображение в процессе моделирования стремится к постоянному значению (+1 или -1). Исследована также анизотропная модель Изинга с парными соседними кликами при различной степени анизотропии, для которой точные значения критического параметра не известны. Наблюдается зависимость между степенью анизотропии модели и значением критического параметра распределения. Установлено, что усиление анизотропии сопровождается ростом критического параметра распределения. При достижении предельного значения показателя анизотропии вышеупомянутое качественное изменение характера реализаций не наблюдается, что говорит об отсутствии фазового перехода. Это можно объяснить тем, что строки изображения при этом становятся независимыми и описываются одномерной моделью Изинга, в которой, как известно, фазовый переход отсутствует.

Ключевые слова: моделирование, гиббсовское случайное поле, сходимость, фазовый переход, модель Изинга.

DOI: 10.17212/1727-2769-2017-3-29-38

Введение

Модели на основе гиббсовских случайных полей играют заметную роль в разработке алгоритмов обработки и анализа изображений [1–10]. Гиббсовские случайные поля обладают марковским свойством, которое позволяет применять для их моделирования алгоритмы поточечной модификации на основе условных вероятностей (плотностей вероятностей) в данной точке поля при заданной конфигурации на ее окрестности. Распределение Гиббса представляет собой инструмент описания текстурных свойств изображений как реализаций случайных полей, в терминах гиббсовских потенциалов – параметров распределения.

Исследование выполнено при финансовой поддержке Российского фонда фундаментальных исследований, проект № 16-37-00151

^{© 2017} В.Н. Васюков, А.Ю. Зайцева, И.А. Денисенко

Для моделирования гиббсовских случайных полей применяется метод стохастической релаксации, реализуемый в итерационных алгоритмах Гиббса и Метрополиса–Хастингса [1]. В основе такого подхода лежит предположение о том, что после выполнения некоторого (достаточного в практическом смысле) количества итераций процедура стохастической релаксации представляет собой стационарную марковскую цепь реализаций случайного поля, подчиняющихся заданному гиббсовскому распределению вероятностей (в действительности это справедливо лишь в пределе при бесконечном количестве итераций [1]). После стационаризации любая из реализаций может быть принята в качестве выборочного экземпляра заданной вероятностной модели.

Частным случаем модели случайного поля, описываемого распределением Гиббса, является изотропная модель Изинга, разработанная для описания явления ферромагнетизма [3]. Этой модели свойственно явление фазового перехода – изменение состояния всей или части магнитной системы, характеризуемого параметрами магнитного упорядочения. Фазовый переход из так называемой ферромагнитной (неупорядоченной) фазы в парамагнитную (упорядоченную) обусловлен изменением температуры системы и возникает при прохождении через критическую точку – критическую температуру. В статистической физике известно точное значение критической температуры $T_{\rm kp} = 2.2692$ для системы, описываемой изотропной моделью Изинга [11].

В работах, посвященных применению гиббсовских моделей для описания изображений, явлению фазового перехода не уделяется должного внимания, в то время как при моделировании стохастических изображений его неучет может привести к серьезным ошибкам.

Целью данной работы является экспериментальное исследование характера сходимости процедур моделирования бинарных изображений, описываемых изотропной и анизотропной моделями Изинга.

1. Моделирование случайных полей, описываемых изотропной моделью Изинга

При построении гиббсовской модели цифрового изображения размерами $N_1 \times N_2$ случайное поле представляется в виде совокупности дискретных случайных величин, ассоциированных с точками прямоугольной решетки $L_2 = \{(i, j) : i = \overline{1, N_1}; j = \overline{1, N_2}\}$. Для задания распределения Гиббса необходимо ввести на решетке систему клик [2]. Кликой называется совокупность точек решетки, считающихся попарно соседними. Соседство означает наличие взаимодействия между точками, при этом точки клики не обязательно должны быть геометрически соседними. Окрестностью точки (i, j) называется объединение клик, содержащих (i, j), за вычетом этой точки. Каждой клике с приписывается функция $V_c(\cdot)$, зависящая от значений поля в точках клики *с* и называемая потенциалом. Рассматриваемая модель может быть однородна в том смысле, что множество С всех клик разбито на непересекающиеся подмножества (семейства), каждое из которых образовано всевозможными сдвигами единственной клики в пределах решетки [8–9]. Распределение Гиббса задается выражением

$$P(X=x) = Z^{-1} \exp\left\{-\sum_{c \in \mathbb{C}} V_c(x)\right\},$$
(1)

где P(X = x) – вероятность того, что поле X примет конфигурацию x (для дискретнозначного поля) или соответствующая плотность вероятности для поля с непрерывными (вещественными) значениями; нормирующая константа

$$Z = \sum_{x \in \mathbb{N}} \exp \left\{ -\sum_{c \in \mathbb{C}} V_c(x) \right\}$$
 определяется суммированием (или интегрированием)

по множеству к всех возможных реализаций (конфигураций) поля Х [4-5].

Простейшей моделью случайного поля с гиббсовским распределением вероятностей является изотропная модель Изинга с парными кликами, в которой потенциалы клик задаются, как показано на рис. 1 [3].



Рис. 1 – Значения потенциалов вертикальной и горизонтальной парных клик изотропной модели Изинга в зависимости от конфигурации поля

Fig. 1 – Potential values for vertical and horizontal pair-wise clique depending on a random field configuration in isotropic Ising model

Если значения поля в точках клики совпадают, потенциал клики равен $-\beta$, в противном случае $+\beta$. Таким образом, более вероятными будут такие конфигурации, где геометрически соседние точки имеют совпадающие значения. Если случайное поле принимает значения из множества $\{+1; -1\}$, его распределение имеет вид

$$P(X = x) = Z^{-1} \exp\left\{-U(x)\right\} = Z^{-1} \exp\left\{\beta \sum_{c \in \mathbb{C}} x_c^{(1)} x_c^{(2)}\right\},$$
(2)

где $x_c^{(1)}$ и $x_c^{(2)}$ – значения реализациих поля X в точках парной клики; β – параметр распределения; Z^{-1} – нормирующая константа, U(x) – функция, имеющая смысл потенциальной энергии.

Для моделирования реализаций гиббсовских случайных полей применяются итерационные алгоритмы стохастической релаксации. Начальная конфигурация поля генерируется как совокупность независимых значений. На каждом итерационном шаге точки решетки обходятся в псевдослучайном порядке, и значение поля в каждой точке решетки модифицируется с учетом конфигурации поля на ее окрестности, таким образом с некоторого момента процедура моделирования служит генератором реализаций случайного поля, описываемого заданным распределением Гиббса [1]. Дальнейшее увеличение числа итераций не приводит к качественному изменению их характера, если параметр β не превышает некоторого критического значения $\beta_{\rm kp}$ (рис. 2). При этом условии в качестве результата моделирования заданного гиббсовского поля можно выбрать любую реализацию.



Рис. 2 – Примеры реализаций случайного поля, описываемого изотропной моделью Изинга, размером 128×128 при β = 0.43:
 на 1000-й итерации (*a*), на 10 000-й итерации (*b*), на 100 000-й итерации (*c*)
 Fig. 2 – Examples of realizations a128×128 pixels random field described by an isotropic Ising model: β = 0.43:
 at the 1000th iteration (*a*), at the 10 000th iteration (*b*), at the 100 000th iteration (*c*)

Однако при значениях β больше критического ($\beta \ge \beta_{kp}$) реализации поля стремятся к состоянию, при котором все его точки принимают равные значения (рис. 3); стационаризация за обозримое время не происходит.



Рис. 3 – Примеры реализаций случайного поля, описываемого изотропной моделью Изинга, размером 128×128 при $\beta = 0.45$: на 1000-й итерации (*a*), на 10 000-й итерации (*b*), на 100 000-й итерации (*c*) *Fig.* 3 – Examples of realizations a 128×128 pixels random field described by an isotropic Ising model $\beta = 0.45$: at the 1000th iteration (*a*), at the 10 000th iteration (*b*), at the 100 000th iteration (*c*)

Нужно отметить, что количество итераций, необходимое для стабилизации характера реализаций случайного поля, зависит от параметра β : при малых значениях β для этого достаточно нескольких десятков итераций, в то время как при значениях β , приближающихся к критическому, изменение пространственнокорреляционных характеристик реализаций происходит очень медленно и стационаризация требует сотен тысяч итераций.

Таким образом, наличие или отсутствие фазового перехода может оказать решающее влияние на результат моделирования текстурных изображений. Однако в литературе, посвященной применению гиббсовских моделей для моделирования и обработки изображений, это явление практически не учитывается. Характерным примером может служить классическая работа Г. Винклера [10], где представленные на рис. 3 реализации бинарного поля при $\beta = 0.41, 0.45, 0.47$ и 4.0 охарактеризованы как типичные, в то время как только первое из них может считаться типичным, поскольку значение β не достигает критического уровня, точное значение которого известно и равно $\beta_{\rm kp} = 1/T_{\rm kp} = 1/2.2692 = 0.44$ [11]. Три последних изображения типичными не являются, так как их вид определяется количеством выполненных итераций.

2. Исследование критических свойств случайных полей, описываемых анизотропной моделью Изинга

Можно ожидать, что замена изотропной модели Изинга анизотропной приведет к изменению критического параметра. В рассмотренной ранее модели Изинга примем потенциалы вертикальных и горизонтальных клик равными соответственно $\beta(1+\lambda)$ и $\beta(1-\lambda)$, где λ – параметр анизотропии (рис. 4). При $\lambda = 0$ модель изотропна, при $\lambda = 1$ потенциалы горизонтальных парных клик равны нулю, что означает отсутствие статистической связи между столбцами изображения.



Рис. 4 – Значения потенциалов вертикальной и горизонтальной парной клики в зависимости от конфигурации случайного поля, описываемого анизотропной моделью Изинга

Fig. 4 – Vertical and horizontal pair-wise clique potential values depending on a random field configuration described by an anisotropic Ising model

Получить строгое решение не удается, поэтому приходится ограничиться результатами моделирования. Изменение характера реализаций анизотропного поля в процессе итерационного моделирования демонстрируется на рис. 5 и 6.





anisotropic Ising model without a phase transition, $\lambda = 0.8$ and $\beta = 0.6$: at the 1000th iteration (*a*), at the 10 000th iteration (*b*), at the 100 000th iteration (*c*)



 Рис. 6 – Примеры реализаций поля, описываемого анизотропной моделью

 Изинга, размером 128×128 при $\lambda = 0.8$ и $\beta = 0.8$:

 на 1000-й итерации (a), на 10 000-й итерации (b), на 100 000-й итерации (c)

 Fig. 6 – Examples of realizations of a 128×128 pixels field described by an anisotropic Ising model, $\lambda = 0.8$ and $\beta = 0.8$:

 аt the 1000th iteration (a), at the 10 000th iteration (b), at the 100 000th iteration (c)

3. Экспериментальные результаты

В ходе эксперимента моделировалось бинарное поле размером 128×128, описываемое анизотропной моделью Изинга. При фиксированном значении параметра анизотропии λ на основе многократного моделирования реализаций поля при различных значениях β и фиксации характера реализаций поля в процессе моделирования находилось его критическое значение β_{kp} .

Экспериментальным путем установлена зависимость критического параметра ра β_{kp} от параметра анизотропии λ (см. таблицу).

on the parameter of amsotropy r	
Параметр анизотропии λ	Критический параметр _{Вкр}
0	0.44
0.1	0.44
0.2	0.45
0.3	0.45
0.4	0.47
0.5	0.5
0.6	0.6
0.7	0.6
0.8	0.7
0.9	0.8
1	_

Зависимость критического параметра $\beta_{\kappa p}$ от параметра анизотропии λ

Dependence of the critical parameter β_{cr} on the parameter of anisotropy λ

Из результатов эксперимента видно, что критический параметр $\beta_{\rm kp}$ растет с увеличением параметра анизотропии λ . При $\lambda = 0$, как и следует из теории,

 $\beta_{\rm kp} = 0.44$. При $\lambda = 1$ фазовый переход не наблюдается, что, по-видимому, объясняется тем, что двумерная модель Изинга вырождается в одномерную (так как потенциал горизонтальных клик равен нулю, изображение распадается на совокупность независимых столбцов), а как известно [12], в одномерной модели Изинга фазовый переход отсутствует.

Заключение

При моделировании последовательностей реализаций гиббсовского случайного поля методом стохастической релаксации необходимо учитывать возможность качественного изменения характера реализаций при достижении параметрами распределения критических значений.

Экспериментальное исследование поведения реализаций гиббсовского случайного поля, описываемого моделью Изинга, проиллюстрировало качественное изменение характера реализаций случайного поля в процессе моделирования, если параметр модели превышает критическое значение. Установлено, что при введении в модель Изинга параметра анизотропии диапазон допустимых при моделировании значений параметра β монотонно расширяется с усилением анизотропии, а при предельном значении параметра анизотропии ($\lambda = 1$) фазовый переход отсутствует.

В дальнейшем представляется актуальным исследование изменений характера реализаций при генерировании случайных полей, в основе которых лежат более сложные гиббсовские модели, в частности применяемые в работах [4–6], [8–9]. Наличие критических значений параметров распределения необходимо принимать во внимание при моделировании изображений на основе гиббсовских случайных полей.

ЛИТЕРАТУРА

- Geman S., Geman D. Stochastic relaxation, Gibbs distributions, and the Bayesian restoration of images // IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence. – 1984. – Vol. PAMI-6, N 6. – P. 721–741.
- 2. Gimel'farb G. Image textures and Gibbs random fields. Dordrecht, Netherlands: Kluwer Academic Publishers, 1999. 250 p.
- 3. Derin H., Kelly P.A. Discrete-index Markov-type random processes // Proceedings of the IEEE. 1989. Vol. 77, N 10. P. 1485–1510.
- Васюков В.Н., Голещихин Д.В. Восстановление и сегментация изображений, описываемых гиббсовскими моделями // Научный вестник НГТУ. – 2001. – № 2 (11). – С. 9–22.
- 5. Васюков В.Н. Оценивание параметров конечнозначных гиббсовских полей с использованием достаточных статистик // Автометрия. 2001. № 4. С. 110–118.
- Vasyukov V.N., Goleshchikhin D.V. Image processing based on Gibbs models // The 7th Korea-Russia International Symposium on Science and Technology, KORUS-2003. – Piscataway, NJ: IEEE, 2003. – Vol. 2. – P. 340–344.
- Васюков В.Н. Бинарная гиббсовская модель текстуры для анализа и сегментации изображений // Доклады Академии наук высшей школы Российской Федерации. – 2005. – № 2. – С. 81–93.
- Васюков В.Н., Зайцева А.Ю. Иерархическая конечнозначная гиббсовская модель для сегментации текстурных изображений // Доклады Академии наук высшей школы Российской Федерации. – 2016. – № 3 (32). – С. 43–53.

- Vasyukov V.N., Zaitseva A.Yu. Segmentation of textured images described by hierarchical Gibbs model // 11 International Forum on Strategic Technologies (IFOST 2016): proceedings, Novosibirsk, 1–3 June 2016. – Novosibirsk: NSTU Publ., 2016. – Pt. 1. – P. 452–455.
- Винклер Г. Анализ изображений, случайные поля и динамические методы Монте-Карло. – Новосибирск: Гео, 2002. – 343 с.
- Onsager L. Crystal statistic. I. A two-dimensional model with an order-disorder transition // Physical Review. – 1944. – Vol. 65, N 3–4. – P. 117–149.
- Ising E. Beitrag zur theorie des ferromagnetismus // Zeitschrift f
 ür Physik. 1925. Vol. 31, iss. 1. – P. 253–258.

ON THE CONVERGENCE NATURE OF BINARY GIBBS RANDOM FIELD MODELING PROCEDURES

Vasyukov V.N., Zaitseva A.Yu., Denisenko I.A.

Novosibirsk State Technical University, Novosibirsk, Russia

The behavior of binary stochastic images described by the Gibbs distribution is investigated in the paper. Modeling is based on stochastic relaxation methods (iterative Gibbs and Metropolis-Hastings algorithms). The phase transition phenomenon occurring in the form of a qualitative change of the field realization nature during modeling is of special interest. As the simplest example of the Gibbs distribution we use the isotropic Ising model widely applied in statistical physics for which a critical temperature and a reverse parameter of a phase transition are known. A qualitative change of the nature of field realizations for the Ising model parameters below and above the critical value is investigated experimentally by modeling. It is proved that when parameter values are below a critical value, the sequence of realizations quickly becomes stationary and does not change any more. However, if a parameter value exceeds a critical one, the nature of the sequence is not stationary and an image approaches a constant value (-1 or +1) during modeling. Besides, an anisotropic Ising model with pair-wise neighboring cliques with different anisotropy degrees for which proper critical parameters are unknown is investigated. The relationship between a model anisotropy degree and a critical parameter value is obtained. It is established that an increase in anisotropy is followed by an increase in a critical distribution parameter. When an anisotropy parameter reaches a maximum value, the above mentioned qualitative change of the field nature is not observed, which indicates the absence of a phase transition. It can be explained by the fact that in this case image lines are independent and are described by a one-directional Ising model in which a phase transition is known to be lacking.

Keywords: modeling, Gibbs random field, convergence, phase transition, Ising model.

DOI: 10.17212/1727-2769-2017-3-29-38

REFERENCES

- 1. Geman S., Geman D. Stochastic relaxation, Gibbs distributions, and the Bayesian restoration of images. *IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence*, 1984, vol. PAMI-6, no. 6, pp. 721–741.
- Gimel'farb G. Image textures and Gibbs random fields. Dordrecht, Netherlands, Kluwer Academic Publishers, 1999. 250 p.
- Derin H., Kelly P.A. Discrete-index Markov-type random processes. *Proceedings of the IEEE*, 1989, vol. 77, no. 10, pp. 1485–1510.
- 4. Vasyukov V.N., Goleshchikhin D.V. Vosstanovlenie i segmentatsiya izobrazhenii, opisy-vaemykh gibbsovskimi modelyami [Reconstruction and segmentation of images described by Gibbs models]. Nauchnyi vestnik Novosibirskogo gosudarstvennogo tekhnicheskogo universiteta Science bulletin of the Novosibirsk state technical university, 2001, no. 2 (11), pp. 9–22.
- 5. Vasyukov V.N. Otsenivanie parametrov konechnoznachnykh gibbsovskikh polei s ispol'zovaniem dostatochnykh statistik [Parameter estimation of finitely-values Gibbs fields with using sufficient statistics]. *Avtometriya Optoelectronics, Instrumentation and Data Processing*, 2001, no. 4, pp. 110–118. (In Russian).
- Vasyukov V.N., Goleshchikhin D.V. Image processing based on Gibbs models. *The 7th Korea-Russia International Symposium on Science and Technology, KORUS-2003*. Piscataway, NJ, IEEE, 2003, vol. 2, pp. 340–344.
- Vasyukov V.H. Binarnaya gibbsovskaya model' tekstury dlya analiza i segmentatsii izobrazhenii [Binary Gibbs model of texture for image analysis and segmentation]. Doklady Akademii nauk vysshei shkoly Rossiiskoi Federatsii – Proceedings of the Russian higher school Academy of sciences, 2005, no. 2, pp. 81–93.
- Vasyukov V.N., Zaitseva A.Yu. Ierarkhicheskaya konechnoznachnaya gibbsovskaya model' dlya segmentatsii teksturnykh izobrazhenii [A hierarchical finitely-valued Gibbs model for texture image segmentation]. Doklady Akademii nauk vysshei shkoly Rossiiskoi Federatsii – Proceedings of the Russian higher school Academy of sciences, 2016, no. 3 (32), pp. 43–53.
- Vasyukov V.N., Zaitseva A.Yu. Segmentation of textured images described by hierarchical Gibbs model. *11 International Forum on Strategic Technologies (IFOST 2016)*: proceedings, Novosibirsk, 1–3 June 2016, pt. 1, pp. 452–455.
- 10. Winkler G. Image analysis, random fields and dynamic Monte Carlo methods. Berlin, Heidelberg, Springer-Verlag, 1995. 324 p. (Russ. ed.: Vinkler G. Analiz izobrazhenii, sluchainye polya i dinamicheskie metody Monte-Karlo. Novosibirsk, Geo Publ., 2002. 343 p.).
- 11. Onsager L. Crystal statistic. I. A two-dimensional model with an order-disorder transition. *Physical Review*, 1944, vol. 65, no. 3–4, pp. 117–149.
- 12. Ising E. Beitrag zur theorie des ferromagnetismus. Zeitschrift für Physik, 1925, vol. 31, iss. 1, pp. 253–258.



СВЕДЕНИЯ ОБ АВТОРАХ

Васюков Василий Николаевич – родился в 1951 году, д-р техн. наук, профессор, заведующий отделом научных исследований, Новосибирский государственный технический университет. Область научных интересов: цифровая обработка и статистический анализ сигналов и изображений. Опубликовано более 120 научных работ. (Адрес: 630073, Россия, Новосибирск, пр. Карла Маркса, 20, E-mail: vasyukov@corp.nstu.ru).

Vasyukov Vasily Nikolaevich (b. 1951) – D.Sc. (Eng.), professor, head of the scientific research department, Novosibirsk State Technical University. His research interests are currently focused on digital signal and image processing and analysis. He is the author of over 120 scientific papers. (Address: 20, Karl Marx Av., Novosibirsk, 630073, Russia. E-mail: vasyukov@corp.nstu.ru).



Зайцева Анна Юрьевна – родилась в 1993 году, аспирант третьего года обучения по направлению «Теоретические основы информатики», Новосибирский государственный технический университет. Область научных интересов: алгоритмы обработки и анализа сигналов и изображений. Опубликовано 20 научных работ. (Адрес: 630073, Россия, Новосибирск, пр. Карла Маркса, 20, E-mail: ayuzaitseva@yandex.ru).

Zaitseva Anna Yuryevna (b. 1993) – a third year post-graduate student, the fundamentals of information science program at Novosibirsk State Technical University. Research interests include signal and image processing and analysis algorithms. She is the author of 20 scientific papers. (Address: 20, Karl Marx Av., Novosibirsk, 630073, Russia. E-mail: ayuzaitseva@yandex.ru).



Денисенко Ирина Александровна – родилась в Тамбове, Россия, 14 июня 1995 года. Магистрант Новосибирского государственного технического университета. Область научных интересов: алгоритмы обработки и анализа сигналов и изображений. Опубликовано 4 научные работы. (Адрес: 630073, Россия, Новосибирск, пр. Карла Маркса, 20, E-mail: denisenkoia95@gmail.com).

Denisenko Irina Aleksandrovna (b. 1995) – a Student of Master program in Novosibirsk State Technical University. Her research interests include signal and image processing and analysis algorithms. She is the author of 4 scientific papers (Address: 20, Karl Marx Av., Novosibirsk, 630073, Russia, E-mail: denisenkoia95@gmail.com).

> Статья поступила 17 июля 2017 г. Received July 17, 2017

To Reference:

Vasyukov V.N., Zaitseva A.Yu., Denisenko I.A. O kharaktere skhodimosti protsedur modelirovaniya izobrazhenii, opisyvaemykh gibbsovskimi modelyami [On the convergence nature of binary Gibbs random field modeling procedures]. *Doklady Akademii nauk vysshei shkoly Rossiiskoi Federatsii – Proceedings of the Russian higher school Academy of sciences*, 2017, no. 3 (36), pp. 29–38. doi: 10.17212/1727-2769-2017-3-29-38

2017

ДОКЛАДЫ АН ВШ РФ июль–сентябрь

ТЕХНИЧЕСКИЕ НАУКИ

УДК 621.3.049.77.002.5

МИКРОЭЛЕКТРОМЕХАНИЧЕСКИЙ ГЕНЕРАТОР НА ОСНОВЕ МОДИФИЦИРОВАННОЙ СХЕМЫ ДУПЛИКАТОРА БЕННЕТА

В.П. Драгунов, Р.Е. Синицкий, Д.И. Остертак

Новосибирский государственный технический университет

Ввиду активного развития беспроводных сенсорных сетей, имеющих широкое применение, возникает проблема организации их электропитания. Использование традиционных батарей и аккумуляторов требует периодического обслуживания, что не всегда осуществимо. Поэтому разрабатываются и исследуются новые виды автономных источников питания, преобразующих энергию окружающей среды в электрическую энергию. Вследствие доступности и сравнительно высокой удельной мощности окружающих механических колебаний, а также совместимости с интегральной технологией наиболее перспективными представляются электростатические микроэлектромеханические преобразователи (МЭМП) механической энергии в электрическую. Для использования преобразованной электрической энергии необходима схема сопряжения (включения) преобразователя с потребляющим устройством. Одной из наиболее перспективных схем сопряжения (включения) электростатических МЭМП является схема дупликатора Беннета, двумя основными недостатками которой являются неконтролируемый рост напряжения, приводящий к пробою элементов схемы, и возможность функционирования только с переменными конденсаторами, имеющими глубину модуляции емкости больше 2 (для одноконденсаторного преобразователя). В данной работе предлагается и исследуется новая модификация схемы дупликатора Беннета, лишенная указанных недостатков. Разработаны математические модели, позволяющие оценить основные параметры данной схемы: эффективные напряжения и заряды на элементах схемы и средние токи подзаряда первичных источников питания для различных режимов работы схемы. Установлено, что в зависимости от глубины модуляции емкости η переменного конденсатора работа схемы возможна в двух режимах: при $\eta < 2$ – наблюдается насыщение напряжения и заряда на накопительном конденсаторе (автостабилизация), а при η ≥ 2 – наблюдается монотонный рост напряжения и заряда на накопительном конденсаторе. Показано, что введение в схему второго переменного конденсатора позволяет уменьшить значение у, при котором наблюдается смена режимов работы, с $\eta = 2$ до $\eta = 1,618$.

Ключевые слова: МЭМП, микрогенератор, механические колебания, переменный конденсатор, дупликатор Беннета, автостабилизация.

DOI 10.17212/1727-2769-2017-3-39-51

Введение

Современные достижения в энергосберегающей электронике, радиотехнике и микросистемной технике привели к интенсивному развитию беспроводных сенсорных сетей (БСС), представляющих собой совокупность автономных сенсоров, например, газоанализаторов, микрофонов, датчиков вибрации и т.п., объединенных посредством радиоканала в беспроводную сеть. БСС могут быть использованы, например, для мониторинга окружающей среды, промышленных объектов, для контроля за состоянием пациентов в медицинских учреждениях. Области

© 2017 В.П. Драгунов, Р.Е. Синицкий, Д.И. Остертак

Исследование выполнено при финансовой поддержке Министерства образования и науки РФ в рамках базовой части государственного задания, шифр проекта 8.6847.2017/БЧ, тема проекта: «Разработка теоретических основ построения измерительного оборудования для телекоммуникационных систем, содержащего мощные СВЧ аттенюаторы, полосовые фильтры с заданными частотами режекции и микрополосковые печатные антенны».

применения БСС непрерывно расширяются, а сами устройства и сети на их основе совершенствуются и усложняются [1].

В настоящее время наиболее часто используемыми источниками питания для элементов БСС являются традиционные батареи и аккумуляторы, требующие периодической замены или заряда, что не всегда возможно. Для решения данной проблемы активно исследуются пути увеличения энергоемкости традиционных источников [2], а также разрабатываются и исследуются новые виды автономных источников питания, преобразующих энергию окружающей среды в электрическую энергию непосредственно на месте размещения узла БСС [3, 4].

Наиболее распространенные источники энергии в окружающей среде – это солнечный свет, градиенты температур, потоки жидкостей и газов, электромагнитные волны, механические колебания и вибрации. Вследствие доступности и сравнительно высокой удельной мощности весьма перспективным является использование энергии механических колебаний и вибраций [5].

Преобразование механической энергии в электрическую может быть осуществлено с помощью пьезоэлектрических, электромагнитных и электростатических преобразователей. Вследствие совместимости с интегральной технологией наиболее перспективными представляются электростатические МЭМП [6].

Преобразование энергии электростатическими преобразователями осуществляется за счет совершения работы внешней механической силой против силы притяжения электродов заряженного переменного конденсатора. Чтобы передать полученную электрическую энергию в нагрузку, электростатический МЭМП (электромеханический конденсатор переменной емкости) включают в состав соответствующих электрических схем (схем сопряжения) [7–10]. Такая система в целом представляет собой своеобразный микрогенератор (МГ) [6].

Выбор электрической схемы на этапе проектирования МГ является важнейшей задачей. От этого зависят номинальная вырабатываемая мощность МГ, время накопления необходимого заряда, а также эффективность преобразования энергии.

Одной из наиболее перспективных схем сопряжения для электростатических МГ на данный момент является схема дупликатора Беннета [11–20]. Отличительным достоинством данной схемы является то, что в каждом цикле преобразования заряд, возвращаемый в накопительный конденсатор или первичный источник питания, превосходит заряд, взятый из него, т. е. эта схема относится к схемам с увеличением заряда.

Двумя основными недостатками базовой схемы дупликатора Беннета являются неконтролируемый рост напряжения, приводящий к пробою элементов схемы, и возможность функционирования только с переменными конденсаторами, имеющими глубину модуляции емкости больше 2 (для одноконденсаторного преобразователя). В связи с этим возникает необходимость усовершенствования базовой схемы.

Ряд работ был посвящен способам контроля роста напряжения [13, 19]. Однако данные методы не позволяют регулировать напряжение или приводят к появлению дополнительных схем управления переключателем, потребляющих энергию. В работах [15, 20] был описан эффект автостабилизации из-за проявления эффекта электростатического размягчения. Однако в этом случае схема может эффективно функционировать только в окрестности механического резонанса МЭМП. Возможность работы схемы при глубине модуляции емкости меньше 2 исследовалась в [16], однако предложенное использование дополнительных схем удвоения напряжения приводит к существенному увеличению роли обратных токов диодов и уменьшению эффективности МГ.

В [18] была предложена модификация схемы на основе дупликатора Беннета с электретным преобразователем, где первичный источник напряжения находился в цепи переменного конденсатора. В работе была показана возможность работы такого генератора при пониженных напряжениях первичного источника. Данная схема, однако, имеет, по меньшей мере, два существенных недостатка: подключе-

ние нагрузки к накопительному конденсатору, что приводит к необходимости применения схемы согласования уровней напряжения на накопительном конденсаторе и напряжения, необходимого для работы нагрузки, а также невозможность работы нагрузки в отсутствие механических колебаний.

В данной работе предлагается новая модификация схемы дупликатора Беннета [18], лишенная вышеуказанных недостатков за счет использования дополнительного источника питания.

1. Анализ работы схемы МГ

Модифицированная электрическая схема МГ энергии на основе дупликатора Беннета с одним переменным конденсатором, источником питания в цепи переменного конденсатора и дополнительным источником питания в цепи накопительного конденсатора представлена на рис. 1. Она содержит переменный конденсатор $C_{\rm var}$ – МЭМП, емкость которого под действием механических сил изменяется от минимальной $C_{\rm min}$ до максимальной $C_{\rm max}$, два постоянных конденсатора C_1 и C_2 , первичные источники питания V_0 и V_1 , а также три ключа $Sw_{1,2,3}$. Сопротивление нагрузки R может быть подключено параллельно источнику питания V_0 или V_1 , в данной работе его не будем учитывать.



Рис. 1 – Электрическая схема МГ *Fig.* 1 – Microgenerator electrical circuit

Полный цикл преобразования энергии данной схемы представляют две чередующиеся фазы: заряда и разряда переменного конденсатора C_{var} . Будем обозначать фазу разряда переменного конденсатора индексом (n), а фазы заряда – индексами (n-1) и (n+1). Упрощенные электрические схемы в конце фаз разряда и заряда представлены на рис. 2, *а* и *б* соответственно. Для оценки тока, передаваемого в нагрузку, и напряжений на конденсаторах проведем анализ работы схемы в каждой фазе.

В фазе (n-1) заряда конденсатора C_{var} , когда его емкость максимальна и равна C_{max} , ключи Sw_1 и Sw_2 замыкаются (рис. 1), и по цепям $V_0 \rightarrow C_2 \rightarrow Sw_1 \rightarrow C_{\text{var}}$ и $V_0 \rightarrow Sw_2 \rightarrow V_1 \rightarrow C_1 \rightarrow C_{\text{var}}$ протекают токи, заряжающие C_{var} и разряжающие C_1 и C_2 (рис. 2, *a*).

Напряжение на переменном конденсаторе C_{var} в конце фазы заряда достигнет некоторого минимального значения V_{\min} :

$$V_{\min} = V_0 + V_1 + V_{C_1}^{(n-1)} = V_0 + V_{C_2}^{(n-1)},$$
(1)

где $V_{C_i}^{(n-1)}$ – напряжения на конденсаторах C_1 и C_2 в конце фазы заряда C_{var} .



 $a - \phi$ аза заряда C_{var} ; $\delta - \phi$ аза разряда C_{var} Fig. 2 – Simplified electrical circuit of the microgenerator: a - charge stage of C_{var} ; b - discharge stage of C_{var}

В фазе (*n*) разряда конденсатора C_{var} , когда его емкость минимальна C_{\min} , ключи Sw_1 и Sw_2 размыкаются, ключ Sw_3 замыкается, и по цепи $C_{\text{var}} \rightarrow C_1 \rightarrow V_1 \rightarrow Sw_3 \rightarrow C_2 \rightarrow V_0$ протекает ток, разряжающий C_{var} и заряжающий C_1 и C_2 (рис. 2, δ).

Напряжение на переменном конденсаторе $C_{\rm var}$ в конце фазы разряда достигнет некоторого максимального значения $V_{\rm max}$:

$$V_{\max} = V_0 + V_1 + V_{C_1}^{(n)} + V_{C_2}^{(n)}, \qquad (2)$$

где $V_{C_i}^{(n)}$ – напряжения на конденсаторах C_1 и C_2 в конце фазы разряда C_{var} .

Для определения величины тока, заряжающего V_0 и V_1 , составим уравнение, описывающее изменение напряжений на элементах схемы для фазы разряда $C_{\rm var}$. Согласно рис. 2, δ :

$$V_{C_{\text{var}}}^{(n)} = V_{C_{\text{var}}}^{(n-1)} - \Delta V_{C_{\text{var}}}^{(n)} = V_{C_1}^{(n-1)} + \Delta V_{C_1}^{(n)} + V_1 + V_{C_2}^{(n-1)} + \Delta V_{C_2}^{(n)} + V_0, \qquad (3)$$

где $V_{C_i}^{(j)}$ – напряжения на конденсаторах C_1 , C_2 и C_{var} , а $\Delta V_{C_i}^{(j)}$ – изменения напряжений на конденсаторах схемы в конце фаз заряда и разряда C_{var} .

Анализ (3) позволяет оценить величину изменения заряда $\Delta q_{C_{\text{var}}}^{(n)}$ на переменном конденсаторе C_{var} в конце фазы его разряда:

$$\Delta q_{C_{\text{var}}}^{(n)} = \frac{\frac{q_{C_{\text{var}}}^{(n-1)}}{C_{\min}} - \frac{q_{C_1}^{(n-1)}}{C_1} - \frac{q_{C_2}^{(n-1)}}{C_2} - V_0 - V_1}{C_2}, \qquad (4)$$

где $q_{C_i}^{(j)}$ – величины зарядов на конденсаторах схемы в конце фаз заряда C_{var} .

Отметим, что в конце фазы разряда C_{var} изменения зарядов на конденсаторах C_{var} , C_1 и C_2 будут равны между собой: $\Delta q_{C_{\text{var}}}^{(n)} = \Delta q_{C_1}^{(n)} = \Delta q_{C_2}^{(n)} = \Delta q_{C_1}^{(n)}$.

Система уравнений, описывающая изменения напряжений на элементах схемы для фазы заряда C_{var} согласно рис. 2, *a*,

$$\begin{cases} V_{C_{\text{var}}}^{(n+1)} = V_{C_{\text{var}}}^{(n)} + \Delta V_{C_{\text{var}}}^{(n+1)} = V_{C_1}^{(n)} - \Delta V_{C_1}^{(n+1)} + V_1 + V_0, \\ V_{C_{\text{var}}}^{(n+1)} = V_{C_{\text{var}}}^{(n)} + \Delta V_{C_{\text{var}}}^{(n+1)} = V_{C_2}^{(n)} - \Delta V_{C_2}^{(n+1)} + V_0. \end{cases}$$
(5)

Решение системы уравнений (5) позволяет получить выражения для оценки величины изменения заряда на накопительных конденсаторах C_1 (6) и C_2 (7).

$$\Delta q_{C_1}^{(n+1)} = \frac{\left(V_0 + V_1 + \frac{q_{C_1}^{(n)}}{C_1} - \frac{q_{C_{\text{var}}}^{(n)}}{C_{\text{max}}}\right) C_{\text{max}} - \left(\frac{q_{C_2}^{(n)}}{C_2} - V_1 - \frac{q_{C_1}^{(n)}}{C_1}\right) C_2}{C_{\text{max}} + C_1 + C_2} C_1, \qquad (6)$$

$$\Delta q_{C_2}^{(n+1)} = \left(\frac{q_{C_2}^{(n)}}{C_2} - V_1 - \frac{q_{C_1}^{(n)}}{C_1} + \frac{\Delta q_{C_1}^{(n+1)}}{C_1}\right) C_2.$$
(7)

Одним из важных параметров МГ является ток подзаряда первичных источников питания. Используя (4), (6) и (7), получим выражения для оценки среднего тока, протекающего через V_1 и V_0 за период модуляции емкости C_{var} :

$$\overline{i_{V_1}} = \left(\Delta q^{(n)} - \Delta q_{C_1}^{(n+1)}\right) f , \qquad (8)$$

$$\overline{i_{V_0}} = \left(\Delta q^{(n)} - \Delta q^{(n+1)}_{C_1} - \Delta q^{(n+1)}_{C_2}\right) f , \qquad (9)$$

где f – частота модуляции емкости C_{var} .

Полученные выражения (4), (6)–(9) позволяют связать токи, протекающие через первичные источники питания V_1 и V_0 с параметрами элементов схемы (C_1, C_2, C_{\min}, V_1 и V_0).

Анализ (4) с учетом (1) и (2) показывает, что изменение заряда на C_{var} в фазе его разряда в данной схеме будет определяться выражением

$$\Delta q_{C_{\text{var}}}^{(n)} = \frac{V_{\min}^{(n-1)}(\eta-2) + V_0}{C_{\min}^{-1} + C_1^{-1} + C_2^{-1}},$$
(10)

где $\eta = C_{\max} / C_{\min}$.

Из (10) следует, что на начальном этапе работа механической силы всегда вызывает увеличение напряжения и заряда конденсаторов, однако процесс роста напряжения и заряда конденсаторов возможен в двух различных режимах – при глубине модуляции емкости $\eta < 2$ и $\eta \ge 2$.

В первом режиме, при $\eta < 2$, действие механической силы хоть и вызывает увеличение заряда и напряжения на конденсаторах C_1 и C_2 , но приращение заряда

переменного конденсатора $\Delta q_{C_{var}}$ в каждом последующем цикле преобразования постепенно уменьшается, что в конечном счете прекращает увеличение заряда и напряжения на конденсаторах C_1 и C_2 – происходит автостабилизация напряжения (насыщение).

Во втором режиме, при $\eta \ge 2$, действие механической силы также вызывает увеличение заряда и напряжения на конденсаторах C_{var} , C_1 и C_2 . Однако изменение заряда переменного конденсатора $\Delta q_{C_{\text{var}}}^{(n+1)}$ в фазе заряда C_{var} всегда будет преобладать над изменением заряда $\Delta q_{C_{\text{var}}}^{(n)}$ в фазе разряда C_{var} , что приводит к монотонному увеличению заряда на конденсаторах, и, следовательно, росту напряжения на них в каждом последующем цикле преобразования – реализуется режим неограниченного роста напряжения и заряда на конденсаторах.

Достоинство данной схемы, в отличие от базовой схемы дупликатора Беннета, заключается в том, что при действии механической силы небольшой величины, вызывающей модуляцию емкости C_{var} менее 2, работа преобразователя энергии продолжается, и осуществляется протекание тока, заряжающего C_1 и V_1 , соответственно дополнительная электрическая энергия может передаваться в нагрузку.

В случае сильного внешнего воздействия, вызывающего модуляцию емкости $C_{\rm var}$ больше 2, характер изменения напряжения и заряда на конденсаторах не отличается от базовой схемы дупликатора Беннета и требует средств ограничения процесса. Для ограничения роста напряжения на конденсаторах можно использовать параллельное включение стабилитрона и конденсатора C_1 или C_2 , а также параллельное включение постоянного конденсатора и переменного конденсатора $C_{\rm var}$. Во втором случае уменьшается эффективная глубина модуляции, в результате преобразователь переходит в режим автостабилизации.

2. Результаты расчетов

Зависимости напряжения на C_1 , а также заряда и напряжения на C_{var} от времени в различных режимах работы МГ, рассчитанные с использованием математических моделей (3) и (5) с учетом (4), (6) и (7), изображены на рис. 3, 4 и 5. В расчетах принимали $C_{\min} = 25 \text{ пФ}$, $C_1 = 1 \text{ нФ}$, $C_2 = 1 \text{ нФ}$, $V_0 = 5 \text{ В и } f = 40 \text{ Гц.}$

Напряжение на конденсаторе C_1 в режиме автостабилизации может быть оценено с помощью выражения

$$V_{\text{stab},C_1} = V_{\min}(\eta - 1) - V_1,$$
 (11)

где $V_{\min} = V_0 / (2 - \eta)$ – минимальное напряжение на C_{var} в режиме стабилизации напряжения на постоянных конденсаторах.

Напряжение на конденсаторе C_2 в режиме автостабилизации определяется как $V_{\text{stab},C_2} = V_{\min}(\eta - 1)$.

Анализ показывает, что скорость нарастания напряжения и заряда на конденсаторах тем больше, чем больше η и V_0 .

В данной схеме преобразователя энергии вместо постоянного конденсатора C_2 можно использовать второй переменный конденсатор, аналогичный $C_{\rm var}$, но работающий с ним в противофазе.



Рис. 3 – Зависимости напряжения на конденсаторе C_1 от времени: $a - \eta = 1,5; \delta - \eta = 2,2$





Puc. 4 – Зависимости заряда (*a*) и напряжения (δ) на конденсаторе C_{var} от времени при $\eta = 1,5$ *Fig.* 4 – Time dependences of the capacitor C_{var} charge (*a*) and voltage (*b*) at $\eta = 1,5$



Puc. 5 – Зависимости заряда (*a*) и напряжения (δ) на конденсаторе C_{var} от времени при $\eta = 2,2$ *Fig.* 5 – Time dependences of the capacitor C_{var} charge (*a*) and voltage (*b*) at $\eta = 2,2$

Изменение заряда на переменном конденсаторе C_{var} в фазе его разряда, при условии совпадения глубин модуляции емкостей переменных конденсаторов, в этом случае будет определяться выражением

$$\Delta q_{C_{\text{var}}}^{(n)} = \frac{V_{\min}^{(n-1)}(\eta - 1 - 1/\eta) + V_0/\eta}{C_{\min}^{-1} + C_{\max}^{-1} + C_1^{-1}} \,. \tag{12}$$

Анализ (12) показывает, что смена режимов теперь будет происходить уже при $\eta \ge 1,618$, а не при $\eta \ge 2$. Соответственно напряжение на переменном конденсаторе C_{var} , при $\eta < 1,618$, будет периодически изменяться от

$$V_{\min} = \frac{V_0}{1 + \eta - \eta^2}$$
(13)

до $V_{\text{max}} = \eta V_{\text{min}}$, в соответствии с модуляцией емкости C_{var} от C_{max} до C_{min} .

Достоинство такой двухконденсаторной схемы перед одноконденсаторной заключается в том, что смена режимов будет происходить при меньшей величине действующей механической силы.

Использование двухконденсаторной схемы, однако, связано с трудностями изготовления соответствующей трехэлектродной конструкции и особенностями электромеханических взаимодействий в ней [21–24]. В случае же использования двух отдельных конденсаторов проблемы связаны с разбросом характеристик готовых МЭМП, а также с необходимостью синхронизации фаз между ними.

На рис. 6 представлены зависимости среднего тока за период модуляции емкости C_{var} , протекающего через источники питания V_1 и V_0 , рассчитанные с использованием (8) и (9) при $\eta = 1,5$ и $\eta = 2,2$. В расчетах принимали $C_{\min} = 25 \text{ пФ}, C_1 = 1 \text{ нФ}, C_2 = 1 \text{ нФ}, f = 40 \text{ Гц}, V_0 = 5 \text{ B}, V_1 = 1 \text{ B}.$



Рис. 6 – Зависимости среднего тока через V_1 и V_0 от времени: $a - \eta = 1,5; \delta - \eta = 2,2$ *Fig.* 6 – Time dependences of the average current through V_1 and V_0 : $a - \eta = 1,5; b - \eta = 2,2$

Из рис 6, *а* и б видно, что средний ток через V_0 за период модуляции емкости будет отрицательным как при $\eta < 2$, так и при $\eta \ge 2$. Это говорит о том, что

источник V_0 всегда разряжается. Однако при $\eta < 2$ процесс разряда V_0 прекращается, а при $\eta \ge 2$ интенсивность разряда увеличивается. Таким образом, в данной схеме необходимо использование V_0 как можно большей емкости. Использование же V_0 в качестве источника питания для нагрузки нецелесообразно.

В свою очередь, ток заряда V_1 преобладает над током разряда в обоих режимах работы преобразователя. Средний ток через V_1 за период модуляции емкости положителен. При $\eta < 2$ средний ток через V_1 уменьшается со временем, и в конце концов процесс заряда V_1 прекращается, а при $\eta \ge 2$ – монотонно и неограниченно увеличивается. Таким образом, в данной схеме в качестве V_1 можно использовать источник питания небольшой емкости.

Заключение

В данной работе предложена модифицированная схема микрогенератора на основе дупликатора Беннета с увеличенным током подзаряда дополнительного первичного источника питания, не требующая согласования уровней напряжения на накопительном конденсаторе и напряжения, необходимого для работы нагрузки, а также сохраняющая питание нагрузки в отсутствие механических колебаний.

Разработаны математические модели, позволяющие оценить основные параметры данной схемы: эффективные напряжения и заряды на элементах схемы и средние токи подзаряда первичных источников питания для различных режимов работы схемы.

Установлено, что в зависимости от глубины модуляции емкости η переменного конденсатора работа схемы возможна в двух различных режимах. При $\eta < 2$ наблюдается насыщение напряжения и заряда на накопительном конденсаторе (автостабилизация), а при $\eta \ge 2$ наблюдается монотонный рост напряжения и заряда на накопительном конденсаторе.

Показано, что введение в схему второго переменного конденсатора позволяет уменьшить значение η , при котором наблюдается смена режимов работы с $\eta = 2$ до $\eta = 1,618$.

Необходимо отметить, что исследуемая схема в двух рассмотренных режимах может применяться и для электретных микрогенераторов, и для микрогенераторов, использующих электроды из материалов с разными работами выхода.

ЛИТЕРАТУРА

- Khan S., Pathan A.-S.K., Alrajeh N.A. Wireless sensor networks: current status and future trends. – Boca Raton: CRC Press, 2016. – 546 p.
- Oudenhoven J.F.M., Vullers R.J.M., Schaijk R. A review of the present situation and future developments of micro-batteries for wireless autonomous sensor systems // International Journal of Energy Research. – 2012. – Vol. 36, N 12. – P. 1139–1150. – doi: 10.1002/er.2949.
- 3. Micro and nano energy harvesting technologies / B. Yang, H. Liu, J. Liu, C. Lee. Boston: Artech House, 2014. 291 p.
- Micropower energy harvesting / R.J.M. Vullers, R. van Schaijk, I. Doms, C. Van Hoof, R. Mertens // Solid-State Electron. – 2009. – N 53. – P. 684–693. – doi: 10.1016/j.sse.2008.12.011.
- Energy harvesting from human and machine motion for wireless electronic devices / P.D. Mitcheson, E.M. Yeatman, G.K. Rao, A.S. Holmes, T.C. Green // Proceedings of the IEEE. – 2008. – Vol. 96, N 9. – P. 1457–1486. – doi: 10.1109/JPROC.2008.927494.
- Khan F.U., Qadir M.U. State-of-the-art in vibration-based electrostatic energy harvesting // Journal of Micromechanics and Microengineering. – 2015. – Vol. 26, N 10. – Art. 103001. – doi: 10.1088/0960-1317/26/10/103001.

- 7. Драгунов В.П., Остертак Д.И. Архитектура и анализ схем МЭМ рекуператоров электрической энергии // Нано- и микросистемная техника. – 2011. – № 4 (129). – С. 49–54.
- Драгунов В.П., Доржиев В.Ю. МЭМ рекуператоры без разрыва цепи, содержащей индуктивный элемент // Доклады Академии наук высшей школы Российской Федерации. – 2011. – № 2 (17). – С. 92–101.
- Kwon D., Rincon-Mora G.A., Torres E.O. Harvesting ambient kinetic energy with switched-inductor converters // IEEE Transactions on Circuits and Systems I: Regular Papers. – 2011. – Vol. 58, N 7. – P. 1551–1560. – doi: 10.1109/TCSI.2011.2142731.
- 10. Драгунов В.П., Остертак Д.И. Микроэлектромеханические преобразователи // Микроэлектроника. 2012. Т. 41, № 2. С. 120–135.
- Queiroz A.C.M. de, Domingues M. The doubler of electricity used as battery charger // IEEE Transactions on Circuits and Systems II: Express Briefs. – 2011. – Vol. 58, N 12. – P. 797–801. – doi: 10.1109/TCSII.2011.2173963.
- 12. Драгунов В.П., Доржиев В.Ю. Микроэлектромеханический генератор на основе дупликатора Беннета // Нано- и микросистемная техника. – 2012. – № 11. – С. 39–42.
- Dragunov V., Dorzhiev V. Electrostatic vibration energy harvester with increased charging current // Journal of Physics: Conference Series. – 2013. – Vol. 476, N 1. – P. 012115/1– 012115/5. – doi: 10.1088/1742-6596/476/1/012115.
- Микроэлектромеханический преобразователь на основе дупликатора Беннета с одним переменным конденсатором / В.П. Драгунов, Д.Ю. Галайко, В.Ю. Доржиев, Ф. Бассэ // Доклады Академии наук высшей школы Российской Федерации. – 2014. – № 2–3 (23– 24). – С. 67–80.
- MEMS electrostatic vibration energy harvester without switches and inductive elements / V. Dorzhiev, A. Karami, P. Basset, V. Dragunov, D. Galayko // Journal of Physics: Conference Series. – 2014. – Vol. 557, N 1. – P. 012126/1–012126/5. – doi: 10.1088/1742-6596/557/1/012126.
- Self-biased inductor-less interface circuit for electret-free electrostatic energy harvesters / E. Lefeuvre, S. Risquez, J. Wei, M. Woytasik, F. Parrain // Journal of Physics: Conference Series. - 2014. - Vol. 557, N 1. - P. 012052/1-012052/5. - doi: 10.1088/1742-6596/557/1/012052.
- 17. Драгунов В.П., Доржиев В.Ю. Влияние параметров диодов на работу схемы ЭМГ на основе дупликатора Беннета // Доклады Академии наук высшей школы Российской Федерации. 2015. № 2 (27). С. 57–68. doi: 10.17212/1727-2769-2015-2-57-68.
- Karami A., Basset P., Galayko D. Electrostatic vibration energy harvester using an electretcharged MEMS transducer with an unstable auto-synchronous conditioning circuit // Journal of Physics: Conference Series. – 2015. – Vol. 660, N 1. – P. 012025/1–012025/5. – doi: 10.1088/1742-6596/660/1/012025.
- Interface circuit for vibration energy harvesting with adjustable bias voltage / J. Wei, E. Lefeuvre, H. Mathias, F. Costa // Journal of Physics: Conference Series. – 2015. – Vol. 660, N 1. – P. 012016/1–012016/5. – doi: 10.1088/1742-6596/660/1/012016.
- Electret-free micromachined silicon electrostatic vibration energy harvester with the Bennet's doubler as conditioning circuit / V. Dorzhiev, A. Karami, P. Basset, F. Marty, V. Dragunov, D. Galayko // IEEE Electron Device Letters. 2015. Vol. 36, N 2. P. 183–185. doi: 10.1109/LED.2014.2387213.
- Драгунов В.П., Остертак Д.И. Анализ электромеханических процессов в МЭМП с изменяющейся площадью перекрытия электродов // Научный вестник НГТУ. – 2009. – № 2 (35). – С. 115–127.
- Драгунов В.П., Синицкий Р.Е., Киселев Д.Е. Влияние непараллельных электродов на характеристики МЭМС в режиме с контролируемым зарядом // Доклады Академии наук высшей школы Российской Федерации. – 2017. – № 1 (34). – С. 58–71. – doi: 10.17212/1727-2769-2017-1-58-71.
- Драгунов В.П., Киселев Д.Е., Синицкий Р.Е. Особенности электромеханических взаимодействий в МЭМС с непараллельными электродами // Нано- и микросистемная техника. – 2017. – № 6. – С. 360–369. – doi: 10.17587/nmst.19.360-369.
- Драгунов В.П., Доржиев В.Ю., Лойко Д.И. Влияние непараллельности электродов на характеристики микромеханических конденсаторов // Доклады Академии наук высшей школы Российской Федерации. – 2016. – № 3 (32). – С. 54–64. – doi: 10.17212/1727-2769-2016-3-54-64.

A MICROELECTROMECHANICAL GENERATOR BASED ON THE BENNET DOUBLER MODIFIED CIRCUIT

Dragunov V.P., Sinitskiy R.E., Ostertak D.I.

Novosibirsk State Technical University, Novosibirsk, Russia

Due to the rapid development of wireless sensor networks having different applications the problem of their power supply has arisen. The use of conventional batteries and accumulators needs periodical maintenance, which is not always feasible. Therefore, new types of self-contained power sources converting ambient energy to electrical energy are under study. Due to the availability and comparatively high power density of surrounding mechanical vibrations as well as compatibility with integrated circuit technology the most promising trend is to use electrostatic microelectromechanical (MEM) mechanical-to-electrical energy converters. In order to use the converted electrical energy it is necessary to have a conditioning (interface) circuit with a consumer device. One of the most advanced MEM converter conditioning circuits is the Bennet doubler circuit. However, it has two main drawbacks, namely, an uncontrolled voltage growth causing an electric breakdown of the circuit elements and the ability to operate only if the capacitance modulation depth is more than 2 (in the case of a single capacitor converter). In this paper a new modification of the Bennet doubler circuit without the above mentioned drawbacks is suggested and studied. Mathematical models that make it possible to evaluate the main parameters of the circuit in different modes are developed. It is established that depending on the capacitance modulation depth η of the variable capacitor the circuit can operate in two modes, i.e. when $\eta < 2$ one can observe the saturation of the storage capacitor voltage and charge (autostabilization), but when $\eta \ge 2$ a continuous growth of the variable capacitor voltage and charge is observed. An introduction of the second variable capacitor to the circuit enables decreasing the value η , which results in changing operating modes from $\eta = 2$ to $\eta = 1,618$.

Keywords: MEM converter, microgenerator, mechanical vibrations, variable capacitor, Bennet doubler, autostabilization.

DOI: 10.17212/1727-2769-2017-3-39-51

REFERENCES

- 1. Khan S., Pathan A.-S.K., Alrajeh N.A. Wireless sensor networks: current status and future trends. Boca Raton, CRC Press, 2016. 546 p.
- Oudenhoven J.F.M., Vullers R.J.M., Schaijk R. A review of the present situation and future developments of micro-batteries for wireless autonomous sensor systems. *International Journal of Energy Research*, 2012, vol. 36, no. 12, pp. 1139–1150. doi: 10.1002/er.2949.
- 3. Yang B., Liu H., Liu J., Lee C. *Micro and nano energy harvesting technologies*. Boston, Artech House, 2014. 291 p.
- 4. Vullers R.J.M., Schaijk R. van, Doms I., Van Hoof C., Mertens R. Micropower energy harvesting. *Solid-State Electron*, 2009, no. 53, pp. 684–693. doi: 10.1016/j.sse.2008.12.011.
- Mitcheson P.D., Yeatman E.M., Rao G.K., Holmes A.S., Green T.C. Energy harvesting from human and machine motion for wireless electronic devices. *Proceedings of the IEEE*, 2008, vol. 96, no. 9, pp. 1457–1486. doi: 10.1109/JPROC.2008.927494.
- Khan F.U., Qadir M.U. State-of-the-art in vibration-based electrostatic energy harvesting. Journal of Micromechanics and Microengineering, 2015, vol. 26, no. 10, art. 103001. doi: 10.1088/0960-1317/26/10/103001.
- Dragunov V.P., Ostertak D.I. Arkhitektura i analiz skhem MEM rekuperatorov elektricheskoi energii [Architecture and analysis of circuits of microelectromechanical electrical energy recuperators]. Nano- i mikrosistemnaya tekhnika – Journal of Nano- and Microsystem Technique, 2011, no. 4 (129), pp. 49–54.
- 8. Dragunov V.P., Dorzhiev V.Yu. MEM rekuperatory bez razryva tsepi, soderzhashchei induktivnyi element [MEM recuperators without break of a circuit with inductor]. *Doklady Akademii nauk vysshei shkoly Rossiiskoi Federatsii – Proceedings of the Russian higher school Academy of sciences*, 2011, no. 2 (17), pp. 92–101.
- Kwon D., Rincon-Mora G.A., Torres E.O. Harvesting ambient kinetic energy with switchedinductor converters. *IEEE Transactions on Circuits and Systems I: Regular Papers*, 2011, vol. 58, no. 7, pp. 1551–1560. doi: 10.1109/TCSI.2011.2142731.

- Dragunov V.P., Ostertak D.I. Mikroelektromekhanicheskie preobrazovateli [Microelectromechanical converters]. *Mikroelektronika – Russian Microelectronics*, 2012, vol. 41, no. 2, pp. 120–135. (In Russian).
- 11. Queiroz A.C.M. de, Domingues M. The doubler of electricity used as battery charger. *IEEE Transactions on Circuits and Systems II: Express Briefs*, 2011, vol. 58, no. 12, pp. 797–801. doi: 10.1109/TCSII.2011.2173963.
- Dragunov V.P., Dorzhiev V.Yu. Mikroelektromekhanicheskii generator na osnove duplikatora Benneta [Microelectromechanical generator based on Bennet's doubler]. Nano- i mikrosistemnaya tekhnika – Journal of Nano- and Microsystem Technique, 2012, no. 11, pp. 39–42.
- Dragunov V., Dorzhiev V. Electrostatic vibration energy harvester with increased charging current. *Journal of Physics: Conference Series*, 2013, vol. 476, no. 1, pp. 012115/1– 012115/5. doi: 10.1088/1742-6596/476/1/012115.
- 14. Dragunov V.P., Galaiko D.Yu., Dorzhiev V.Yu., Basset F. Mikroelektromekhanicheskii preobrazovatel' na osnove duplikatora Benneta s odnim peremennym kondensatorom [Microelectromechanical harvester based on Bennet's doubler with one variable capacitor]. Doklady Akademii nauk vysshei shkoly Rossiiskoi Federatsii – Proceedings of the Russian higher school Academy of sciences, 2014, no. 2–3 (23–24), pp. 67–80.
- Dorzhiev V., Karami A., Basset P., Dragunov V., Galayko D. MEMS electrostatic vibration energy harvester without switches and inductive elements. *Journal of Physics: Conference Series*, 2014, vol. 557, no. 1, pp. 012126/1–012126/5. doi: 10.1088/1742-6596/557/1/012126.
- Lefeuvre E., Risquez S., Wei J., Woytasik M., Parrain F. Self-biased inductor-less interface circuit for electret-free electrostatic energy harvesters. *Journal of Physics: Conference Series*, 2014, vol. 557, no. 1, pp. 012052/1-012052/5. doi: 10.1088/1742-6596/557/1/012052.
- Dragunov V.P., Dorzhiev V.Yu. Vliyanie parametrov diodov na rabotu skhemy EMG na osnove duplikatora Benneta [Influence of diodes parameters on the operation of e-VEH circuit based on Bennet's doubler]. *Doklady Akademii nauk vysshei shkoly Rossiiskoi Federatsii – Proceedings of the Russian higher school Academy of sciences*, 2015, no. 2 (27), pp. 57–68. doi: 10.17212/1727-2769-2015-2-57-68.
- Karami A., Basset P., Galayko D. Electrostatic vibration energy harvester using an electretcharged MEMS transducer with an unstable auto-synchronous conditioning circuit. *Journal* of *Physics: Conference Series*, 2015, vol. 660, no. 1, pp. 012025/1-012025/5. doi: 10.1088/1742-6596/660/1/012025.
- Wei J., Lefeuvre E., Mathias H., Costa F. Interface circuit for vibration energy harvesting with adjustable bias voltage. *Journal of Physics: Conference Series*, 2015, vol. 660, no. 1, pp. 012016/1-012016/5. doi: 10.1088/1742-6596/660/1/012016.
- Dorzhiev V., Karami A., Basset P., Marty F., Dragunov V., Galayko D. Electret-Free Micromachined Silicon Electrostatic Vibration Energy Harvester With the Bennet's Doubler as Conditioning Circuit. *IEEE Electron Device Lett*, 2015, vol. 36, no. 2, pp. 183–185. doi: 10.1109/LED.2014.2387213.
- Dragunov V.P., Ostertak D.I. Analiz elektromekhanicheskikh protsessov v MEMP s izmenyayushcheisya ploshchad'yu perekrytiya elektrodov [The analysis of electromechanical operation of in-plane overlap MEMS converter]. Nauchnyi vestnik Novosibirskogo gosudarstvennogo tekhnicheskogo universiteta – Science bulletin of the Novosibirsk state technical university, 2009, no. 2 (35), pp. 115–127.
- Dragunov V.P., Sinitskii R.E., Kiselev D.E. Vliyanie neparallel'nykh elektrodov na kharakteristiki MEMS v rezhime s kontroliruemym zaryadom [Influence of electrode nonparallelism on MEMS characteristics in a controlled charge mode]. Doklady Akademii nauk vysshei shkoly Rossiiskoi Federatsii Proceedings of the Russian higher school Academy of sciences, 2017, no. 1 (34), pp. 58–71. doi: 10.17212/1727-2769-2017-1-58-71.
- Dragunov V.P., Kiselev D.E., Sinitskii R.E. Osobennosti elektromekhanicheskikh vzaimodeistvii v MEMS s neparallel'nymi elektrodami [Specific features of the electromechanical interactions in MEMS with nonparallel electrodes]. *Nano- i mikrosistemnaya tekhnika – Journal of Nano- and Microsystem Technique*, 2017, no. 6, pp. 360–369. doi: 10.17587/ nmst.19.360-369.
- Dragunov V.P., Dorzhiev V.Yu., Loiko D.I. Vliyanie neparallel'nosti elektrodov na kharakteristiki mikromekhanicheskikh kondensatorov [Influence of electrodes nonparallelism on micromechanical capacitor characteristics]. *Doklady Akademii nauk vysshei shkoly Rossiiskoi Federatsii Proceedings of the Russian higher school Academy of sciences*, 2016, no. 3 (32), pp. 54–64. doi: 10.17212/1727-2769-2016-3-54-64.

СВЕДЕНИЯ ОБ АВТОРАХ



Драгунов Валерий Павлович – родился в 1947 году, д-р техн. наук, доцент, профессор кафедры полупроводниковых приборов и микроэлектроники Новосибирского государственного технического университета. Область научных интересов: наноэлектроника, физика низкоразмерных структур, нано- и микросистемная техника. Опубликовано более 140 научных работ. (Адрес: 630073, Россия, г. Новосибирск, пр. К. Маркса, 20. E-mail: drag@adm.nstu.ru).

Dragunov Valery Pavlovich (b. 1947) – Doctor of Science (Eng.), associate professor, professor at the Department of Semiconductor Devices and Microelectronics, Novosibirsk State Technical University. His research interests are currently focused on nanoelectronics, physics of low-dimensional structures, nano- and microsystem engineering. He is the author of more than 140 scientific papers. (Address: 20, Karl Marx Av., Novosibirsk, 630073, Russia. E-mail: drag@adm.nstu.ru).



Синицкий Родион Евгеньевич – родился в 1994 году, студент Новосибирского государственного технического университета. Область научных интересов: нано- и микросистемная техника. Опубликовано 2 научные работы. (Адрес: 630073, Россия, г. Новосибирск, пр. К. Маркса, 20. E-mail: sinitsky.rodion@yandex.ru).

Sinitskiy Rodion Evgenevich (b. 1994) – student at the Department of Semiconductor Devices and Microelectronics, Novosibirsk State Technical University. His research interests are currently focused on nano- and microsystem engineering. He is the author of 2 research papers. (Address: 20, Karl Marx Av., Novosibirsk., Novosibirsk, 630073, Russia. E-mail: sinitsky.rodion@yandex.ru).



Остертак Дмитрий Иванович – родился в 1983 году, канд. техн. наук, доцент, доцент кафедры полупроводниковых приборов и микроэлектроники Новосибирского государственного технического университета. Область научных интересов: нано- и микросистемная техника. Опубликовано 40 научных работ. (Адрес: 630073, Россия, Новосибирск, пр. К. Маркса 20, корп. 4. E-mail: ostertak@ngs.ru, ostertak@corp.nstu.ru).

Ostertak Dmitriy Ivanovich (b. 1983) – PhD (Eng.), associate professor at the Department of Semiconductor Devices and Microelectronics, Novosibirsk State Technical University. His research interests are currently focused on nano- and microsystem engineering. He is the author of 40 scientific papers. (Address: 20, Karl Marx Av., Novosibirsk, Novosibirsk, 630073, Russia. E-mail: oster-tak@ngs.ru, ostertak@corp.nstu.ru).

Статья поступила 25 марта 2017 г. Received March 25, 2017

To Reference:

Dragunov V.P., Sinitskiy R.E., Ostertak D.I. Mikroelektromekhanicheskii generator na osnove modifitsirovannoi skhemy duplikatora Benneta [A microelectromechanical generator based on the Bennet doubler modified circuit]. *Doklady Akademii nauk vysshei shkoly Rossiiskoi Federatsii – Proceedings of the Russian higher school Academy of sciences*, 2017, no. 3 (36), pp. 39–51. doi: 10.17212/1727-2769-2017-3-39-51

2017

март–июнь ТЕХНИЧЕСКИЕ НАУКИ

УДК 621.314

МЕТОДИКА РАСЧЕТА ДИНАМИЧЕСКИХ ПОТЕРЬ МОЩНОСТИ В ПОЛУПРОВОДНИКОВЫХ ПРЕОБРАЗОВАТЕЛЯХ НА ТРАНЗИСТОРАХ ТИПА MOSFET С ВЕКТОРНЫМ СПОСОБОМ УПРАВЛЕНИЯ

М.А. Дыбко, Е.В. Гришанов, С.В. Брованов, В.Г. Токарев

Новосибирский государственный технический университет,

На сегодняшний день широкое распространение получают различные электротехнические комплексы и системы с использованием устройств силовой электроники. К таким системам можно отнести системы автономного энергоснабжения на базе возобновляемых источников энергии, системы накопления электрической энергии, активные силовые фильтры и компенсаторы реактивной мощности. Ключевым элементом в составе данных комплексов и систем является силовой полупроводниковый преобразователь. Как правило, перечисленные системы преобразования электрической энергии имеют мощность от сотен киловатт до единиц мегаватт. В описываемых системах целесообразно применение высоковольтных многоуровневых полупроводниковых преобразователей. Процесс проектирования данных систем обязательно подразумевает расчет и анализ энергетических показателей качества преобразования электрической энергии, которые в большей степени определяются структурой и алгоритмом управления полупроводникового преобразователя. Одним из таких показателей является коэффициент полезного действия преобразователя, который показывают относительную долю статических и динамических потерь мощности в полупроводниковых приборах. И, если расчет статических потерь мощности в любых полупроводниковых приборах в настоящее время не вызывает затруднений, то с расчетом динамических потерь мощности дела обстоят иначе. На сегодняшний день существует множество различных методик расчета динамических потерь мощности в силовых полупроводниковых приборах. Однако есть ряд особенностей, характерных для расчета динамических потерь мощности в MOSFET транзисторах в многоуровневых полупроводниковых преобразователях. В частности, сложность определения энергии включения и выключения транзистора в многоуровневом преобразователе с векторной ШИМ.

В данной работе представлена методика оценки динамических потерь мощности в MOSFET транзисторах полупроводникового преобразователя. Представленная методика основана на методе переключающих функций и ориентирована на преобразователи, управляемые векторными способами ШИМ. Рассмотрен пример расчета динамических потерь мощности в трехфазном трехуровневом преобразователе напряжения. Проведены экспериментальные результаты, подтверждающие теоретически полученные результаты.

Ключевые слова: динамические потери мощности, КПД, векторная ШИМ, энергия включения/выключения транзистора, многоуровневый полупроводниковый преобразователь.

DOI: 10.17212/1727-2769-2017-3-52-63

Введение

В настоящее время высокие темпы развития силовой преобразовательной техники стали одним из ключевых факторов широкого распространения силовых полупроводниковых преобразователей в системах преобразования электрической энергии мощностью от сотен киловатт до единиц мегаватт. К таким системам можно отнести системы генерирования на базе возобновляемых источников,

Исследование выполнено при финансовой поддержке РФФИ и Правительства Новосибирской области в рамках научного проекта № 17-48-543169.

^{© 2017} М.А. Дыбко, Е.В. Гришанов, С.В. Брованов, В.Г. Токарев

накопители электрической энергии, активные силовые фильтры, компенсаторы и др. Жесткие требования к качеству преобразования электрической энергии в таких системах способствуют использованию высоковольтных многоуровневых полупроводниковых преобразователей, энергетические характеристики которых позволяют проектировать системы преобразования электроэнергии согласно поставленным требованиям [1–4].

Одним из наиболее распространенных типов многоуровневых преобразователей, зарекомендовавших себя в мощных системах преобразования энергии, является преобразователь с фиксирующими диодами (*англ. Diode-clamped topology*).

Проектирование подобных систем сопровождается выполнением различных НИР и НИОКР, целью которых зачастую являются анализ энергетических показателей системы и выявление энергооптимальных режимов ее работы. Одним из ключевых показателей является коэффициент полезного действия преобразователя, расчет которого предполагает расчет статических и динамических потерь мощности. Если расчет статических потерь в настоящее время не вызывает затруднений, то расчет динамических потерь в ряде случаев представляет серьезную проблему.

На сегодняшний день существует несколько подходов к расчету потерь мощности в преобразователях [5–8], однако большинство из них не учитывает специфики векторных алгоритмов ШИМ и не является универсальным, т.е. не может быть использовано для *m*-фазного *n*-уровневого преобразователя. В ранее опубликованных работах [9–10] авторами была предложена методика анализа электромагнитных процессов в преобразователях, которая предполагает создание математических моделей на базе метода переключающих функций. Однако предложенная методика расчета не позволяет определять энергию включения и выключения силовых транзисторов *MOSFET*.

Предлагаемая в этой работе методика позволяет учитывать специфику ВШИМ и является универсальной с точки зрения числа фаз преобразователя и количества уровней напряжения и позволяет учитывать энергию включения и выключения транзисторов преобразователя.

2. Исходные положения

Методику расчета динамических потерь с учетом определения энергии включения и выключения *MOSFET* транзисторов рассмотрим на примере трехфазной трехуровневой схемы выпрямителя (рис. 1).

Условимся считать положительным ток, вытекающий из источника ЭДС первичного источника питания (ПИП), а отрицательным – ток, втекающий в источник ЭДС ПИП.

Уровни напряжений, формирующихся на зажимах A, B, C, определяются комбинациями состояний силовых ключей VT1-VT12. Условимся каждую комбинацию обозначать набором цифр исходя из количества фаз и узлов звена постоянного тока, т. е. в каждом наборе будет m цифр от 0 до n. Например, в трехфазном трехуровневом преобразователе три фазы и три узла в звене постоянного тока, поэтому все комбинации состояний ключей обозначаются тремя цифрами от 0 до 2 (рис. 2, a).

Все комбинации состояний ключей образуют набор образующих векторов [11] в виде правильного шестиугольника (рис. 2, a), разбитого на шестидесятиградусные сектора и треугольники (рис. 2, δ).

Реализация векторной ШИМ в математических моделях представлена в работах [12–13].



Puc. 1 – Трехфазный трехуровневый преобразователь *Fig.* 1 – Three-phase three-level converter



Рис. 2 – Комбинации состояний ключей и сектор образующих векторов в трехфазном трехуровневом преобразователе

Fig. 2 – Combinations of switch states and a sector of generating vectors in a three-phase three-level converter

3. Расчет динамических потерь мощности

Динамические потери в *MOSFET*-транзисторах с антипараллельными диодами определяются тремя видами коммутаций: включение транзистора, выключение транзистора и выключение антипараллельного диода.

Вне зависимости от вида коммутации мгновенная мощность потерь в процессе включения или выключения полупроводникового ключа определяется соотношением

$$p = v_{VT} i_c$$
,

где v_{VT} и i_c – напряжение сток–исток транзистора и ток стока соответственно.

Следовательно, динамические потери на периоде основной гармоники будут определяться суммарной энергией потерь мощности за этот период:

$$P_{sw} = \frac{1}{T} \left(\sum_{i=1}^{N_{on}} E_{on} + \sum_{i=1}^{N_{off}} E_{off} + \sum_{i=1}^{N_{rr}} E_{rr} \right), \tag{1}$$

где T – период основной гармоники, N_{on} – число включений транзистора; N_{off} – число выключений транзистора; N_{rr} – число выключений антипараллельного диода. Из соотношения (1) видно, что для расчета динамических потерь необходимо знать энергию, выделяющуюся при одной коммутации каждого типа и число коммутаций за один период основной гармоники. Таким образом, для вычисления динамических потерь необходимо определить число коммутаций и энергию, рассеиваемую при каждой коммутации.

Количество коммутаций можно подсчитать из анализа используемых последовательностей комбинаций состояний ключей в каждом из треугольников в секторе (рис. 2, *б*). В распространенных алгоритмах перебора образующих векторов, т. е. перебора комбинаций состояний ключей, количество коммутаций сведено к минимуму. Для этого в пределах одного сектора или треугольника устанавливают определенный порядок перебора комбинаций состояний ключей. Такой, чтобы при переходе от одной комбинации к другой происходило не более одной коммутации в силовой схеме. С другой стороны комбинации состояний ключей должны быть расположены симметрично относительно одной из них. Такая симметрия позволяет улучшить качество формируемого напряжения. Рассмотрим в качестве примера первый треугольник первого сектора, содержащий следующие комбинации состояний ключей: (200), (211), (200), (210). Пусть задана следующая симметричная последовательность переключения указанных комбинаций состояний ключей:

$$(100) \rightarrow (200) \rightarrow (210) \rightarrow (211) \rightarrow (210) \rightarrow (200) \rightarrow (100)$$
 (2)

В такой последовательности система управления переключает комбинации состояний в течение одного интервала ШИМ, пока задающий вектор находится в данном треугольнике. В силу симметрии полупроводникового преобразователя будем принимать во внимание только изменения комбинаций в фазной стойке А. Это значит, что с точки зрения фазной стойки А последовательность (2) будет выглядеть следующим образом: $(1xx) \rightarrow (2xx) \rightarrow (1xx)$. Из рис. 1 видно, что при подключении фазы A к узлу «1» звена постоянного тока управляющие импульсы подаются на затворы транзисторов VT2 и VT3, и в зависимости от направления протекания фазного тока будет проводить один из них. При подключении фазы к узлу «2» управляющие импульсы подаются на затворы транзисторов VT1 и VT2. Становится очевидным, что при переходе от комбинации (1xx) к комбинации (2xx) управляющий импульс с ключа VT3 снимается и он выключается, а появляется управляющий импульс на ключ VT1 и он включается (следует учесть, что при отрицательном токе включается не транзистор, а его антипараллельный диод). Таким образом, на каждом интервале ШИМ в первом треугольнике транзистор VT1 один раз включается и один раз выключается, транзистор VT2 не коммутируется, следовательно, в нем отсутствуют коммутационные потери, транзистор VT3 один раз включается и один раз выключается. Таким образом, следуя описанной методике, можно определить количество коммутаций каждого модуля на интервале ШИМ в каждом треугольнике.

Для подсчета полного числа коммутаций, т. е. числа коммутаций за один период основной гармоники, определим временные промежутки, в течение которых ключ коммутируется. В дальнейшем будем называть их интервалами широтноимпульсной модуляции. Определим интервалы широтно-импульсной модуляции в виде переключающих функций, удовлетворяющих следующим условиям:

$$F_{sw(mq)} = \begin{cases} 1, & N_{on} > 0 \lor N_{off} > 0 \lor N_{rr} > 0, \\ 0, & N_{on} = 0 \land N_{off} = 0 \land N_{rr} = 0. \end{cases}$$
(3)

Выражение (3) следует читать следующим образом: переключающая функция $F_{sw(mq)}$ *q*-го транзисторного в *m*-й фазной стойке, определяющая интервал широтно-импульсной модуляции равна единице, если в заданном треугольнике рассматриваемый транзистор коммутируется, по крайней мере один раз, и равна нулю в противном случае. Заметим, что полученная переключающая функция не учитывает направления тока в ключе, и может принимать единичные значения на всем интервале основной гармоники. Для получения переключающей функции интервалов ШИМ транзистора и его антипараллельного диода используем переключающую функцию положительной полуволны фазного тока 9:

$$F_I = \begin{cases} 1, i_a \ge 0; \\ 0, i_a < 0. \end{cases}$$
(4)

Тогда с учетом (4) и (3) можно получить выражение для интервалов ШИМ транзисторов и антипараллельных диодов:

$$\begin{cases} F_{sw(mq)}^{T} = F_{sw(mq)}F_{I}, \\ F_{sw(mq)}^{D} = F_{sw(mq)}(1 - F_{I}). \end{cases}$$

Число коммутаций на интервалах ШИМ полупроводниковых приборов можно рассчитать из пропорции:

$$N_{on(mq)} = N_{off(mq)} = \frac{A \cdot \Delta_{sw(mq)}^{I}}{2\pi}, \quad N_{rr(mq)} = \frac{A \cdot \Delta_{sw(mq)}^{D}}{2\pi}, \tag{5}$$

где A – кратность частоты ШИМ к частоте основной гармоники; $\Delta_{sw(mq)}^{T}$ и $\Delta_{sw(mq)}^{D}$ – длительности интервалов $F_{sw(mq)}^{T}$ и $F_{sw(mq)}^{D}$ соответственно, выраженные в радианах. Значения длительностей интервалов ШИМ можно легко вычислить, используя соотношения:

$$\Delta_{sw(mq)}^T = \int_0^T F_{sw(mq)}^T dt, \quad \Delta_{sw(mq)}^D = \int_0^T F_{sw(mq)}^D dt.$$

Следующим этапом является вычисление энергии коммутации. Однако следует учесть, что энергия коммутации есть функция от напряжения и тока, протекающего в полупроводниковом приборе, которые в свою очередь различны для каждой коммутации на интервале ШИМ, что затрудняет процедуру расчета динамических потерь. Необходимо иметь в виду тот факт, что зависимости энергии коммутации от мгновенного значения тока при фиксированном напряжении стокисток транзистора целесообразно выбрать некоторое фиксированное значение этой энергии, усредненное на интервале ШИМ полупроводникового прибора. Так как величина коммутируемого тока равна мгновенному значению фазного тока, протекающего через ключ в момент коммутации, рационально будет рассчитать среднее значение коммутируемого тока по огибающей тока ключа на интервале широтно-импульсной модуляции рассматриваемого ключа, т. е.

$$I_{sw}^{T} = \frac{1}{\Delta_{sw}^{T}(mq)} \int_{0}^{T} i_{a} F_{sw(mq)}^{T} dt, \quad I_{sw}^{D} = \frac{1}{\Delta_{sw(mq)}^{D}} \int_{0}^{T} i_{a} F_{sw(mq)}^{D} dt.$$

Далее, подставляя найденные значения среднего коммутируемого тока, находим и среднюю энергию коммутации для каждого из трех видов коммутаций:

$$E_{on} = f_{on} \left(I_{sw}^T \right), \quad E_{off} = f_{off} \left(I_{sw}^T \right), \quad E_{rr} = f_{rr} \left(I_{sw}^D \right). \tag{6}$$

Следовательно, для определения динамических потерь необходимо определить энергию включения и выключения транзисторов. Определение E_{on} , E_{off} , E_{rr} , энергий для *MOSFET* транзистора производится в соответствии с [14]:

$$E_{on} = U_{VT}I_{sw}^{T} \frac{t_{ri} + t_{fu}}{2},$$
$$E_{off} = U_{VT}I_{sw}^{T} \frac{t_{ru} + t_{fi}}{2},$$
$$E_{rr} = \frac{U_{VD}Q_{rr}}{4},$$

где U_{VT} – напряжение сток–исток коммутируемого транзистора; t_{ri} , t_{fi} – время нарастания и спада тока стока (значения, измеренные производителем при заданных параметрах); t_{ru} , t_{fu} – время нарастания и спада напряжения сток–исток (значения, измеренные производителем при заданных параметрах); U_{VD} – напряжение прикладываемое к антипараллельному диоду во время обратного восстановления. Обычно $U_{VD} \approx U_{VT}$, Q_{rr} – заряд обратного восстановления диода (справочный параметр), I_{sw}^{T} – коммутируемый транзистором ток. Параметры t_{ru} , t_{fu} рассчитываются следующим образом [14]:

$$t_{ru} = \frac{t_{ru1} + t_{ru2}}{2} ,$$

$$t_{fu} = \frac{t_{fu1} + t_{fu2}}{2} ,$$

$$t_{ru1} = R_3 \left(U_{VT} - I_{sw}^T R_{DSon} \right) \left(\frac{C_{GD1}}{U_{pm}} \right)$$

$$t_{ru2} = R_3 \left(U_{VT} - I_{Sw}^T R_{DSon} \right) \left(\frac{C_{GD2}}{U_{pm}} \right),$$

где R_3 – сопротивление резистора в цепи затвора; U_{pm} – напряжение плато Миллера транзистора, справочный параметр; C_{GD1} – емкость «затвор–сток», определяемая графически из справочных данных (рис. 3) при заданном напряжении U_{VT} ; C_{GD2} – емкость «затвор–сток», также определяемая графически из справочных данных при напряжении «сток–исток», равном $I_{sw}^T R_{DSon}$ (рис. 3). Параметры t_{fu1} , t_{fu2} рассчитываются следующим образом [14]:

$$t_{fu1} = R_3 \left(U_{VT} - I_{sw}^T R_{DSon} \right) \left(\frac{C_{GD1}}{U_{DR} - U_{pm}} \right),$$
$$t_{fu2} = R_3 \left(U_{VT} - I_{sw}^T R_{DSon} \right) \left(\frac{C_{GD2}}{U_{DR} - U_{pm}} \right),$$

где U_{DR} – управляющее напряжение «затвор-исток» транзистора.



Тогда с учетом (5) и (6) формула (1) приобретает вид

$$P_{sw(mq)} = \frac{1}{T} \left(N_{on(mq)} E_{on} + N_{off(mq)} E_{off} + N_{rr(mq)} E_{rr} \right).$$
(7)

Запишем окончательный вариант формулы (7) через частоту основной гармоники:

$$P_{sw(mq)} = f_{(1)} \left(N_{on(mq)} E_{on} + N_{off(mq)} E_{off} + N_{rr(mq)} E_{rr} \right).$$
(8)

Таким образом, получено окончательное выражение для расчета динамических потерь в многоуровневых полупроводниковых преобразователях с фиксирующими диодами под управлением векторной ШИМ с учетом определения энергии включения и выключения *MOSFET* транзистора.

4. Результаты эксперимента

Для верификации полученного соотношения (8) для расчета динамических потерь было проведено экспериментальное исследование. Макетный образец представлен на рис. 4.

Puc. 4 – Экспериментальный образец *Fig.* 4 – Experimental sample



В таблице приведены измеренные экспериментально и рассчитанные с помощью формулы (8) динамические потери для транзистора *IRFP460*. Расчет и экспериментальное исследование проводились для разных режимов работы транзистора.

Режим		Расчет	Эксперимент	Относительная ошибка, % $ P_{\rm ext}(acorp) - P_{\rm ext}(acorp) $
U_{VT} , B	f_{sw} , кГц	<i>Р_{sw(pacч.)}</i> , Вт	<i>Р_{sw(эксп.)}</i> , Вт	$\frac{ SW(pach.) - SW(skch.) }{P_{SW(skch.)}} 100\%$
40	10	0,036	0,058	37,9
50	20	0,128	0,141	9,2
60	20	0,206	0,21	1,9

Сопоставление результатов расчета и эксперимента

Из анализа результатов, представленных в таблице, видно, что рассчитанные значения динамических потерь сопоставимы с результатами эксперимента. Значительное несоответствие результатов отмечено лишь в режиме с относительно малыми потерями. Разница в расчете и эксперименте существенно снижается при увеличении рабочего напряжения и частоты.

На рис. 5 представлены осциллограммы токов и напряжений *MOSFET* транзистора *IRFP460*.



тис. 5 – Осциллограммы токов и напряжении. Сверху вняз. ток транзистора, напряжение сток-исток транзистора, напряжение затвористок транзистора, инвертированный импульс управления, энергия выключения

Fig. 5 – Oscillograms of currents and voltages. Top down: transistor current, drain-source voltage transistor, gate-source voltage transistor, inverted control pulse, power off

Заключение

В данной работе была предложена методика оценки динамических потерь в многоуровневых полупроводниковых преобразователях с фиксирующими диодами, основанная на методе переключающих функций. В отличие от ныне существующих методик расчета динамических потерь предложенный подход позволяет учитывать специфику алгоритмов векторной ШИМ, а также является инвариантным к числу уровней или фаз рассматриваемого преобразователя, учитывает энергию включения и выключения *MOSFET* транзистора.

Эффективность предложенной методики подтверждена результатами экспериментальных исследований.

Разработанный способ оценки динамических потерь может быть использован как одна из основ для разработки методики анализа электромагнитных процессов в системах преобразования электрической энергии на базе многоуровневых полупроводниковых преобразователей.

ЛИТЕРАТУРА

- Recent advances and industrial applications of multilevel converters / S. Kouro, M. Malinowski, K. Gopakumar, J. Pou, L.G. Franquelo, B. Wu, J. Rodriguez, M.A. Perez, J.I. Leon // IEEE Transactions on Industrial Electronics. – 2010. – Vol. 57, iss. 5. – P. 2553– 2580.
- The age of multilevel inverters arrives / L.G. Franquelo, J. Rodriguez, J.I. Leon, S. Kouro, R. Portillo, M.A.M. Prats // IEEE Industrial Electronics Magazine. – 2008. – Vol. 2, iss. 2. – P. 28–39.
- A review on multilevel converter topologies for electric transportation applications / P. Qashqai, A. Sheikholeslami, H. Vahedi, K. Al-Haddad // Vehicle Power and Propulsion Conference (VPPC): Proceedings, Montreal, Quebec, 19–22 October 2015. – Piscataway, NJ: IEEE, 2015. – P. 1–6.
- Jokinen M., Lipsanen A. Fundamental study of 2-level and 3-level frequency converters // Assignment on Converter Losses, Multilevel Topologies. – Smola, Norway, 2005. – P. 1–5.

- Analytical calculation of the average and RMS currents in three-level NPC inverter with SPWM / Q.-Y. Meng, W.-M. Ma, C. Sun., G.-S. Jie, W. Qui // Proceedings of 35th Annual conference of the IEEE Industrial Electronics Society – IECON 2009, Porto, Portugal, 3–5 November 2009. – Porto, 2009. – P. 248–253.
- Switching loss analysis of modulation methods used in neutral point clamped converters / D. Andler, S. Kouro, M. Perez, J. Rodriduez, B. Wu // IEEE Energy Conversion Congress and Exposition, 2009. ECCE 2009, 20–24 September 2009, San Jose, California. – San Jose, 2009. – P. 2565–2571.
- Analysis and comparison of conduction losses in neutral-point-clamped three-level inverter with PWM control / Q. Wang, Q. Chen, W. Jiang, C. Hu // Proceedings of International Conference on Electrical Machines and systems, October 8–11, Seul, South Korea. – Seul, 2007. – P. 143–148.
- 8. Dieckerhoff S., Bernet S., Krug D. Power loss-oriented evaluation of high voltage IGBTs and multilevel converters in transformerless traction applications // IEEE Transactions on Power Electronics. 2005. Vol. 20, iss. 6. P. 1328–1336.
- 9. Брованов С.В., Дыбко М.А. Методика расчета токов силовых ключей многоуровневых полупроводниковых преобразователей // Доклады Академии наук высшей школы Российской Федерации. – 2011. – № 1. – С. 84–94.
- Брованов С.В., Дыбко М.А. Расчет динамических потерь в многоуровневых полупроводниковых преобразователях с емкостным делителем напряжения // Доклады Академии наук высшей школы Российской Федерации. – 2011. – № 2. – С. 46–55.
- 11. **Брованов С.В.** Комбинации состояний ключей и анализ электромагнитных процессов в многоуровневых преобразователях // Электротехника. 2009. № 6. С. 20–27.
- Теоретический и практический аспекты реализации векторной ШИМ в трехфазном трехуровневом выпрямителе / С.А. Харитонов, А.Н. Колесников, С.В. Брованов // Техническая электродинамика: тематический выпуск. – Киев, 2007. – Ч. 2. – С. 39–44.
- Брованов С.В., Гришанов Е.В. Анализ скалярной и векторной широтно-импульсных модуляций для однофазных многоуровневых полупроводниковых преобразователей с фиксирующими диодами // Доклады Академии наук высшей школы Российской Федерации. – 2014. – № 4. – С. 47–56.
- 14. Graovac D., Purschel M., Kiep A. MOSFET power losses calculation using the data-sheet parameters // Infineon Application Note. 2006. Vol. 1.1. P. 1–23.

A TECHNIQUE FOR SWITCHING POWER LOSS CALCULATION IN MOSFET SEMICONDUCTOR POWER CONVERTERS WITH PWM CONTROL

Dybko M.A., Grishanov E.V., Brovanov S.V., Tokarev V.G.

Novosibirsk State Technical University, Novosibirsk, Russia

At present electrical complexes based on power electronic devices are widely used. Such complexes include autonomous power supply systems based on renewable energy sources, power storage systems, active power filters and reactive power compensators. The key unit in the structure of these complexes is a semiconductor converter. High-voltage multilevel semiconductor converters are often used in these systems. The calculation and analysis of the energy transformation quality factors of the semiconductor converter are necessary to design such systems. Efficiency is the most important factor of energy transformation quality. While calculations of static losses in semiconductor devices do not present any difficulties, calculations of switching losses present a challenge. Nowadays, there exist many different methods for calculating switching losses in power semiconductor devices. However, there are a number of features that are typical for calculating switching losses in MOSFET transistors in multilevel semi-conductor converter is proposed in this paper. This technique is based on the method of switching functions and is suitable for converters controlled by vector PWM methods. An example of calculation of switching

losses in a three-phase three-level voltage converter is considered. Experimental studies aimed at verifying theoretically obtained results have been carried out.

Keywords: switching losses, efficiency, space vector PWM, transistor energy switch on/off, multilevel semiconductor converter.

DOI: 10.17212/1727-2769-2017-3-52-63

REFERENCES

- Kouro S., Malinowski M., Gopakumar K., Pou J., Franquelo L.G., Wu B., Rodriguez J., Perez M.A., Leon J.I. Recent advances and industrial applications of multilevel converters. *IEEE Transactions on Industrial Electronics*, 2010, vol. 57, no. 5, pp. 2553–2580.
- Franquelo L.G., Rodriguez J., Leon J.I., Kouro S., Portillo R., Prats M.A.M. The age of multilevel inverters arrives. *IEEE Industrial Electronics Magazine*, 2008, vol. 2, iss. 2, pp. 28–39.
- Qashqai P., Sheikholeslami A., Vahedi H., Al-Haddad K. A review on multilevel converter topologies for electric transportation applications. *Vehicle Power and Propulsion Conference* (VPPC): Proceedings, Montreal, Quebec, 19–22 October 2015, pp. 1–6.
- 4. Jokinen M., Lipsanen A. Fundamental study of 2-level and 3-level frequency converters. *Assignement on Converter Losses, Multilevel Topologies*, Smola, Norway, 2005, pp. 1–5.
- Meng Q.-Y., Ma W.-M., Sun C., Jie G.-S., Qui W. Analytical calculation of the average and RMS currents in three-level NPC inverter with SPWM. *Proceedings IECON 2009.* 35th Annual conference of the IEEE Industrial Electronics Society, Porto, Portugal, 3–5 November 2009, pp. 248–253.
- Andler D., Kouro S., Perez M., Rodriduez J., Wu B. Switching loss analysis of modulation methods used in neutral point clamped converters. *IEEE Energy Conversion Congress and Exposition, 2009. ECCE 2009*, 20–24 September 2009, San Jose, California, pp. 2565–2571.
- Wang Q., Chen Q., Jiang W., Hu C. Analysis and comparison of conduction losses in neutral-point-clamped three-level inverter with PWM control. *Proceedings of International Conference on Electrical Machines and systems*, Seul, South Korea, 8–11 October 2007, pp. 143–148.
- 8. Dieckerhoff S., Bernet S., Krug D. Power loss-oriented evaluation of high voltage IGBTs and multilevel converters in transformerless traction applications. *IEEE Transactions on Power Electronics*, 2005, vol. 20, iss. 6, pp. 1328–1336.
- Brovanov S.V., Dybko M.A.. Metodika rascheta tokov silovykh klyuchei mnogourovnevykh poluprovodnikovykh preobrazovatelei [A new calculation technique for the switches currents in multilevel voltage source]. Doklady Akademii nauk vysshei shkoly Rossiiskoi Federatsii – Proceedings of the Russian higher school Academy of sciences, 2011, no. 1, pp. 84–94.
- Brovanov S.V., Dybko M.A. Raschet dinamicheskikh poter' v mnogourovnevykh poluprovodnikovykh preobrazovatelyakh s emkostnym delitelem napryazheniya [Switching losses calculation in multilevel NPC converters]. Doklady Akademii nauk vysshei shkoly Rossiiskoi Federatsii – Proceedings of the Russian higher school Academy of sciences, 2011, no. 2, pp. 46–55.
- Brovanov S.V. Kombinatsii sostoyanii klyuchei i analiz elektromagnitnykh protsessov v mnogourovnevykh preobrazovatelyakh [Combinations of switch states and analysis of electromagnetic processes in multilevel converters]. *Elektrotekhnika – Russian Electrical Engineering*, 2009, no. 6, pp. 20–27. (In Russian).
- Kharitonov S.A., Kolesnikov A.N., Brovanov S.V. Teoreticheskii i prakticheskii aspekty realizatsii vektornoi ShIM v trekhfaznom trekhurovnevom vypryamitele [Theoretical and practical aspects of realizing a vector PWM in a three-phase three-level rectifier]. *Tekhnicheskaya elektrodinamika*. Tematicheskii vypusk [Tekhnichna elektrodinamika. Thematic issue]. Kiev, 2007, pt. 2, pp. 76–79.
- 13. Brovanov S.V., Grishanov E.V. Analiz skalyarnoi i vektornoi shirotno-impul'snykh modulyatsii dlya odnofaznykh mnogourovnevykh poluprovodnikovykh preobrazovatelei s fiksiruyushchimi diodami [Analysis of carrier-based and space vector pulse width modulation for single phase multilevel semiconductor converters with clamping diodes]. *Doklady Akademii nauk vysshei shkoly Rossiiskoi Federatsii – Proceedings of the Russian higher school Academy of sciences*, 2014, no. 4, pp. 47–56.
- 14. Graovac D., Purschel M., Kiep A. MOSFET power losses calculation using the data-sheet parameters. *Infineon Application Note*, 2006, vol. 1.1, pp. 1–23.

СВЕДЕНИЯ ОБ АВТОРАХ



Дыбко Максим Александрович – родился в 1986 году, канд. техн. наук, доцент, заместитель заведующего кафедрой электроники электротехники, Новосибирский государственный технический университет. Область научных интересов: системы коррекции качества электрической энергии, алгоритмы управления. Опубликовано 37 научных работ. (Адрес: 630073, Россия, Новосибирск, пр. Карла Маркса, 20. E-mail: dybko@corp.nst.ru).

Dvbko Maxim Alexsandrovitch (b. 1986) – PhD, associate professor. deputy head of the Electronics and Electrical Engineering Faculty, Novosibirsk State Technical University. His research interests are currently focused on the design of effective power converters. He is the author of 37 scientific papers. (Address: 20, Karl Marx Av., Novosibirsk, 630073, Russia. E-mail: dybko@corp.nst.ru).



Гришанов Евгений Валерьевич – родился в 1988 году, младший научный сотрудник, кафедра электроники и электротехники, Новосибирский государственный технический университет. Область научных интересов: системы генерирования на базе МПП. Опубликовано 11 научных работ. (Адрес: 630073. Россия, Новосибирск, пр. Карла Маркса, 20. E-mail: e.grishanov@corp.nstu.ru).

Grishanov Evgenii Valer'evichvich (b. 1988) – iunior researcher, department of electronics and electrical engineering, Novosibirsk State Technical University. His research interests are currently focused on generation systems based on NPC. He is the author of 11 scientific papers. (Address: 20, Karl Marx Av., Novosibirsk, 630073, Russia. E-mail: e.grishanov@corp.nstu.ru).



Брованов Сергей Викторович – родился в 1964 году, д-р техн. наук, доцент, проректор по учебной работе, Новосибирский государственный технический университет. Область научных интересов: разработка энергоэффективных систем преобразования электрической энергии. Опубликовано 120 научных работ. (Адрес: 630073, Россия, Новосибирск, пр. Карла Маркса, 20. E-mail: brovanov@corp.nstu.ru).

Brovanov Sergei Viktorovich (b. 1964) – PhD, professor, Vice Rector for Academic Activities, Novosibirsk State Technical University. His research interests are currently focused on designing effective power converters. He is the author of 120 scientific papers. (Address: 20, Karl Marx Av., Novosibirsk, 630073, Russia. E-mail: brovanov@corp.nstu.ru).



Токарев Вадим Геннадьевич – родился в 1967 году, ст. преп. кафедры вычислительной техники Новосибирского государственного технического университета. Область научных интересов: активные силовые фильтры, инверторы напряжения, системы управления, цифровая обработка сигналов. Опубликовано 5 научных работ. (Адрес: 630073, Россия, Новосибирск, пр. Карла Маркса, 20. E-mail:v.tokarev@corp.nstu.ru).

Tokarev Vadim Gennadievich (b. 1967) – senior lecturer at the computer engineering department, Novosibirsk State Technical University. His research interests include active power filters, voltage source converters, automation systems, and digital signal processing. He is a co-author of 5 scientific papers. (Address: 20, Karl Marx Av., Novosibirsk, 630073, Russia. E-mail: v.tokarev@corp.nstu.ru).

Статья поступила 17 февраля 2017 г. Received February 17, 2017

To Reference:

Dybko M.A., Grishanov E.V., Brovanov S.V., Tokarev V.G. Metodika rascheta dinamicheskikh poter' moshchnosti v poluprovodnikovykh preobrazovatelyakh na tranzistorakh tipa MOSFET s vektornym sposobom upravleniya [Switching losses calculation technique for MOSFET switches in power semiconductor converters controlled by space vector PWM]. *Doklady Akademii nauk vysshei shkoly Rossiiskoi Federatsii – Proceedings of the Russian higher school Academy of sciences*, 2014, no. 3 (36), pp. 52–63. doi: 10.17212/1727-2769-2017-3-52-63

ТЕХНИЧЕСКИЕ НАУКИ

УДК 621.396.933.22

ВЫСОКОИНФОРМАТИВНЫЕ ОПТИКО-ЛОКАЦИОННЫЕ СИСТЕМЫ С ОБРАБОТКОЙ ТРЕХМЕРНЫХ ИЗОБРАЖЕНИЙ

В.Н. Легкий^{1,2}, В.П. Ющенко¹, В.А. Шумейко¹, О.В. Санков¹, В.Г. Эдвабник^{2,1}, С.А. Буднов¹

¹Новосибирский государственный технический университет ²Акционерное общество «Научно-исследовательский институт электронных приборов»

Изложены результаты комплексной проработки облика высокоинформативных оптиколокационных систем классификации объектов с помощью активно-импульсных лазерных систем. Описан экспериментальный образец сканирующего дальномера. Представлены результаты экспериментальных исследований трехмерных изображений реальных объектов. Предложены алгоритм и программное обеспечение для обнаружения и классификации заданных наземных (надводных) объектов по геометрическим признакам в условиях сложного окружающего рельефа.

Ключевые слова: трехмерная лазерная локация, наносекундные импульсы, высокоинформативные оптико-локационные системы, классификация объектов по геометрическим признакам.

DOI: 10.17212/1727-2769-2017-3-64-73

Введение

Обнаружение и классификация заданных наземных (надводных) объектов с помощью пассивных телевизионных систем невозможны в темное время суток и при обеспечении мер маскировки. Тепловизионные системы недостаточно эффективно работают по неконтрастным тепловым изображениям объектов (авто-, бронетехника с выключенным двигателем, надводные объекты, не нагретые элементы природного рельефа и др.).

В статье рассматриваются импульсные лазерные системы для обнаружения, определения координат и классификации объектов путем многократного измерения расстояния в заданном угловом секторе и получения в результате трехмерного изображения рельефа [1, 2, 3]. Оптико-электронные системы активного типа, при соответствующей сложности и стоимости, обеспечивают достаточную обнаружительную способность в широком диапазоне свойств объектов и условий применения.

Цель исследования заключается в разработке оптико-электронных приборов и программно-аппаратных средств, определяющих облик импульсных локационных систем классификации объектов по заданным геометрическим и пространственным признакам (размеры, форма, движение с определенной скоростью и т. д.).

Техническая реализация активной локационной системы (ЛС) предполагает либо применение узконаправленных излучателя и фотоприемника в сочетании с двухкоординатным сканером (или бортовым однокоординатным сканером на подвижном носителе), либо зондирование лазерным импульсом всего заданного углового сектора и применение многоэлементного дальномерного фотоприемного устройства для получения трехмерного изображения за минимальное время. Формат дальномерной матрицы фотоприемного устройства определяется назначением

© 2017 В.Н. Легкий, В.П. Ющенко, В.А. Шумейко,

О.В. Санков, В.Г. Эдвабник, С.А. Буднов

ЛС. Результатом работы ЛС является матрица расстояний до дискретных элементов лоцируемой поверхности объекта и реального рельефа. Обработка трехкоординатной матрицы измеренных расстояний и анализ формы поверхности позволяют обнаруживать, выделять и классифировать заданный объект на фоне сложсложного рельефа и местных предметов (растительность, строения, помеховые образования, попадающие в диаграмму ЛС) [4].

Измеряемое расстояние составляет от десятков метров (бортовые ЛС с полупроводниковым излучателем) до сотен метров (передатчик с твердотельным или волоконным лазером) при погрешности измерения доли – единицы метров.

1. Результаты экспериментальных исследований

Разработан экспериментальный четырехканальный сканирующий высотомер с частотой импульсов 50 кГц (рис. 1), определяющий облик ЛС с электромеханическим сканером (перед оптическими системами излучателя и фотоприемника вращаются две сдвинутые по углу трехгранные зеркальные призмы). Диаметр отсека 300 мм.



Рис. 1 – Четырехканальный сканирующий высотомер с частотой импульсов 50 кГц
 Fig. 1 – Four-channel scanning height finder with PRF of 50 kHz

Для накопления данных о характерной структуре трехмерных кадров реальных объектов в полигонных условиях (без дорогостоящих летных экспериментов) использовался измерительный комплекс на основе одноканального лазерного дальномера на поворотной платформе, размещаемой на высотах от 5 м до 50 м (рис. 2).

Примеры трехмерных кадров, полученных с помощью установленной на мачте сканирующей ЛС, показаны на рис. 3 [1]. Трехмерные кадры (наборы строк, полученные при движении носителя ЛС с дискретностью строк 0,2...1,0 м) для технических объектов имеют характерные форму и размеры. Строки для кроны дерева значительно варьируются по форме.

С учетом структуры отраженных от водной поверхности оптических импульсных сигналов («изрезанность» последовательности сигналов, когда в области волновых наклонных поверхностей волн отсутствуют принимаемые импульсы) обнаружение и классификация технических надводных объектов возможны с достаточной достоверностью.



Рис. 2 – Измерительный комплекс на основе лазерного дальномера на поворотной платформе, дальность действия дальномера R = 50 м, погрешность $\Delta R = 0,15$ м

Fig. 2 – Turntable mounting laser range finder measurement complex, 50 m range finder with 0,15 m error





Рис. 3 – Трехмерные кадры от разных объектов: *a* – автомобиль Урал-375; *б* – самолет МИГ-17; *в* – крона лиственного дерева *Fig. 3* – 3D frames from different targets: *a* – truck Ural-375; *b* – aircraft MIG-17; *c* – foliage tree crown

2. Алгоритм обработки данных

С учетом геометрии заданного объекта и модели окружающего рельефа разработано специализированное программное обеспечение, генерирующее синтезированные матрицы расстояний интересуемых сцен, для оценки эффективности и доработки алгоритма обнаружения и классификации. В данной работе в качестве информационных используются геометрические признаки объектов (прямолинейные кромки, соотношение площади высотных сечений, отношение сторон прямоугольника и др.). Задачей программного обеспечения является генерация матрицы расстояний поверхности объекта при различном ракурсе относительного движения ЛС на фоне сложного естественного рельефа, характерного для конкретного географического района.

На основе результатов измерений или синтезированной матрицы расстояний (рис. 3 и 4) составляется матрица высот сложных геометрических сцен заданного формата. В результате ее обработки формируется матрица единичных областей (рис. 5) согласно выражению:

$$X > p(\tau_i), X = 1;$$

 $X < p(\tau_i), X = 0,$

где $p(\tau_i)$ – пороговое значение амплитуды при соответствии момента приема принятого сигнала определенному интервалу времени τ_i в каждом элементе, определяемое в конкретном такте (кадре) измерения.



Рис. 4 – Трехмерный кадр ЛС для прямоугольных объектов, окруженных деревьями и кустарником Fig. 4 – The location system 3D frame for a target in a forest crown

Процесс обработки полученной матрицы заключается в нахождении одинаковых по высоте областей для какой-либо плоской поверхности в сканируемом объеме пространства. Простые алгоритмы с построчным перебором двоичной матрицы с установкой маркеров на плоских участках, требуют значительного времени обработки.

Предлагаемый трехэтапный алгоритм построчного перебора двоичной матрицы позволяет сократить время обработки при некотором снижении точности определения границ равновысотных областей. Основные затраты времени приходятся



Рис. 5 – Единичная матрица для объектов техники, окруженных деревьями и кустарником, точками обозначены единичные области, прямоугольниками обозначены области выявленных заданных объектов путем оконтуривания найденных единичных областей

Fig. 5 – Unitary matrix for the target in a forest crown, dots denote unit areas, rectangles denote targets by found unit areas contouring

на перебор и исключение нулевых строк (содержащих только «нули»), а также на выделение отдельно расположенных «единиц», обусловленных малоразмерными элементами окружающего рельефа. Интерес представляют только единичные области, соответствующие плоскости в секторе сканирования. Для сокращения затрат времени предложено применить грубый перебор матрицы, при котором обработка матрицы разбивается на несколько этапов.

1. Грубый перебор матрицы – для предварительного выделения равновысотных (единичных) областей.

2. Классификация областей, например по заданным форме и площади. Это позволяет устранить неоднозначность обнаружения объекта, например, не рассматриваются сочетания единиц вертикальные 3×7 и 2×5 элементов в левой и центральной областях трехмерного кадра, а также горизонтальное сочетание 2×7 единичных элементов справа (рис. 5).

3. Классификация обнаруженного объекта (отнесение объекта к заданному классу, например, грузовой автомобиль, самолет на стоянке или катер) и принятие решения о выдаче исполнительных команд системам носителя, фиксирующим обнаружение заданного объекта.

Сначала используется параллельный перебор нескольких строк. Чем больше количество одновременно обрабатываемых строк, тем выше точность обнаружения единичных областей, при больших вычислительных ресурсах.

При обнаружении соседних единичных значений (x-1, x+1) в граничных точках непрерывных плоских областей устанавливаются маркеры, а именно:

 ${x-1 := 0, x := 1, x+1 := 1}$ и ${x-1 := 1, x := 1, x+1 := 0}$. На этом этапе определяются две недостающие координаты единичных областей путем перебора по координате *Y* от уставленных ранее маркеров, как стартовых точек.

Пусть на первом этапе обнаружены три единичные области и несколько неустойчивых точек. Единичные области в районах первой и последней строк уточняются, в результате повторного перебора по координате *Y*, до тех пор, пока последовательность единиц не прекратится. Пороговыми значениями являются: $\{y-1:=1, y:=1, y+1:=0\}$. В центре кадра для более точного установления границ единичной области необходим двунаправленный перебор. Контуры найденных единичных областей заданной формы (выявляются по максимальному числу внутренних точек) либо координаты центров масс сложных по форме единичных областей (рис. 5) передаются для дальнейшей обработки на этапе классификации объекта [3].

3. Практическая реализация высокоинформативных оптиколокационных систем с обнаружением и классификацией объектов по геометрическим признакам

Наряду с вариантом ЛС с электромеханическим сканером (см. рис. 1) ведутся исследования по созданию малогабаритных высокоинформативных дальномерных систем.

В патенте [4] предложено практическое решение задачи создания оптикоэлектронной системы с повышенной достоверностью определения дальности до заданных объектов за счет классификации объектов по выбираемым признакам (движение с определенной скоростью, размеры, форма и т. д.), т. е. с применением технологии распознавания элементов трехмерного рельефа наблюдаемой сцены. В основе построения системы лежит анализ трехмерного импульсного отклика, принятого многоэлементным дальномерным фотоприемным устройством, при зондировании пространства наносекундным лазерным импульсом.

В высокоинформативном распознающем дальномере в качестве излучателя может быть применен твердотельный, волоконный или инжекционный лазер (длительность импульса 1...5 нс). В качестве фотоприемного устройства предполагалось применение 76-анодного микроканального фотоэлектронного умножителя [4]. Современные технологии позволяют реализовать N-канальное фотоприемное устройство в виде полноформатной дальномерной фотоматрицы с высоким быстродействием и необходимой чувствительностью, т. е. с достаточной пространственной разрешающей способностью [5–7].

Оптимизация энергетических параметров наносекундных дальномерных систем и их адаптация к случайным условиям работы описаны в работах [8, 9]. Адаптивное изменение длительности и мощности зондирующих импульсов при соответствующем регулировании полосы пропускания фотоприемного устройства позволяет реализовать максимальную дальность действия ЛС и достаточную достоверность обнаружения объектов в условиях аэрозольных помех.

Заключение

Предложенные решения и полученные результаты позволяют разрабатывать оптико-локационные системы нового поколения: высокоинформативные дальномеры, измерители высоты для огибания носителями рельефа, импульсные системы обнаружения и классификации объектов, системы управления полетом и коррекции траектории летательных аппаратов. Разрабатываемое специализированное программное обеспечение дает возможность моделировать и оптимизировать алгоритмы классификации объектов по геометрическим признакам и скорости с селекцией по дальности в диапазоне десятки – сотни метров.

ЛИТЕРАТУРА

- 1. Легкий В.Н., Топорков В.Д. Лазерные системы ближней локации: оптоэлектронные датчики / под ред. В.Н. Легкого. Новосибирск: Изд-во НГТУ, 2002. 179 с.
- Бурый Е.В., Зубцов С.А., Савельев С.Б. Использование ультракоротких импульсов в лазерных локационных системах для задач распознавания. – М.: МГТУ им. Н.Э. Баумана, 1990. – 61 с.
- 3. Моделирование алгоритма измерения профиля рельефа и распознавания объектов в бортовых сканирующих импульсных лазерных дальномерах / В.Н. Легкий, В.А. Шумейко, И.Ю. Баласов и др. // Международная конференция-семинар по микро / нанотехнологиям и электронным приборам EDM'2010. Секция 5. «Оптико-электронные приборы и системы: физика, электроника, применения». – Новосибирск: Изд-во НГТУ, 2010. – С. 390–392.
- Патент 2254557 Российская Федерация, МПК G 01 C 3/08. Высокоинформативный распознающий дальномер / В.Н. Легкий, Е.В. Плешакова. – № 2003131225/28; заявл. 23.10.2003; опубл. 20.06.2005, Бюл. № 17.
- Перспективы применения лавинных фотодиодов в режиме Гейгера в системах двойного назначения / К.В. Сероштанов, А.Г. Батурин, С.А. Буднов, С.А. Андреев, В.Н. Легкий // Наука. Промышленность. Оборона: труды XVII всероссийской научно-технической конференции. – Новосибирск: Изд-во НГТУ, 2016. – Т. 2. – С. 241–245.
- Филачев А.М., Таубкин И.И., Тришенков М.А. Современное состояние и магистральные направления развития современной фотоэлектроники. – М.: Физматкнига, 2010. – 128 с.
- Gated IR imaging with 128 x 128 HgCdTe electron avalanche photodiode FPA / J. Beck, M. Woodall, R. Scritchfield, M. Ohlson, L. Wood, P. Mitra, J. Robinson // Journal of Electronic Materials. – 2008. – Vol. 37, N 9. – P. 1334–1343.
- Легкий В.Н., Галун Б.В., Санков О.В. Оптоэлектронные элементы и устройства систем специального назначения. – Новосибирск: Изд-во НГТУ, 2011. – 455 с.
- Принципы построения помехоустойчивых миниатюрных лазерных импульсных дальномеров, высотомеров и датчиков для бортовых и транспортных систем / В.Н. Легкий, Б.В. Галун, С.А. Литвиненко, О.В. Санков, В.А. Шумейко, И.Ю. Баласов, А.О. Башмаков // Оптический журнал. 2011. Т. 78, № 5. С. 64–69.

HIGH-INFORMATION LASER LOCATION SYSTEMS WITH 3D IMAGE RECOGNITION

Legkiy V.N.^{1,2}, Yushchenko V.P.¹, Shumeyko V.A.¹, Sankov O.V.¹, Edvabnik V.G.^{1,2}, Budnov S.A.¹

¹Novosibirsk State Technical University, Novosibirsk, Russia ²Joint-Stock Company «Scientific Research Institute of Electronic Devices», Novosibirsk, Russia

Range measurement and object recognition algorithms for three-dimensional pulsed laser location systems with nanosecond probe pulses are proposed. Development prospects of recognition systems and range selection algorithms of ground (surface) targets in a complex terrain by geometric features using are shown.

Keywords: 3D laser radar, nanosecond pulses, anti-jamming ability, object recognition by geometrical features.

DOI: 10.17212/1727-2769-2017-3-64-73

REFERENCES

- Legkiy V.N, Toporkov V.D. Lazernye sistemy blizhnei lokatsii: optoelektronnye datchiki [Laser systems of near-field location: optoelectronic sensors]. Ed. by V.N. Legkiy. Novosibirsk, NSTU Publ., 2002. 179 p.
- Buryi E.V., Zubtsov S.A., Savel'ev S.B. *Ispol'zovanie ul'trakorotkikh impul'sov v lazernykh lokatsionnykh sistemakh dlya zadach raspoznavaniya* [Use of ultrashort pulses in laser location systems for recognition problems]. Moscow, Bauman MSTU Publ., 1990. 61 p.
- Legkiy V.N., Shumeiko V.A, Balasov I.Yu. et al. [Modeling of the algorithm for measuring the relief profile and recognition of objects in onboard scanning pulse laser range finders]. Proceedings of the International Conference and Seminar on Micro/Nanotechnologies and Electron Devices EDM'2010. Novosibirsk, NSTU Publ., 2010, pp. 390–392. (In Russian).
- 4. Legkiy V.N., Pleshakova E.V. *Vysokoinformativnyi raspoznayushchii dal'nomer* [High-informative identifying range finder]. Patent RF, no. 2254557, 2005.
- Seroshtanov K.V., Baturin A.G., Budnov S.A., Andreev S.A., Legkiy V.N. [Spects of Geiger mode avalanche photo-diodes application in twofold function systems]. *Nauka. Promyshlennost'. Oborona*: trudy XVII vserossiiskoi nauchno-tekhnicheskoi konferentsii [Science. Industry. Defense: Proceedings of 17th Russian scientific and technical conference]. Novosibirsk, NSTU Publ., 2016, vol. 2, pp. 241–245. (In Russian).
- 6. Filachev A.M., Taubkin I.I., Trishenkov M.A. *Sovremennoe sostoyanie i magistral'nye napravleniya razvitiya sovremennoi fotoelektroniki* [Current state and main directions of development of modern photoelectronics]. Moscow, Fizmatkniga Publ., 2010. 128 p.
- Beck J., Woodall M., Scritchfield R., Ohlson M., Wood L., Mitra P., Robinson J. Gated IR imaging with 128 x 128 HgCdTe electron avalanche photodiode FPA. *Journal of Electronic Materials*, 2008, vol. 37, no. 9, pp. 1334–1343.
- Legkiy V.N., Galun B.V., Sankov O.V. Optoelektronnye elementy i ustroistva sistem spetsial'nogo naznacheniya [Optoelectronic elements and devices of special purpose systems]. Novosibirsk, NSTU Publ., 2011. 455 p.
- Legkiy V.N., Litvinenko S.A., Balasov I.Yu., Bashmakov A.O., Sankov O.V., Galun B.V., Shumeĭko V.A. Construction principles of noise-suppressing miniature laser pulse rangefinders, altimeters, and sensors for on-board and transport systems. *Journal of Optical Technology*, 2011, vol. 78, no. 5, pp. 332–335. Translated from *Opticheskii zhurnal*, 2011, vol. 78, no. 5, pp. 64–69.

СВЕДЕНИЯ ОБ АВТОРАХ



Легкий Владимир Николаевич, 1957 года рождения, заведующий кафедрой автономных информационных и управляющих систем Новосибирского государственного технического университета, ведущий научный сотрудник АО «НИИЭП». Область научных интересов: системы ближней локации, оптоэлектронные системы обнаружения и распознавания объектов. (Адрес: 630073, Россия, Новосибирск, пр. Карла Маркса, 20. E-mail: sniios@mail.ru).

Legkiy Vladimir Nikolaevich (b. 1957) – D. Sc. (Eng.), head of the autonomous information and control systems department, leading researcher at the Research Institute of Electronic Devices, Novosibirsk State Technical University. His research interests are currently focused on near-field systems, optoelectronic systems for target detection and recognition. (Address: 20, Karl Marx Av., Novosibirsk, 630073, Russia. E-mail: sniios@mail.ru).



Ющенко Валерий Павлович, 1944 года рождения, профессор кафедры автономных информационных и управляющих систем Новосибирского государственного технического универстета. Область научных интересов: системы ближней локации в радио- и ультразвуковом диапазоне, апертурный синтез на малой дальности при монохроматическом зондировании, томография. (Адрес: 630073, Россия, Новосибирск, пр. Карла Маркса, 20. Е-mail: jwp@aport2000.ru).

Yushchenko Valery Pavlovich (b. 1944) – professor at the department of the autonomous information and operating systems, Novosibirsk State Technical University. The field of his scientific interests includes systems of near location in the radio and ultrasonic range, aperture synthesis at a small range in mono-chromatic sounding, and tomography. (Address: 20, Karl Marx Av., Novosibirsk, 630073, Russia. E-mail: jwp@aport2000.ru).



Шумейко Владимир Александрович, 1981 года рождения, ст. преп. кафедры автономных информационных и управляющих систем Новосибирского государственного технического университета. Область научных интересов: компьютерная оптика, обработка изображений, компьютерный дизайн. (Адрес: 630073, Россия, Новосибирск, пр. К. Маркса, 20. Е-mail: shumeyko@corp.nstu.ru).

Shumeyko Vladimir Alexandrovich (b. 1981) – senior lecturer at the department of the autonomous information and operating systems, Novosibirsk State Technical University. His research interests are currently focused on computer optics, image processing, and computer design. (Address: 20, Karl Marx Av., Novosibirsk, 630073, Russia. E-mail: shumeyko@corp.nstu.ru).



Санков Олег Валерьевич, 1980 года рождения, ст. преп. кафедры автономных информационных и управляющих систем Новосибирского государственного технического университета. Область научных интересов: радиочастотные и магнитные датчики, оптоэлектронные системы ближней локации. (Адрес: 630073, Россия, Новосибирск, пр. Карла Маркса, 20. E-mail: sankov-o@mail.ru).

Sankov Oleg Valerievich (b. 1980) – a senior lecturer at the department autonomous information and control systems, Novosibirsk State Technical University. His research interests include radio-frequency and magnetic sensors and optoelectronic near-field systems. (Address: 20, Karl Marx Av., Novosibirsk, 630073, Russia. E-mail: sankov-o@mail.ru).



Эдвабник Валерий Григорьевич, 1948 года рождения, заместитель генерального директора АО «НИИЭП» по развитию, профессор кафедры автономных информационных и управляющих систем Новосибирского государственного технического университета. Область научных интересов: системы ближней локации, конструирование и испытания бортовой электронной аппаратуры. (Адрес: 630073, Россия, Новосибирск, пр. К. Маркса, 20. E-mail: niiep@oaoniiep.ru).

Edvabnik Valery Grigorievich (b. 1948), D.Sc. (Econ.), PhD (Eng.), professor at the department of autonomous information and control systems, Novosibirsk State Technical University; Deputy Director General for research at the Research Institute of Electronic Devices, JSC. His research interests are currently focused on near-field systems, and design and testing of on-board electronic equipment. (Address: 20, Karl Marx Av., Novosibirsk, 630073, Russia. E-mail: niiep@oaoniiep.ru).


Буднов Степан Александрович, 1991 года рождения, аспирант кафедры автономных информационных и управляющих систем Новосибирского государственного технического университета. Область научных интересов: оптоэлектронные системы ближней локации. (Адрес: 630073, Россия, Новосибирск, пр. Карла Маркса, 20. E-mail: stepan_budnov@mail.ru).

Budnov Stepan Alexandrovich (b. 1991) – a postgraduate student at the department of autonomous information and control systems, Novosibirsk State Technical University. His research interests are currently focused on optoelectronic near-field systems. (Address: 20, Karl Marx Av., Novosibirsk, 630073, Russia. E-mail: stepan_budnov@mail.ru).

Статья поступила 31 августа 2017 г. Received August 31, 2017

To reference:

Legkiy V.N., Yushchenko V.P., Shumeyko V.A., Sankov O.V., Edvabnik V.G., Budnov S.A. Vysokoinformativnye optiko-lokatsionnye sistemy s obrabotkoi trekhmernykh izobrazhenii [High-information laser location systems with 3D image recognition]. *Doklady Akademii nauk vysshei shkoly Rossiiskoi Federatsii – Proceedings of the Russian higher school Academy of sciences*, 2017, no. 3 (36), pp. 64–73. doi: 10.17212/1727-2769-2017-3-64-73

2017	
2017	

июль-сентябрь

№ 3 (36)

ТЕХНИЧЕСКИЕ НАУКИ

УДК 004.023 + 517.977.5 + 621.311.1

ИССЛЕДОВАНИЕ ДИНАМИЧЕСКИХ СВОЙСТВ ПОПУЛЯЦИОННЫХ АЛГОРИТМОВ В ЗАДАЧЕ ОПЕРАТИВНОГО УПРАВЛЕНИЯ ИСТОЧНИКАМИ РЕАКТИВНОЙ МОЩНОСТИ В СИСТЕМАХ ЭЛЕКТРОСНАБЖЕНИЯ

В.З. Манусов, П.В. Матренин

Новосибирский государственный технический университет

В работе рассматривается задача оперативного управления источниками компенсации реактивной мощности для сохранения устойчивости сети и минимизации потерь активной мощности. Эффективность компенсации зависит от расположения компенсирующих установок в узлах сети. Во многих работах высокую эффективность в решении подобных оптимизационных задач показывают популяционные алгоритмы, такие как генетический алгоритм, роевые алгоритмы. Новизна данной работы заключается в исследовании влияния динамических изменений условий задачи на эффективность указанных алгоритмов и определении наилучших стратегий учета подобных изменений. Для динамических изменений условий задач было использовано моделирование отказов компенсирующих установок. Оперативное управление мощностями компенсирующих установок выполнялось с помощью генетического алгоритма, алгоритма роя частиц и алгоритма роя пчел для сравнения их эффективностей и исследования влияния изменений условий задачи на работу алгоритмов. При решении динамических задач оптимизации рассматриваемые алгоритмы могут работать либо постоянно, реагируя на изменения условий, либо же перезапускаться в случае изменения. Проведенные в работе эксперименты позволили определить, что для алгоритма роя частиц необходимо выполнять перезапуск для выхода из локального экстремума. Для алгоритма роя пчел и генетического алгоритма перезапуск не требуется. При этом алгоритм роя пчел показал наилучшие результаты для рассматриваемой модели.

Ключевые слова: системы электроснабжения, глубокая компенсация, роевой интеллект, динамическая оптимизация, оперативное управление.

DOI: 10.17212/1727-2769-2017-3-74-87

Введение

Данная работа посвящена задаче уменьшения потерь энергии в системах электроснабжения до 10 кВ с помощью использования компенсирующих установок (КУ) для глубокой компенсации реактивной мощности. В настоящее время к проблеме снижения потерь электроэнергии подходят с разных точек зрения:

 внедрение современных энергосберегающих технологических установок и энергосберегающей электротехнической продукции;

• разработка интеллектуальных сетей и комплекса электрооборудования (воздушных линий передачи, трансформаторов, выключателей и т. д.) с использованием новых принципов, технологий передачи и управления процессом;

• снижение потребления реактивной энергии от генераторов электрических станций установкой источников реактивной мощности у потребителей (глубокая компенсация).

Повышение энергоэффективности также помогает сохранению окружающей среды. Например, расчеты по Германии показывают, что установка устройств компенсации реактивной мощности позволила в 2007 году снизить убытки примерно на 5,5 млрд киловатт часов и тем самым избежать выбросов почти 3 млн тонн CO₂ в год [1].

© 2017 В.З. Манусов, П.В. Матренин

Доказано, что в радиальных сетях электроснабжения предприятий внедрение глубокой компенсации реактивной мощности в долгосрочной перспективе всегда выгодно и окупается за 1-4 года, поскольку затраты на КУ разовые, а экономия электроэнергии увеличивается пропорционально времени работы системы [2]. Поэтому в данной работе рассматривается не задача размещения КУ в узлах сети, а задача оперативного регулирования мощностей КУ для обеспечения минимальных потерь активной мощности с сохранением устойчивости системы.

Для построения математической модели задачи оптимизации необходимо задать критерий оптимальности, множество альтернатив и ограничений. Целью оптимизации является минимизация потерь активной мощности. Управляемыми переменными, определяющими множество альтернатив, являются значения мощностей КУ в узлах сети. Кроме того, имеется ограничение на $tg(\phi)$ (коэффициента мощности как отношения реактивной мощности к активной), его значение должно быть не меньше 0,1, поскольку слишком низкое значение может привести к неустойчивости системы. Второе ограничение связано с величиной компенсируемой мощности в узле, так как мощность КУ не может превышать потребляемую узлом реактивную мощность.

.

В результате сформулирована следующая задача оптимизации:

$$\Delta P(Q_{RPCU}) \rightarrow \min,$$

$$Q_{RPCU} = \{Q_1, Q_2, ..., Q_n\},$$

$$0 < Q_i < Q_{\max i}, i = 1,...n,$$

$$tg(\varphi) > 0,1,$$
(1)

где $\Delta P(Q_{RPCU})$ – общие потери активной мощности в сети при данных мощностях КУ; Q_{RPCU} – вектор мощностей КУ; Q_i – мощность КУ в *i*-м узле (если $Q_{\max i} = 0$, то в *i*-м узле не устанавливается КУ); *n* – количество узлов, в которых установлены КУ, для рассматриваемой секции таких узлов 14.

В работе рассматривается подсистема электроснабжения одного предприятия по обогащению урана и изготовлению гексафторида урана в городе Ангарске. Система электроснабжения представляет собой подстанцию 0,4 кВ из четырех секций, каждая секция имеет радиальную схему. Для распределения электроэнергии по потребителям применены силовые распределительные пункты, которые запитаны от сборных шин секции подстанции. В каждой секции рассмотрено по десять наиболее загруженных шкафов распределительных, от которых осуществляется электроснабжение асинхронных электродвигателей системы вентиляции, электродвигателей насосов мощностью порядка 150 кВт и магистралей питания подкачивающих компрессоров. Каждая магистраль снабжает от 10 до 15 компрессоров с асинхронными электродвигателями мощностью 9 кВт, которые запитаны шлейфом. Потери активной мощности в линиях передач высоки из-за большой разветвленности сети и больших расстояний между узлами, связанной с технологическими особенностями рассматриваемого предприятия. Общая протяженность линий секции примерно 5 км. Полная система состоит из 8 подобных секций.

Предполагается глубокая компенсация реактивной мощности, следовательно, установка источников реактивной мощности – рядом со шкафами распределительными, для насосов – рядом со шкафами управления электродвигателями, для магистралей компрессоров – рядом со стойкой управления первого компрессора в магистрали.

В сети могут динамически меняться нагрузки и происходить отказы оборудования, поэтому необходимо выполнять регулирование мощностей КУ в реальном времени. Эффективность компенсации зависит от расположения компенсирующих установок в узлах сети. Как правило, в исследованиях, посвященных оптимальному размещению компенсирующих установок, эта задача рассматривается как статическая детерминированная задача оптимизации, которая может быть решена эвристическими методами. Но в технических системах при решении подобных задач целесообразно принимать во внимание их динамические и стохастические свойства, которые возникают в результате отказов оборудования и изменений режимов работы.

Для задач оптимизации с динамически меняющимися условиями необходимо применять алгоритмы, способные, во-первых, к самоорганизации, т. е. к автоматической адаптации к условиям задач; во-вторых, дающие эффективные решения достаточно быстро для работы в реальном времени. Наиболее известными алгоритмами, обладающими такими свойствами, являются генетический, поиск с запретами, имитация отжига, рой частиц и муравьиный алгоритм. Для задач оптимального размещения КУ в сетях электроснабжения успешно применяют генетический алгоритм [3, 4, 5], алгоритмы роевого интеллекта [2] и поиск с запретами [5].

В данной работе проводится сравнение генетического алгоритма, алгоритма роя частиц и роя пчел в случае непредсказуемо меняющихся во времени условий задачи. На данном этапе исследований выбран наиболее простой для проведения экспериментов вариант, связанный с отказами КУ.

1. Метод решения

1.1. Алгоритмы роевого интеллекта

Методы стохастической оптимизации являются особенно продуктивными в задачах, которые имеют такие особенности как нелинейность, недифференцируемость, недетерминированность, динамические свойства и высокую вычислительную сложность. Методы, использующие природные принципы, такие как эволюционные вычисления, роевой интеллект и метод имитации отжига, показывают наилучшее качество среди прочих стохастических методов. Эволюционные и роевые методы относятся к классу так называемых популяционных методов, поскольку используют системы агентов (популяции). Термин «агент» означает некоторую позицию в пространстве поиска решений, т. е. некоторое решение оптимизационной задачи. Процесс оптимизации может быть эволюционным или роевым:

 эволюционный процесс основан на создании новых популяций на каждом шаге алгоритма с учетом опыта, полученного предыдущими популяциями (естественный отбор в природе);

 роевой процесс означает перемещения агентов в пространстве поиска решений с использованием ряда правил и косвенного обмена данными между агентами. В отличие от эволюционных алгоритмов, агенты не создаются и не уничтожаются, а популяция не имеет никакой централизованной системы управления (колония муравьев, стая птиц).

Главное свойство популяционных алгоритмов – самоорганизация. Это приводит к способности алгоритмов исследовать пространство поиска решений безотносительно его размерности и топологии, что, в свою очередь, обеспечивает гибкость и способность относительно быстро находить близкие к глобальнооптимальным решения. Ниже даны краткие описания алгоритмов роя частиц, роя пчел и генетического алгоритма. Подробные описания природных основ этих алгоритмов опущены, их можно найти в [6, 7]. Для более удобного применения положено, что в алгоритмах пространство поиска решений ограничено от 0 до 1 по каждой оси, а при вычислении целевой функции задачи (1) каждая координата x_i умножается на соответствующий коэффициент.

1.2. Алгоритмы роя частиц

Алгоритм роя частиц впервые был предложен в 1995 году в работах Дж. Кеннеди и Р. Эберхарта [8]. Алгоритм основан на принципах, по которым действует стая птиц. Птичья стая действует скоординированно, и каждая птица действует по простым правилам, наблюдая за другими птицами и согласовывая свои перемещения с ними. Согласно схеме описания роевых алгоритмов [6], алгоритм роя частиц РSO можно представить кортежем {*S*, *M*, *A*, *P*, *I*, *O*}.

1. Множество агентов (частиц) $S = \{s_1, s_2, ..., s_{|S|}\}$. На *j*-й итерации *i*-я частица характеризуется состоянием $s_{ij} = \{X_{ij}, V_{ij}, X_{ij}^{best}\}$, где $X_{ij} = \{x_{ij}^1, x_{ij}^2, ..., x_{ij}^l\}$ – вектор варьируемых параметров (положение частицы), $V_{ij} = \{v_{ij}^1, v_{ij}^2, ..., v_{ij}^l\}$ – вектор скоростей частицы, $X_{ij}^{best} = \{b_{ij}^1, b_{ij}^2, ..., b_{ij}^l\}$ – наилучшее по значению фитнесс-функции положение частицы среди всех положений, которые она занимала в процессе работы алгоритма от 1-й до *j*-й итерации, *l* – количество управляемых переменных.

- 2. Вектор $M = X_i^{best}$ наилучшее значение вектора среди всех частиц.
- 3. Алгоритм А описывает механизмы функционирования роя частиц.
- 3.1. Генерация начальных положений и скоростей (*j* = 1):

$$X_{i1} = \operatorname{rand}(0,1), \ i = 1, \dots, |S|,$$

$$V_{i1} = \operatorname{rand}(0, v_{\max}), \ i = 1, \dots, |S|,$$

$$X_{i1}^{best} = X_{ij}, \ i = 1, \dots, |S|,$$

где rand (0,1) – вектор случайных чисел, равномерно распределенных от 0 до 1.

3.2. Вычисление фитнесс-функций и определение наилучшего положения.

$$\begin{aligned} X^{best} ij &= X_{ij} \mid f(X^{best} ij) < f(Xij), i = 1, ..., \mid S \mid, \\ M &= X_{ij} \mid f(M) < f(Xij), i = 1, ..., \mid S \mid. \end{aligned}$$

3.3. Перемещения частиц (2):

$$V_{ij+1} = V_{ij}\omega + \alpha_1 \left(X_{ij}^{best} - X_{ij} \right) \operatorname{rand}(0,1) + \\ + \alpha_1 (M - X_{ij}) \operatorname{rand}(0,1) \ (i = 1, ..., |S|);$$

$$V_{ij+1} = V_{\max} \ |V_{ij+1} > v_{\max}, \ i = 1, ..., |S|;$$

$$V_{ij+1} = -V_{\max} \ |V_{ij+1} < -v_{\max}, \ i = 1, ..., |S|;$$

$$X_{ii+1} = X_{ii} + V_{ii+1}, \ i = 1, ..., |S|;$$

$$\begin{split} X_{ij+1} &= 1 \ \left| X_{ij+1} > 1, \ i = 1, \ \dots, \ \left| S \right| ; \\ X_{ij+1} &= 0 \ \left| X_{ij+1} < 0, \ i = 1, \ \dots, \ \left| S \right| . \end{split}$$

Если не выполнено условие остановки, переход к п. 3.2.

4. Параметры $P = \{\alpha_1, \alpha_2, \omega, v_{max}\}$. В данной статье значение каждого параметра не описывается, поскольку такое описание многократно дано в литературе, например [9, 10].

5. Идентификаторы *I* и *O* – вход и выход алгоритма роя частиц для взаимодействия с решаемой задачей.

1.3. Алгоритмы роя пчел

Алгоритм роя пчел разработан в 2005 году рядом авторов [11]. Он основан на симуляции поведения пчел при поиске нектара и косвенном обмене информацией между ними. Согласно схеме описания роевых алгоритмов [6], алгоритм роя пчел *АВСО* можно представить кортежем $\{S, M, A, P, I, O\}$.

1. Множество агентов (пчел) $S = \{s_1, s_2, \dots, s_{|S|}\}$, при этом $s_{ij} = X_{ij} = \{x_{ij}^1, x_{ij}^2, \dots, x_{ij}^l\}$.

2. Средством косвенного обмена M является список лучших и перспективных позиций, найденных на *j*-й итерации, $M = \left\{ N_{ij}^b, N_{kj}^g \right\}, i = 1, ..., n^b, k = 1, ..., n^g$.

3. Алгоритм А описывает механизмы функционирования роя пчел.

3.1. Инициализация начальных положений (*j* = 1) выполняется только для подмножества агентов, называемых разведчиками:

$$X_{i1} = \operatorname{rand}(0,1), i = 1, \dots, n^{s},$$

где *n^s* – количество пчел-разведчиков.

3.2. Вычисление фитнесс-функций f(X) выполняется на первой итерации только для разведчиков, а на следующих – для всех агентов.

3.3. Миграция пчел. Среди всех агентов выбираются n^b агентов с наилучшими значениями целевой функции, а из оставшегося множества еще n^g агентов по тому же принципу. Используя эти два набора, формируются списки лучших и перспективных позиций $M = \left(N_{ij}^b, N_{kj}^g\right)$. При этом любыми двумя позициями в M должно быть не меньше rx. В окрестность каждой лучшей позиции отправляется c^b пчел, в окрестность каждой перспективной – c^g пчел:

$$X_{(i-1)cb+k j} = N^{b}_{ij-1} + \operatorname{rand}(-1, 1)\operatorname{rad}, i = 1, ..., n^{b}, k = 1, ..., c^{b},$$

$$X_{nbcb+(i-1)cg+kj} = N^{o}_{ij-1} + \text{rand}(-1, 1) \text{ rad}, i = 1, ..., n^{g}, k = 1, ..., c^{g}.$$

В конце итерации пчелы-разведчики отправляются в случайные позиции:

$$X_{nbcb+ngcg+ii} = rand(-1, 1)rad, i = 1, ..., n^{s}$$
.

Если не выполнено условие остановки, переход к п. 3.2.

- 4. Параметры $P = \{n^{s}, n^{b}, n^{g}, c^{b}, c^{g}, rad, rx\}.$
- 5. Идентификаторы *I* и *O* вход и выход алгоритма, как и в PSO.

1.4. Генетический алгоритм

Генетический алгоритм начал широко применяться для решения оптимизационных задача в 1960–70-х гг. в результате работ Инго Рехенберга и Джона Голланда [12]. Алгоритм основан на моделировании механизмов эволюции, таких как наследственность, мутации, отбор и скрещивание. Агенты называются особями или хромосомами. В генетическом алгоритме нет средств косвенного обмена данными между агентами, а популяция агентов S создается вновь на каждой итерации. Так как генетический алгоритм намного более широко известен, чем алгоритмы роевого интеллекта, здесь давать его описание нецелесообразно, поэтому оно пропущено. Необходимо лишь указать, что используется классический алгоритм с одноточечным кроссинговером двух родителей.

1.5. Подбор параметров

Особенностью стохастических алгоритмов роя пчел и роя частиц, как и других алгоритмов роевого интеллекта, является необходимость настройки их эвристических параметров Р (коэффициентов) под решаемый класс задач для получения более качественных решений. Это подтверждается рядом исследований [9, 10, 13, 14] и No Free Lunch теоремой [15]. Иными словами, алгоритмы роевого интеллекта не всегда работают эффективно и требуют настройки параметров для каждого вида задач. Наиболее эффективным методом настройки параметров является техника мета-оптимизации [13]. Мета-оптимизация предполагает рассмотрение задачи подбора параметров как отдельной задачи оптимизации. При этом некий алгоритм оптимизации решает прикладную задачу, а мета-оптимизация подбирает параметры этого алгоритма для получения наилучших решений прикладной задачи. В работе [14] для подбора параметров была использована техника эволюционной адаптации значений параметров под условия решаемых задач. Этот метод адаптации устойчив к перенастройке (overtuning), поэтому позволяет получать хорошие результаты не только на тех задачах, на которых выполнялся подбор параметров, но и на других подобных задачах. В данной работе были использованы параметры, найденные ранее в работе [2] для подобной задачи оптимизации.

1.6. Применение алгоритмов для рассматриваемой задачи

Для взаимодействия алгоритмов оптимизации с моделью рассматриваемой задачи необходимо задать отношение между критерием оптимальности в модели $W(Q_{RPCU})$ и в алгоритме f(X). Для этого необходимо установить соответствие между позицией агента X и вектором, задающим размещение КУ в сети Q_{RPCU} . В данной работе вектор X использован не как вектор мощностей КУ, а как вектор коэффициентов, так что мощность каждой КУ определялась как произведение элемента вектора X на определенную в ходе расчетов максимально допустимую мощность КУ в соответствующем узле:

$$Q_i = x_i Q_i \max$$
.

Если для рассматриваемого варианта размещения КУ $tg(\phi)$ не подходит под ограничения, то к значению критерия оптимизации прибавляется штрафное значение, величина которого значительно больше возможных значений критерия.

2. Эксперименты

2.1. Цель экспериментов

Проведенный эксперимент моделировал ситуации отказа одной из КУ в сети. При этом необходимо в реальном времени провести автоматическую регулировку мощностей оставшихся КУ, для сохранения устойчивости системы и минимизации потерь активной мощности. В случае использования популяционных алгоритмов для решения динамически меняющихся задач существует два альтернативных пути.

1. Как только произошло изменение условий задачи, прервать процесс работы алгоритма и запустить его заново для новой задачи оптимизации. В этом случае динамически меняющаяся задача рассматривается как набор отдельных не связанных между собой задач статической оптимизации. Такой подход не учитывает опыт популяционного алгоритма, полученный до изменения условий задачи. Но зато позволяет алгоритму выйти из локального экстремума и начать процесс поиска с нуля, т. е. с инициализации случайной популяции. Будем называть этот путь «с рестартом».

2. Никогда не останавливать процесс работы алгоритма. Таким образом, при изменении условий задачи процесс поиска решения начнется не с нуля, а с того состояния, в котором популяция находилась в момент смены условий. При этом есть шанс быстро найти эффективное решение задачи с измененными условиями, но выше риск не выйти из текущего локального экстремума. Этот путь назовем «без рестарта».

Целью экспериментов является сравнение эффективности этих путей для рассматриваемых алгоритмов оптимизации. Априори было предположено, что для алгоритма роя частиц и генетического алгоритма лучше первый путь, а для алгоритма роя пчел – второй, поскольку только алгоритм роя пчел гарантирует, что все агенты популяции не окажутся в окрестности одного решения.

2.2. Описание эксперимента

Во время экспериментов задача оптимизации (1) решалась отдельно каждым из рассматриваемых алгоритмов. Параметры алгоритмов показаны в табл. 1.

Таблица 1 / Table 1

Алгоритм	Количество агентов	Эвристические параметры
PSO	100	$\alpha_1 = 2,03 \ \alpha_2 = 2,32, \ \omega = 0,87, \ v_{max} = 0,9$
ABCO	100	$n^{s} = 10, n^{b} = 15, n^{g} = 10, c^{b} = 4, c^{g} = 3, rad = 0.01, rx = 0.05$
GA	100	$p_{\text{xover}} = 0.9, p_{\text{mutation}} = 0.2$

Параметры алгоритмов Algorithms' parameters

Эксперименты для каждого из алгоритмов выполнялись по следующей схеме. 1. Найти квазиоптимальное решение задачи (1) для случая, когда все КУ работоспособны.

2. Для каждого узла, в котором размещена КУ.

2.1. Положить, что в текущем узле КУ отказала и полностью перестала функционировать.

2.2. Продолжить процесс работы алгоритма оптимизации для решения задачи с измененными условиями, т. е. выбрать способ без рестарта, описанный в 3.1. Процесс работы останавливается через 200 тысяч итераций после изменения условий задачи.

2.3. Запустить процесс работы алгоритма оптимизации с нуля без учета полученного ранее решения, т. е. использовать способ с рестартом, описанный в 3.1. Процесс работы останавливается через 200 тысяч итераций.

Так как решение задачи оптимизации предполагается в реальном времени, то важно, как быстро будет найдено квазиоптимальное решение задачи после изменения ее условий. Поэтому фиксировались результаты, полученные на 100, 500, 1000, 2000 итерациях. Окончательный результат, полученный после 200 000 итераций, представляет скорее теоретический интерес.

2.3. Результаты экспериментов

Результаты экспериментов показаны в табл. 2–4. Табл. 2 показывает результаты решения оптимизационной задачи (1) для случаев отказов разных КУ (приведены результаты не по всем КУ).

Таблица 2 / Table 2

Amonum	Стараб	<i>id</i> отказавшей	ΔP(100),	ΔP(500),	ΔΡ(1000),	ΔΡ(2000),	ΔP(20000),	
Алгоритм	Chocoo	КУ	кВ	кВ	кВ	кВ	кВ	
PSO	с рест.	1	312,02	311,92	311,92	311,92	311,90	
PSO	без рест.	1	324,48	324,48	324,48	324,48	324,48	
ABCO	с рест.	1	311,99	311,42	310,97	310,70	306,14	
ABCO	без рест.	1	311,80	311,37	310,93	310,77	310,34	
GA	с рест.	1	346,34	346,34	344,27	333,88	316,42	
GA	без рест.	1	343,28	339,19	339,19	335,69	318,15	
PSO	с рест.	7	311,32	311,31	311,31	311,31	311,31	
PSO	без рест.	7	318,06	318,06	318,06	318,06	318,06	
ABCO	с рест.	7	311,54	311,02	310,87	310,80	304,43	
ABCO	без рест.	7	311,36	311,09	310,96	310,68	300,57	
GA	с рест.	7	354,69	344,42	344,42	338,26	315,68	
GA	без рест.	7	345,26	345,26	345,26	342,53	319,40	
PSO	с рест.	9	352,67	352,67	352,67	352,67	352,67	
PSO	без рест.	9	392,46	392,46	392,46	392,46	392,46	
ABCO	с рест.	9	324,59	324,09	323,90	323,55	315,19	
ABCO	без рест.	9	324,19	323,54	323,36	323,15	321,44	
GA	с рест.	9	392,87	392,87	392,87	392,87	368,21	
GA	без рест.	9	408,93	396,98	387,31	387,31	366,19	
PSO	с рест.	12	358,78	358,78	358,78	358,78	358,78	
PSO	без рест.	12	398,97	398,97	398,97	398,97	398,97	
ABCO	с рест.	12	330,12	329,61	329,36	329,03	318,74	
ABCO	без рест.	12	329,83	329,06	328,83	328,63	321,72	
GA	с рест.	12	409,76	407,65	399,73	392,86	382,14	
GA	без рест.	12	415,28	409,39	408,97	399,58	377,26	
PSO	с рест.	13	311,57	311,57	311,56	311,56	311,56	
PSO	без рест.	13	322,89	322,89	322,89	322,89	322,89	
ABCO	с рест.	13	311,58	311,40	311,33	311,23	300,08	
ABCO	без рест.	13	311,07	310,91	310,91	310,76	304,81	
GA	с рест.	13	352,56	342,97	340,22	332,53	312,68	
GA	без рест.	13	344,40	344,40	344,40	327,93	319,65	

Результаты решения задачи (1)

Solutions task (1)

В первом столбце указан используемый алгоритм. Во втором – используемый способ учета меняющихся условий задачи, «с рест.» – с рестартом, «без рест.» – без рестарта (см. 2.1). В третьем столбце указан номер отказавшей в данном эксперименте КУ. Следующие столбцы показывают полученные значения критерия

оптимальности (потери активной мощности в кВат) после указанного в скобках количества итераций алгоритма. Отсчет итераций велся после изменения условия задачи, т. е. от шага 2.1 в описании эксперимента в п. 2.2.

Из табл. 2 видно, что почти во всех указанных случаях наилучшие решения дает алгоритм роя пчел независимо от числа итераций. Алгоритм роя частиц при использовании способа с рестартом дает результаты значительно лучшие, чем при использовании способа без рестарта. Причем результаты алгоритма роя частиц без рестарта практически не улучшаются с увеличением числа итераций, что говорит о неспособности алгоритма выйти из локального экстремума при изменении условий задачи.

Так происходит потому, что при сжатии роя частиц в окрестность некоторого экстремума элементы ($X^{best}_{ij} - X_{ij}$) и ($M - X_{ij}$) в формуле (2) оказываются очень малы и, следовательно, скорости частиц тоже оказываются слишком малы для выхода из этого экстремума за приемлемое время. Генетический алгоритм показал худший результат, а его эффективность для одних случаев лучше при использовании рестарта, а для других – без него. Генетический алгоритм способен выходить из локальных экстремумов с помощью мутации, в результате которой агенты популяции могут оказываться в абсолютно любых точках в пространстве решения.

В табл. 2 приведены подробные результаты только для некоторых КУ. Итоговые результаты, усредненные по всем КУ, показаны в табл. 3 и 4. В табл. 3 показаны отклонения критерия оптимальности (ΔP) от наилучшего значения, найденного среди всех алгоритмов после указанного числа итераций. Отклонения усреднены по всем КУ. В табл. 4 по той же схеме показаны максимальные отклонения.

Таблица 3 / Table 3

Сравнение эффективностей алгоритмов, средних отклонений Comparison of the algorithms' efficiency, the average deviation

Алг.	Пит	Отклонение ΔP от наилучшего после заданного числа итераций, %							
	Путь	100	500	1000	2000	200000			
PSO	с рест.	4,132	4,127	4,125	4,123	4,118			
PSO	без рест.	8,025	8,024	8,024	8,024	8,024			
ABCO	с рест.	2,728	2,652	2,612	2,563	0,597			
ABCO	без рест.	2,617	2,551	2,522	2,475	0,492			
GA	с рест.	17,057	14,606	13,486	11,323	6,530			
GA	без рест.	13,952	13,064	12,633	11,687	6,897			

Таблица 4 / Table 4

Сравнение эффективностей алгоритмов, максимальных отклонений Comparison of the algorithms' efficiency, the maximum deviation

Алг.	H rumy	Отклонение ΔP от наилучшего после заданного числа итераци					
	путь	100	500	1000	2000	200000	
PSO	с рест.	12,565	12,565	12,565	12,565	12,565	
PSO	без рест.	25,173	25,173	25,173	25,173	25,173	
ABCO	с рест.	4,072	3,982	3,9372	3,883	2,065	
ABCO	без рест.	3,852	3,795	3,784	3,735	1,981	
GA	с рест.	28,558	27,896	25,411	24,643	19,893	
GA	без рест.	30,289	28,442	28,309	25,363	18,361	

Эксперименты показали, что алгоритм роя частиц оказался наиболее чувствительным к выбору способа учета динамических изменений условий задач и следует выполнять рестарт алгоритма, как только условия изменились. Для генетического алгоритма немного предпочтительнее выполнять рестарт, а для алгоритма роя пчел, наоборот, учет полученных ранее решений помогает при решении меняющихся задач. В целом для рассматриваемой задачи управления мощностями КУ алгоритм роя пчел показал существенно более высокую эффективность. Это можно объяснить тем, что агенты алгоритма роя пчел всегда рассредоточены по нескольким областям пространства поиска решений и никогда не собираются в окрестности одного экстремума. При этом алгоритм роя пчел несколько сложнее в реализации и существенно более трудоемкий с точки зрения подбора эвристических параметров, так как в алгоритме роя пчел 7 параметров, как показано в табл. 1.

Результаты, приведенные в табл. 3 и 4, показаны на рис. 1 и 2 соответственно. На приведенных гистограммах видно, что алгоритм роя частиц без рестарта показывает эффективность ниже, чем с рестартом, причем результаты не улучшаются с увеличением числа итераций. Это говорит о быстрой сходимости алгоритма к некоторому локальному экстремуму. Генетический же алгоритм улучшает свои результаты с увеличением числа итераций благодаря мутации, создающей новые варианты решений. Тем не менее его эффективность уступает алгоритмам роя частиц и роя пчел даже после 200 000 итераций. Алгоритм роя пчел быстро находит эффективное решение, но как видно из графиков, увеличение итераций с 2000 до 200 000 приводит к повышению эффективности. Это может быть объяснено влиянием пчел-разведчиков, выполняющих случайный поиск, эффективность которого линейно зависит от числа итераций и может оказать существенное влияние при большом числе итераций. Кроме того, случайный поиск защищает алгоритм роя пчел от преждевременной сходимости, которую показал алгоритм роя частиц.



Puc. 1 – Сравнение эффективностей алгоритмов, средних отклонений *Fig.* 1 – Comparison of the algorithms' efficiency, the average deviation



Puc. 2 – Сравнение эффективностей алгоритмов, максимальных отклонений *Fig.* 2 – Comparison of the algorithms' efficiency, the maximum deviation

3. Заключение

 Рассмотрена задача управления источниками реактивной мощности в сетях электроснабжения как динамическая задача оптимизации, решаемая в режиме реального времени. Критерием задачи является снижение потерь активной мощности в системе электроснабжения. В качестве управляемых переменных выбраны мощности компенсирующих установок. Для проведения экспериментов моделировались отказы КУ, приводящие к динамическим изменениям условий задачи.

2. Для решения данной задачи оптимизации были применены популяционные алгоритмы: генетический алгоритм, алгоритм роя частиц и роя пчел. При решении динамических задач оптимизации эти алгоритмы могут работать либо постоянно, реагируя на все изменения условий задачи, либо же перезапускаться при каждом изменении условий. Эти два варианта можно обозначить «без перезапуска» и «с перезапуском».

3. Эксперименты показали, что для алгоритма роя частиц необходимо выполнять перезапуск, иначе алгоритм не выходит из локального экстремума, так как агенты алгоритма роя частиц имеют тенденцию через определенное количество итераций собираться в окрестности одного экстремума (табл. 2, 3). Генетический алгоритм показывает одинаковую эффективность с перезапуском и без него, отклонение результатов не более 3,1 %. Результаты генетического алгоритма оказались на 2...10 % хуже, чем роевых алгоритмов (табл. 3, 4). Наилучшие результаты показал алгоритм роя пчел, при этом вариант без перезапуска оказался незначительно более эффективным (на 0,1 %). При правильно настроенных параметрах агенты алгоритма роя пчел всегда рассредоточены по нескольким экстремумам, что позволяет как учитывать ранее найденные решения, так и находить новые. 4. В настоящее время в работе принят ряд ограничений. Не используется модель отказов КУ, их распределения. Рассматриваются только последствия отказов. В дальнейшем планируется усложнить рассмотренную в статье задачу оптимизации и приблизить ее к реальным условиям. Для этого модель системы электроснабжения будет включать не только отказы КУ, которые на самом деле происходят редко, но и учитывать динамические изменения нагрузок в сетях и режимов работы потребителей.

ЛИТЕРАТУРА

- Energieeinsparung durch Blindleistungskompensation [Electronic resource]. URL: http://www.energie-imunternehmen.de/downloads/energieeffizienz_steigerung_blindleistungskompensation.pdf (accessed: 28.11.2017).
- Manusov V., Tretyakova E., Matrenin P. Population-based algorithms for optimization of the reactive power distribution and selection of the cable cross-section in the power-supply systems // Applied Mechanics and Materials. – 2015. – Vol. 792. – P. 230–236.
- Da Silva E.L., Gil H.A., Areiza J.M. Transmission network expansion planning under an improved genetic algorithm // IEEE Transactions on Power Systems. – 2000. – Vol. 15, iss. 3. – P. 1168–1174.
- Optimal location of phase shifters in the French network by genetic algorithm / P. Paterni, S. Vitet, M. Bena, A. Yokoyama // IEEE Transactions on Power Systems. – 1999. – Vol. 14, iss. 1. – P. 37–42.
- Mantawy A.H., Abdel-Magid Y.L., Selim S.Z. Integrating genetic algorithms, tabu search, and simulated annealing for the unit commitment problem // IEEE Transactions on Power Systems. – 1999. – Vol. 14, iss. 3. – P. 829–836.
- 6. Матренин П.В., Секаев В.Г. Системное описание алгоритмов роевого интеллекта // Программная инженерия. 2013. № 12. С. 39–45.
- 7. **Матренин П.В.** Описание и реализация алгоритмов роевого интеллекта с использованием системного подхода // Программная инженерия. 2015. № 3. С. 27–34.
- Kennedy J., Eberhart R. Particle swarm optimization // Proceedings of IEEE International Conference on Neural Networks. – 1995. – Vol. 4. – P. 1942–1948.
- Matrenin P.V., Sekaev V.G. Particle swarm optimization with velocity restriction and evolutionary parameters selection for scheduling problem // International Siberian Conference Control and Communications SIBCON 2015: proceedings, Russia, Omsk, 21–23 May 2015. – Omsk, 2015. – P. 1–5.
- Манусов В.З., Матренин П.В. Адаптивный алгоритм роя частиц в задачах оперативного планирования // Вестник компьютерных и информационных технологий. 2016.
 № 4 (142). С. 11–15.
- The Bees Algorithm a novel tool for complex optimisation problems / D.T. Pham, A. Ghanbarzadeh, E. Koç, S. Otri, S. Rahim, M. Zaidi // IPROMS 2006. Proceedings of the 2nd International Virtual Conference on Intelligent Production Machines and Systems. – Oxford, Elsevier, 2006. – P. 454–459. – doi: https://doi.org/10.1016/B978-008045157-2/50081-X.
- 12. Holland J.H. Adaptation in natural and artificial systems. Ann Arbor: University of Michigan Press, 1975. 225 p.
- Pedersen M., Chippereld A. Simplifying particle swarm optimization // Applied Soft Computing. – 2010 – N 10 (2). – P. 618–628.
- Матренин П.В., Секаев В.Г. Оптимизация адаптивного алгоритма муравьиной колонии на примере задачи календарного планирования // Программная инженерия. – 2013. – № 4. – С. 34–40.
- Wolpert D.H., Macready W.G. No free lunch theorems for optimization // IEEE Transactions on Evolutionary Computation. – 1997. – Vol. 1, iss. 1. – P. 67–82.

RESEARCH ON DYNAMIC PROPERTIES OF POPULATION ALGORITHMS IN OPERATION CONTROL OF REACTIVE POWER UNITS IN SMART GRID

Manusov V.Z., Matrenin P.V.

Novosibirsk State Technical University, Novosibirsk, Russia

In this paper, the problem of operational control of reactive power compensation units is considered to maintain network stability and minimize the loss of active power. The efficiency of compensation depends on the location of the compensating installations in the network nodes. In many works, high-performance solutions to such optimization problems are shown by populationbased algorithms, such as the Genetic algorithm and Swarm Intelligence algorithms. The novelty of this work is to study the effect of dynamic changes in the problem conditions on the effectiveness of these algorithms and to determine the best strategies for accounting for such differences. Compensation unit failures were simulated to change dynamically the problem conditions. Operational control of compensation unit powers was carried out using the Genetic algorithm, the Particle Swarm Optimization algorithm and the Artificial Bee Colony Optimization algorithm to compare their efficiencies and to study the effect of changes in the conditions of the problem on the algorithm performances. When solving dynamic optimization problems, the considered algorithms can work either permanently reacting to changes in conditions, or they can be restarted in the case of a change. Experiments allowed us to determine that for the Particle Swarm Optimization algorithm it is necessary to perform a restart for exiting the local extremum. However, restarting is not required for the Artificial Bee Colony Optimization algorithm and the Genetic algorithm. In this case, the Bee Swarm algorithm showed the best results for the model under consideration.

Keywords: dynamic optimization problems, operation control, smart-grid, swarm intelligence, stochastic optimization.

DOI: 10.17212/1727-2769-2017-3-74-87

REFERENCES

- Energieeinsparung durch Blindleistungskompensation. Available at: http://www.energie-imunternehmen.de/downloads/energieeffizienz_steigerung_blindleistungskompensation.pdf (accessed 28.11.2017).
- Manusov V. Tretyakova E., Matrenin P. Population-based algorithms for optimization of the reactive power distribution and selection of the cable cross-section in the power-supply systems. *Applied Mechanics and Materials*, 2015, vol. 792, pp. 230–236.
- Da Silva E.L., Gil H.A., Areiza J.M. Transmission network expansion planning under an improved genetic algorithm. *IEEE Transactions on Power Systems*, 2000, vol. 15, iss. 3, pp. 1168–1174.
- Paterni P., Vitet S., Bena M., Yokoyama A. Optimal location of phase shifters in the french network by genetic algorithm. *IEEE Transactions on Power Systems*, 1999, vol. 14, iss. 1, pp. 37–42.
- Mantawy A.H., Abdel-Magid Y.L., Selim S.Z. Integrating genetic algorithms, tabu search, and simulated annealing for the unit commitment problem. *IEEE Transactions on Power Systems*, 1999, vol. 14, iss. 3, pp. 829–836.
- Matrenin P.V., Sekaev V.G. Sistemnoe opisanie algoritmov roevogo intellekta [Systems approach to swarm intelligence]. *Programmnaya inzheneriya Software Engineering*, 2013, no. 12, pp. 39–45.
- Matrenin P.V. Opisanie i realizatsiya algoritmov roevogo intellekta s ispol'zovaniem sistemnogo podkhoda [Description and implementation of Swarm Intelligence algorithms using the system approach]. *Programmnaya inzheneriya – Software Engineering*, 2015, no. 3, pp. 27–34.
- 8. Kennedy J., Eberhart R. Particle swarm optimization. *Proceedings of IEEE International Conference on Neural Networks*, 1995, vol. 4, pp. 1942–1948.
- Matrenin P.V., Sekaev V.G. Particle swarm optimization with velocity restriction and evolutionary parameters selection for scheduling problem. *International Siberian Conference on*

87

Control and Communications SIBCON 2015: proceedings, Russia, Omsk, 21–23 May 2015, pp. 1–5.

- Manusov V.Z., Matrenin P.V. Adaptivnyi algoritm roya chastits v zadachakh operativnogo planirovaniya [Adaptive particle swarm optimization for the operational scheduling problem]. Vestnik komp'yuternykh i informatsionnykh tekhnologii – Herald of computer and information technologies, 2016, no. 4 (142), pp. 11–15.
- Pham D.T., Ghanbarzadeh A., Koç E., Otri S., Rahim S., Zaidi M. The Bees Algorithm a novel tool for complex optimisation problems. *IPROMS 2006. Proceedings of the 2nd International Virtual Conference on Intelligent Production Machines and Systems.* Oxford, Elsevier, 2006, pp. 454–459. doi: https://doi.org/10.1016/B978-008045157-2/50081-X.
- 12. Holland J.H. Adaptation in natural and artificial systems. Ann Arbor, University of Michigan Press, 1975. 225 p.
- 13. Pedersen M., Chippereld A. Simplifying particle swarm optimization. *Applied Soft Computing*, 2010, no. 10 (2), pp. 618–628.
- Matrenin P.V., Sekaev V.G. Optimizatsiya adaptivnogo algoritma murav'inoi kolonii na primere zadachi kalendarnogo planirovaniya [Optimizing adaptive ant colony algorithm on the example of scheduling problem]. *Programmnaya inzheneriya Software Engineering*, no. 4, pp. 34–40.
- 15. Wolpert D.H., Macready W.G. No free lunch theorems for optimization. *IEEE Transac*tions on Evolutionary Computation, 1997, vol. 1, iss. 1, pp. 67–82.

СВЕДЕНИЯ ОБ АВТОРАХ



Манусов Вадим Зиновьевич – родился в 1936 году, д-р техн. наук, профессор, профессор кафедры систем электроснабжения предприятий Новосибирского государственного технического университета. Область научных интересов: методы искусственного интеллекта и вероятностные модели в энергетике. Опубликовано 200 научных работ. (Адрес: 630078, Россия, Новосибирск, Выставочная, 32/1. E-mail: manusov@mail.ru).

Manusov Vadim Zinovievich (b. 1936) – D. Sc. (Eng.), professor, department of power supply systems, Novosibirsk State Technical University. His research interests are currently focused on artificial intelligence and probabilistic methods in power engineering. He is the author of 200 scientific papers. (Address: 32/1, Vystavochnaya St., Novosibirsk, 630078, Russia. E-mail: manusov@mail.ru).



Матренин Павел Викторович – родился в 1991 году, аспирант кафедры систем электроснабжения предприятий Новосибирского государственного технического университета. Область научных интересов: стохастическая оптимизация, искусственный интеллект. Опубликовано 40 научных работ. (Адрес: 630084, Россия, Новосибирск, Д. Давыдова, 1. Е-mail: pavel.matrenin@gmail.com).

Matrenin Pavel Viktorovich (b. 1991) – a postgraduate student, department of power supply system, Novosibirsk State Technical University. His research interests are currently focused on stochastic optimization methods and artificial intelligence. He is the author of 40 scientific papers. (Address: 1, D. Davydova St., Novosibirsk, 630084, Russia. E-mail: pavel.matrenin@gmail.com).

Статья поступила 05 сентября 2017 г. Received September 05, 2017

To Reference:

Manusov V.Z., Matrenin P.V. Issledovanie dinamicheskikh svoistv populyatsionnykh algoritmov v zadache operativnogo upravleniya istochnikami reaktivnoi moshchnosti v sistemakh elektrosnabzheniya [Research on dynamic properties of population algorithms in operation control of reactive power units in smart grid]. *Doklady Akademii nauk vysshei shkoly Rossiiskoi Federatsii – Proceedings of the Russian higher school Academy of sciences*, 2017, no. 3 (36), pp. 74–87. doi: 10.17212/1727-2769-2017-3-74-87

2017

июль-сентябрь

ТЕХНИЧЕСКИЕ НАУКИ

УДК 519.23

НАСТРОЙКА ПАРАМЕТРОВ ЯДЕРНЫХ ФУНКЦИЙ В МЕТОДЕ LS-SVM С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ ВНЕШНИХ КРИТЕРИЕВ КАЧЕСТВА МОДЕЛЕЙ

А.П. Суходолов¹, А.А. Попов², Ш.А. Бобоев²,

¹Байкальский государственный университет ²Новосибирский государственный технический университет

В работе рассматривается задача восстановления регрессионной зависимости по методу опорных векторов с квадратичной функцией потерь (LS-SVM). Данный метод относится к классу ядерных методов. Для настройки ряда внутренних параметров алгоритма LS-SVM обсуждается проблема использования внешних критериев качества моделей. Приведены различные критерии селекции моделей, которые основываются на разбиении выборки на обучающую и тестовую части. Проблема разбиения выборки на тестовую и обучающую части с использованием метода *D*-оптимального планирования эксперимента подробно рассмотрена для случая линейных параметрических регрессионных моделей. Данный метод получения тестовой выборки предложено использовать для метода LS-SVM. Приводится последовательный алгоритм получения обучающей и тестовой частей выборки наблюдений применительно к методу LS-SVM. Для использования критериев в симметричной форме предлагается алгоритм построения бипланов. Приводятся результаты вычислительного эксперимента по анализу возможности использования трех внешних критериев для подбора масштаба гауссовой ядерной функции. В качестве внешних критериев использовались критерий перекрестной проверки, критерий регулярности и критерий стабильности. Параметр масштаба ядерной функции подбирался по минимуму внешнего критерия качества. Окончательно точность получаемых решений проверялась по среднеквадратичной ошибке. Вычислительный эксперимент проводился на модельных данных. В качестве модели, порождающей данные, была выбрана нелинейная зависимость от входного фактора. Дисперсия помехи (уровень шума) определялся в процентах от мощности сигнала. Результаты отдельных проведенных вычислительных экспериментов приведены в таблицах и рисунках. По результатам проведенных вычислительных экспериментов делаются выводы о том, что эффективность использования критерия стабильности в целях получения решения с малой среднеквадратичной ошибкой, как правило, выше, чем при использовании критерия регулярности. Эффективность критерия перекрестной проверки выше эффективности критериев регулярности и стабильности в условиях повышенного шума и использования тестовых выборок малого относительного объема.

Ключевые слова: регрессия, метод LS-SVM, квадратичная функция потерь, тестовая выборка, обучающая выборка, оптимальное планирование эксперимента, *D*-оптимальный план, критерий регулярности, критерий стабильности, критерий скользящего контроля, ядерная функция, среднеквадратичная ошибка.

DOI: 10.17212/1727-2769-2017-3-88-104

Введение

Метод опорных векторов с квадратичной функцией потерь (LS-SVM) является модификацией алгоритма опорных векторов (SVM) с функцией нечувствительности Вапника как с линейными, так и нелинейными ядерными функциями [1–3]. Он является один из наиболее перспективных алгоритмов построения регрессии. Одним из важных этапов построения регрессии с использованием метода опорных векторов является настройка его ряда внутренних параметров. При использовании произвольных значений параметров алгоритма опорных векторов качество работы алгоритма может существенно варьироваться. В работе [4] предлагается

© 2017 А.П. Суходолов, А.А. Попов, Ш.А. Бобоев

эвристический алгоритм априорного выбора параметров алгоритма на основе характеристик имеющейся выборки данных. Однако в общем случае для получения более качественных решений необходимо решать задачу выбора оптимальных значений параметров алгоритма. Ключевым моментом в решении задачи настройки параметров алгоритма опорных векторов, является выбор критерия качества получаемых решений. Простым и в то же время эффективным подходом к выбору модели является метод скользящего контроля (cross-validation, CV) [5–7]. При этом для подбора оптимальных параметров алгоритма используются различные варианты поиска решений на сетке их значений [8, 9]. В целях уменьшения вычислительных затрат вместо критерия CV применяют неполные варианты обобщенного CV – так называемые K-FOLD CV (K-Fold Cross Validation). В этом случае исходная выборка разбивается некоторое количество раз на обучающую и контрольную объемом в K наблюдений с усреднением результатов [10, 11].

Задача подбора внутренних параметров алгоритма LS SVM по сути относится к проблеме борьбы с эффектом переобучения, которой постоянно уделяют повышенное внимание [12–16]. Применительно к линейному параметрическому регрессионному моделированию эта проблема может быть решена в рамках получения так называемых моделей оптимальной сложности [17]. Известным и активно развиваемым подходом для выбора линейных параметрических моделей оптимальной сложности является использование так называемых внешних критериев. В нашем случае в качестве таковых могут быть использованы различные варианты критериев, связанных с точностью прогноза на тестовой выборке. В данной работе исследуется возможность использования внешних критериев при разбиении выборки на обучающую и тестовую части с привлечением методов оптимального планирования эксперимента для решения задачи выбора параметра гауссовой ядерной функции в алгоритме LS SVM.

1. Внешние критерии селекции моделей

При построении моделей, описывающих поведение отклика от действующих факторов, главной задачей является определение структуры модели, поскольку, как правило, она априори не известна. Исследователь сталкивается с проблемой выбора структуры модели. Для решения этой задачи назначаются определенные критерии «качества», которым должна удовлетворять искомая модель. Будем в дальнейшем называть их критериями селекции моделей. Перечень используемых критериев селекции достаточно широк и подробно представлен в обзорах [18–21].

Критерии селекции моделей можно поделить на две группы: критерии, использующие всю выборку данных, и критерии, основанные на разбиении выборки на части.

Критерии, основанные на разбиении выборки на части.

Пусть модель объекта подчиняется следующему уравнению наблюдения:

$$Y = \widehat{Y} + \varepsilon = \widehat{X}\widehat{\beta} + \varepsilon , \qquad (1.1)$$

где $\hat{Y} - (n \times 1)$ – вектор ненаблюдаемого незашумленного выхода объекта; $\hat{X} - (n \times m)$ – расширенная матрица плана, соответствующая истинному набору регрессоров $\hat{x}_1, ..., \hat{x}_m$; $\varepsilon - (n \times 1)$ – вектор ненаблюдаемых случайных ошибок измерения, относительно которых выполнены предположения $E(\varepsilon) = 0_n$; $E(\varepsilon\varepsilon^T) = \sigma^2 I_n$, где 0_n – вектор, состоящий из нулей, σ^2 – неизвестная дисперсия наблюдения, I_n – единичная матрица размера n. Набор регрессоров $\hat{x}_1, ..., \hat{x}_m$ образует множество \hat{X} , о котором известно, что $\hat{X} \subset \mathfrak{R}$, где \mathfrak{R} – некоторое расширенное множество регрессоров. Пусть в результате наблюдения объекта получена $Z - (n \times p)$ – расширенная матрица плана из n наблюдений над p регрессорами из \mathfrak{R} и требуется определить множество \hat{X} и получить оценку параметров $\hat{\beta}$. Для поиска наилучшей аппроксимации для (1.1) воспользуемся каким-либо переборным алгоритмом. Пусть $X - (n \times s)$ – расширенная матрица наблюдений для текущей модели из s регрессоров, образующих множество $L \subset \mathfrak{R}$. Регрессия отклика y по L будет определяться по уравнению наблюдения

$$y = X\theta + e \,, \tag{1.2}$$

где $e - (n \times 1)$ – вектор ненаблюдаемых случайных ошибок измерения, относительно которых выполнены предположения $E(e) = 0_n$, $E(ee^{T}) = \sigma^2 I_n$.

Предположим, что выборка наблюдений *W* разбита на две части *A* и *B*. В методах структурной оптимизации активно используются следующие, так называемые внешние критерии селекции моделей [21–23]:

критерий регулярности:

$$\Delta^{2}(B) = \Delta^{2}(B / A) = \left\| y_{B} - X_{B}\hat{\theta}_{A} \right\|^{2},$$

где запись $\Delta^2(B/A)$ означает «ошибка» на выборке *В* модели, коэффициенты, которой получены с использованием выборки *A*; критерий симметричной регулярности:

$$d^{2} = \Delta^{2}(B / A) + \Delta^{2}(A / B) = \left\| y_{B} - X_{B}\hat{\theta}_{A} \right\|^{2} + \left\| y_{A} - X_{A}\hat{\theta}_{B} \right\|^{2};$$

критерий стабильности:

$$S^{2} = \Delta^{2} (A \cup B / A) = \left\| y_{W} - X_{W} \hat{\theta}_{A} \right\|^{2};$$

симметричный критерий стабильности:

$$S_{cc}^{2} = \Delta^{2} (A \cup B / A) + \Delta^{2} (A \cup B / B) = \left\| y_{W} - X_{W} \hat{\theta}_{A} \right\|^{2} + \left\| y_{W} - X_{W} \hat{\theta}_{B} \right\|^{2};$$

критерий непротиворечивости:

$$n_{CM}^2 = \left\| X_W \hat{\theta}_A - X_W \hat{\theta}_B \right\|^2;$$

критерий вариативности:

$$V^{2} = (X_{W}\hat{\theta}_{A} - X_{W}\hat{\theta}_{W})^{\mathrm{T}}(X_{W}\hat{\theta}_{W} - X_{W}\hat{\theta}_{B})$$

К рассматриваемой группе критериев относится также критерий «скользящего контроля» (CV-cross validation):

$$\Delta_{ck}^2 = \sum_i (y_i - f^{\mathrm{T}}(x_i)\hat{\theta}_{(i)})^2,$$

где $\hat{\theta}_{(i)}$ – оценка параметров по выборке W с исключенным i -м наблюдением.

Теоретическое обоснование внешних критериев проведено в работах [22–26]. Использование критериев регулярности позволяет отбирать модели оптимальной сложности, ориентированные на работу в режиме прогноза. В условиях действия помех большой интенсивности эти критерии будут указывать, как правило, на модели простой структуры. Использование критериев стабильности позволяет отбирать модели с хорошими свойствами как прогнозирования так и сглаживания.

2. Разбиение выборки для внешних критериев с использованием методов планирования эксперимента

Использование внешних критериев селекции при решении задачи выбора модели оптимальной сложности предполагает разбиение выборки наблюдения на две части: обучающую и проверочную. На обучающей выборке производится оценивание параметров тестируемых моделей, а на проверочной – проверка их прогнозируемых свойств или свойств согласованности решений с обучающей частью выборки.

В данном разделе основное внимание будет уделено критериям качества моделей, связанным с точностью прогнозирования. В силу этого неизбежно встает задача управления разбиением выборки. Некоторые подходы к решению задачи разбиения с использованием методов оптимального планирования эксперимента предложены в работах [27, 28].

Записывая критерий $\Delta^2(B)$ в канонической форме, легко получить его математическое ожидание [29]:

$$E(\Delta^{2}(B)) = (\hat{X}_{B} - P_{BA}\hat{X}_{A}\hat{\Theta})^{\mathrm{T}}(\hat{X}_{B} - P_{BA}\hat{X}_{A}\hat{\Theta}) + \sigma^{2} \Big(n_{B} + \mathrm{tr} \big(X_{A}^{\mathrm{T}}X_{A}\big)^{-1} \big(X_{B}^{\mathrm{T}}X_{B}\big)\Big), \qquad (2.1)$$

где

$$P_{BA} = X_B (X_A^{\mathrm{T}} X_A)^{-1} X_A^{\mathrm{T}} \,.$$

В [21] рассмотрены условия, при которых оптимальная структура, соответствующая минимуму (2.1), совпадает с истинной структурой $\hat{s} = m$. Эти условия диктуют «квадратично зависимое» разбиение матрицы X:

$$\rho^2 X_A^{\mathrm{T}} X_A = X_B^{\mathrm{T}} X_B \,, \tag{2.2}$$

где ρ^2 – некоторое произвольное число. Точное квадратичное разбиение (2.2) может иметь место лишь в специально подобранной матрице *X*, что на практике маловероятно. Кроме того, рекомендации типа (2.2) не учитывают поведение второго слагаемого в (2.1). С учетом (2.2) его можно записать как

$$J_{\sigma}(s, \sigma) = \sigma^2 \left(n_B + s / \rho^2 \right).$$
(2.3)

Скорость возрастания $J_{\sigma}(s,\sigma)$ в зависимости от σ определяет помехоустойчивость критерия селекции моделей. Ясно, что необходимо выбирать разбиение с возможно большим значением ρ^2 при малой величине n_B .

В общем случае разбиения X на X_A и X_B величина J_{σ} в соответствии с (2.1) равна

$$J_{\sigma}(s,\sigma) = \sigma^2 \left(n_B + \operatorname{tr}(X_A^{\mathsf{T}} X_A)^{-1} X_B^{\mathsf{T}} X_B) \right).$$
(2.4)

Видим, что скорость возрастания $J_{\sigma}(s,\sigma)$ в зависимости от σ определяется средней дисперсией прогноза tr $((X_A^T X_A)^{-1} X_B^T X_B)$. Исследуем возможность минимизации $J_{\sigma}(2.4)$ путем выбора того или иного варианта разбиения X на X_A , X_B при условии, что n_B зафиксировано. Введем следующие обозначения. Пусть ξ есть непрерывный нормированный план, а $M(\xi)$ – информационная матрица, равная $X_A^T X_A / n_A = \sum_{i=1}^n p_i x_i x_i^T$. Далее пусть X определяет собой множество точек, среди которых необходимо выбрать n_A точек, присвоив им веса, равные $1/n_A$, а остальным точкам присвоить веса, равные 0. Оптимальный план ξ^* будем находить как решение следующей экстремальной задачи:

$$\xi^* = \operatorname{Arg\,max}_p \Psi[M(\xi)].$$

В качестве функционала $\Psi[M(\xi)]$ будем рассматривать определитель информационной матрицы, что соответствует *D*-оптимальному планированию эксперимента [30]. Для рассматриваемого функционала $\Psi[M(\xi)]$ компоненты вектора градиента имеют вид

$$\frac{\partial \Psi[M(\xi)]}{\partial p_j} = d(x_j,\xi) = x_j^T M(\xi)^{-1} x_j = \operatorname{tr} M(\xi)^{-1} x_j x_j^T,$$

где $d(x_j,\xi)$ – дисперсия оценки математического ожидания отклика в точке x_j . Для *D*-оптимального плана ξ^* будет справедливо

$$\mathrm{tr} M^{-1}(\xi^*) X_B^T X_B < \mathrm{tr} M^{-1}(\xi) X_B^T X_B,$$

где ξ – не *D*-оптимальный план [28]. Данное утверждение позволяет предложить достаточно простую схему действий: для заданного полного плана эксперимента в виде имеющейся выборки решается задача построения *D*-оптимального плана ξ^* с n_A точками из *X*. Не вошедшие в оптимальный план точки выборки образуют собой тестовую ее часть. Отметим, что к такому выводу мы приходим и при рассмотрении критериев стабильности и непротиворечивости [17].

3. Разбиение выборки на обучающую и тестовую части для метода LS-SVM

Рассмотрим задачу восстановления зависимости по зашумленным данным. Дана обучающая выборка $D_n = \{(x_k, y_k) : x_k \in X, y_k \in Y; k = 1, ..., n\}$ объема n наблюдений вида

$$y_k = m(x_k) + e_k, k = 1, ..., n$$
, (3.1)

где $e_k \in R$ будем считать независимо и одинаково распределенной ошибкой с $E[e_k | x = x_k] = 0$ и Var $[e_k] = \sigma^2 < \infty$; m(x) – неизвестная действительная гладкая функция и $E[y_k | x = x_k] = m(x_k)$. Вместо неизвестной функции m(x) будем использовать ее аппроксимацию в виде $f(x) = \omega^{T} \varphi(x) + b$. Функционал эмпирического риска использования такой аппроксимации:

$$R_{emp}(\omega, b) = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^{n} \left(\left(\omega^{\mathrm{T}} \varphi(x_k) + b \right) - y_k \right)^2.$$
(3.2)

Задачу нахождения вектора ω и $b \in R$ можно свести к решению следующей задачи оптимизации [1]:

$$\min_{\omega,b,e} J(\omega,e) = \frac{1}{2}\omega^{\mathrm{T}}\omega + \frac{1}{2}\gamma \sum_{k=1}^{n} e_{k}^{2}$$
(3.3)

в предположении, что $y_k = \omega^T \varphi(x_k) + b + e_k$, k = 1, ..., n. В (3.3) параметр регуляризации γ отвечает за сложность модели, которая в данном случае определяется нормой вектора ω .

Решение задачи (3.3) обычно проводят в двойственном пространстве с использованием функционала Лагранжа:

$$L(\omega, b, e, \alpha) = J(\omega, e) - \sum_{k=1}^{n} \alpha_k \left(\omega^{\mathrm{T}} \varphi(x_k) + b + e_k - y_k \right)$$
(3.4)

с лагранжевыми множителями $\alpha_k \in R$.

Условия оптимальности задаются следующим образом:

$$\frac{dL}{d\omega} = 0 \rightarrow \omega = \sum_{k=1}^{n} \alpha_{k} \varphi(x_{k}), \ k = 1, ..., n;$$

$$\frac{dL}{db} = 0 \rightarrow \sum_{k=1}^{n} \alpha_{k} = 0, \ k = 1, ..., n;$$

$$\frac{dL}{de_{k}} = 0 \rightarrow \alpha_{k} = \gamma e_{k}, \ k = 1, ..., n;$$

$$\frac{dL}{d\alpha_{k}} = 0 \rightarrow \omega^{T} \varphi(x_{k}) + b + e_{k} = y_{k}, \ k = 1, ..., n.$$
(3.5)

После исключения о и е получаем решение:

$$\begin{bmatrix} 0 & 1_n^{\mathrm{T}} \\ 1_n & \Omega + \frac{1}{\gamma} I_n \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{b} \\ \hat{\alpha} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ y \end{bmatrix},$$
(3.6)

где $y = (y_1, \dots, y_n)^T$, $1_n = (1, \dots, 1)^T$, $\hat{\alpha} = (\hat{\alpha}_1, \dots, \hat{\alpha}_n)$ и $\Omega_{kl} = \varphi(x_k)^T \varphi(x_l)$ для $k, l = 1, \dots, n$. Результирующая LS-SVM модель имеет вид

$$\hat{y}_{n}(x) = \sum_{k=1}^{n} \hat{\alpha}_{k} K(x, x_{k}) + \hat{b} , \qquad (3.7)$$

где $K(x, x_k)$ – ядро скалярного произведения,

$$\hat{b} = \frac{\mathbf{1}_{n}^{\mathrm{T}} \left(\Omega + \frac{1}{\gamma} I_{n}\right)^{-1} y}{\mathbf{1}_{n}^{\mathrm{T}} \left(\Omega + \frac{1}{\gamma} I_{n}\right)^{-1} \mathbf{1}_{n}}, \quad \hat{\alpha} = \left(\Omega + \frac{1}{\gamma} I_{n}\right)^{-1} \left(y - \mathbf{1}_{n} \hat{b}\right).$$
(3.8)

В случае выборок большого размера для получения оценок всех параметров вместо обращения матриц в (3.8) решают систему уравнений (3.6). Точность получаемого решения (3.7), как мы уже отмечали, во многом определяется настройкой внутренних параметров алгоритма LS-SVM, к числу которых относят параметр регуляризации и параметры ядерных функций. Настройку этих параметров будем вести с использованием внешних критериев качества моделей [1, 10].

При рассмотрении точности оценивания модели (3.7) основное внимание будем уделять точности оценивания параметров α.

Обозначим оценки параметров α, полученные на обучающей выборке, как

$$\hat{\alpha}_A = \left(\Omega_A + \frac{1}{\gamma}I_{n_A}\right)^{-1} \left(y_B^*\right),$$

где $\Omega_A = K(x_i, x_j), i, j = 1, ..., n_A$.

Для удобства различения точек обучающей и тестовой выборок будем обозначать координаты точек обучающей выборки через x, а координаты точек тестовой выборки – через z. С учетом этого элементы ядерной матрицы Φ_B для вычисления прогноза в точки тестовой выборки будем обозначать как

$$(\Phi_B)_{ii} = K(z_i, x_i), i = 1, \dots, n_B, j = 1, \dots, n_A$$

Прогнозные значения по модели, полученной на выборке *A*, рассчитываются как

$$\hat{y}_B = \Phi_B \hat{\alpha}_A + \hat{b}_A$$

Ковариационная матрица ошибок прогноза на выборку В имеет вид

$$\operatorname{cov}(\hat{y}_B) = (\sigma^2 + \operatorname{cov}(\hat{b}_A)) \Phi_B \left(\Omega_A + \frac{1}{\gamma} I_{n_A}\right)^{-2} \Phi_B^{\mathrm{T}} + \operatorname{cov}(\hat{b}_A),$$

где

$$\operatorname{cov}(\hat{b}_{A}) = \sigma^{2} \frac{\mathbf{1}_{n_{A}}^{\mathrm{T}} \left(\Omega + \frac{1}{\gamma} I_{n_{A}}\right)^{-2} \mathbf{1}_{n_{A}}}{\left[\mathbf{1}_{n_{A}}^{\mathrm{T}} \left(\Omega + \frac{1}{\gamma} I_{n_{A}}\right)^{-1} \mathbf{1}_{n_{A}}\right]^{2}}$$

Средняя дисперсия прогноза вычисляется как

$$\overline{\sigma}^2(\hat{y}_B) = (\sigma^2 + \operatorname{cov}(\hat{b}_A)) \operatorname{tr} (\Omega_A + \frac{1}{\gamma} I_{n_A})^{-2} \Phi_B^{\mathrm{T}} \Phi_B / n_B + \operatorname{cov}(\hat{b}_A).$$

Минимизировать среднюю дисперсию $\overline{\sigma}^2(\hat{y}_B)$ будем опосредованно через минимизацию определителя дисперсионной матрицы оценок параметров α . В нашем случае эта дисперсионная матрица имеет вид

$$\operatorname{cov}(\hat{\alpha}_A) = \left(\sigma^2 + \operatorname{cov}(\hat{b}_A)\right) \left(\Omega_A + \frac{1}{\gamma} I_{n_A}\right)^{-2}$$

Учитывая, что матрица $(\Omega_A + \frac{1}{\gamma}I_{n_A})^{-1}$ положительно определена, будем рас-

сматривать минимизацию определителя $\left[\Omega_A + \frac{1}{\gamma} I_{n_A} \right]^{-1}$ или, что намного проще –

максимизацию определителя $\left\| \left(\Omega_A + \frac{1}{\gamma} I_{n_A} \right) \right\|$. Тем самым мы будем строить дискретный *D*-оптимальный план объемом в n_A наблюдений, используя все точки

имеющейся выборки. В нашам отника план пострания план совемом в n_A плознодения, использул все то ки

В нашем случае для построения дискретного *D*-оптимального плана удобно воспользоваться хорошо себя зарекомендовавшими последовательными алгоритмами [31, 32].

Обозначим через G_s матрицу размером $s \times s$ для обучающей выборки объемом в s наблюдений и состоящую из элементов $(G_s)_{ij} = K(x_i, x_j) + \frac{1}{\gamma} I_s$, i, j = 1, ..., s.

Тогда на шаге s+1 матрица G_{s+1} будет иметь вид

$$G_{s+1} = \begin{pmatrix} G_s & F(x_{s+1}) \\ F^{\mathrm{T}}(x_{s+1}) & K(x_{s+1}, x_{s+1}) + \frac{1}{\gamma} \end{pmatrix},$$

где $F^{\mathrm{T}}(x_{s+1}) = (K(x_1, x_{s+1}), K(x_2, x_{s+1}), \dots, K(x_s, x_{s+1})).$

Определитель окаймленной матрицы легко вычисляется:

$$\left|G_{s+1}\right| = \left|G_{s}\right| * \Delta(x_{s+1}),$$

где $\Delta(x_{s+1}) = \left[K(x_{s+1}, x_{s+1}) + \frac{1}{\gamma} - F^{\mathrm{T}}(x_{s+1})G_s^{-1}F(x_{s+1}) \right].$

Таким образом, очередная точка, включаемая в обучающую выборку, отыскивается по следующей схеме: $x_{s+1} = \operatorname{Arg\,max} \Delta(x)$, где аргумент x принимает зна-

чения координат точек исходной выборки, еще не включенных в обучающую часть. После проведенного разбиения выборки на части *A* и *B* возможно конструировать такие критерии, как критерий регулярности и критерий стабильности. Для использования внешних критериев в симметричной форме необходимо проводить разбиение выборки на две примерно равнозначные части. Для этого можно воспользоваться технологией построения так называемых бипланов [17]. Бипланом $\xi^{(1,2)}$ назовем совокупность $\xi^{(1,2)} = \{\xi^{(1)}, \xi^{(2)}\}$, где $\xi^{(1)}, \xi^{(2)}$ – планы, составленные из точек выборки и различающиеся между собой составом вклю-

ченных в план точек. Помимо требования о различии планов $\xi^{(1)}$, $\xi^{(2)}$ желательно также, что бы они были примерно равны по информативности. Поэтому для получения оптимального биплана необходимо использовать параллельные конкурирующие между собой за ресурсы последовательные процессы:

$$x_{s+1}^{l} = \operatorname{Arg\,max}_{x} \Delta(x) , \qquad (3.9)$$

$$x_{s+1}^2 = \operatorname{Arg\,max}_x \Delta(x) , \qquad (3.10)$$

где аргумент x принимает значения координат точек исходной выборки еще не включенных в биплан, а процедуры (3.9), (3.10) выполняются поочередно.

4. Вычислительный эксперимент

Настройку параметров ядерных функций, опираясь на тот или иной внешний критерий, как мы уже отмечали, проводят в целях получения решений с хорошей обобщающей способностью. В данном вычислительном эксперименте в качестве внешних критериев использовались критерий регулярности $\Delta^2(B)$, критерий стабильности S^2 и критерий скользящего прогноза $\Delta_{c\kappa}^2$. Вычисление критерие регулярности и стабильности использовалось разбиение выборке, а для критериев регулярности и стабильности использовалось разбиение выборки на обучающую и тестовую части, выполненное с помощью процедуры D-оптимального планирования.

Для проведения исследования использовалась тестовая функция: $m(x) = 7/e^{(x+0.75)^2} + 3x$, заданная на отрезке [-1; 1]. В качестве ядерной функции использовалось гауссово ядро. В качестве помехи использовались нормально распределенные величины. Уровень помехи (дисперсия случайной величины) выбирался как 5, 10, 15 и 20 % от мощности незашумленного сигнала. Количество наблюдений выбиралось равным 10, 20, 30 и 50. Для получения решений по LS-SVM значение параметра регуляризации γ выбиралось равным 10. Подбор лучшего решения осуществлялся по параметру масштаба RBF ядра, который варьировался от 10⁻⁵ до 10⁰ с шагом 0,1.

Приведенные ниже в табл. 1, 2 данные отражают только часть полученных в вычислительном эксперименте результатов. Так, в табл. 1, 2 приведены усредненные по 600 реализациям шума значения среднеквадратичной ошибки (MSE), рассчитанной по полученным решениям, выбранным с помощью того или иного внешнего критерия. В таблицах в строках, озаглавленных как CV, REG, STAB, представлены соответственно средние значения MSE, полученные при использовании критерия скользящего контроля, критерия регулярности и критерия стабильности. Условия экспериментов по столбцам различались тем, что использовалось различное количество точек в тестовой части в % от объема полной выборки.

Анализ табл. 1, 2 показывает, что эффективность критерия перекрестной проверки выше эффективности критериев регулярности и стабильности в условиях повышенного шума и использования тестовых выборок малого относительного объема. Эффективность использования критерия стабильности, как правило, выше, чем критерия регулярности.

Таблица 1 / Table 1

рки / iize		Кол	Количество точек в тестовой части в % / The number of points in the to part in %							ne test	
Объем выбо The sample :	Критерий / Criterion	5	10	15	20	25	30	35	40	45	50
	CV	0,0152	0,0152	0,0152	0,0152	0,0152	0,0152	0,0152	0,0152	0,0152	0,0152
N = 10	REG	0,0113	0,0113	0,0289	0,0289	0,0279	0,0279	0,0144	0,0144	0,0068	0,0068
	STAB	0,0034	0,0034	0,0049	0,0049	0,0049	0,0049	0,0049	0,0049	0,0053	0,0053
	CV	0,0055	0,0055	0,0055	0,0055	0,0055	0,0055	0,0055	0,0055	0,0055	0,0055
N = 20	REG	0,0051	0,0050	0,0041	0,0030	0,0031	0,0015	0,0016	0,0017	0,0019	0,0019
	STAB	0,0015	0,0015	0,0015	0,0015	0,0015	0,0015	0,0015	0,0015	0,0016	0,0016
	CV	0,0029	0,0029	0,0029	0,0029	0,0029	0,0029	0,0029	0,0029	0,0029	0,0029
N = 30	REG	0,0037	0,0035	0,0016	0,0010	0,0011	0,0011	0,0012	0,0012	0,0015	0,0015
	STAB	0,0009	0,0009	0,0009	0,0009	0,0009	0,0009	0,0009	0,0009	0,0010	0,0009
N = 50	CV	0,0013	0,0013	0,0013	0,0013	0,0013	0,0013	0,0013	0,0013	0,0013	0,0013
	REG	0,0021	0,0013	0,0008	0,0008	0,0008	0,0007	0,0007	0,0006	0,0007	0,0007
	STAB	0,0007	0,0006	0,0005	0,0005	0,0005	0,0005	0,0005	0,0005	0,0005	0,0005

Среднее значение MSE при 5 % уровне шума The average value of the MSE at 5 % noise level

Таблица 2 / Table 2

Среднее значение MSE для выборки объема 20 наблюдений при различных уровнях шума

The average value of MSE for the sample of size 20 observations at the different noise levels

ma / /el		Количество точек в тестовой части в % / The number of points in the test part in %									
Уровень шу The noise lev	Критерий / Criterion	5	10	15	20	25	30	35	40	45	50
5 %	CV	0,0055	0,0055	0,0055	0,0055	0,0055	0,0055	0,0055	0,0055	0,0055	0,0055
	REG	0,0051	0,0050	0,0041	0,0030	0,0031	0,0015	0,0016	0,0017	0,0019	0,0019
	STAB	0,0015	0,0015	0,0015	0,0015	0,0015	0,0015	0,0015	0,0015	0,0016	0,0016
	CV	0,0062	0,0062	0,0062	0,0062	0,0062	0,0062	0,0062	0,0062	0,0062	0,0062
10 %	REG	0,0077	0,0064	0,0057	0,0053	0,0053	0,0035	0,0032	0,0032	0,0032	0,0032
	STAB	0,0034	0,0032	0,0030	0,0029	0,0029	0,0028	0,0027	0,0027	0,0027	0,0027
	CV	0,0074	0,0074	0,0074	0,0074	0,0074	0,0074	0,0074	0,0074	0,0074	0,0074
15 %	REG	0,0111	0,0094	0,0084	0,0088	0,0081	0,0060	0,0060	0,0059	0,0056	0,0056
	STAB	0,0071	0,0067	0,0061	0,0059	0,0057	0,0056	0,0051	0,0050	0,0049	0,0049
	CV	0,0091	0,0091	0,0091	0,0091	0,0091	0,0091	0,0091	0,0091	0,0091	0,0091
20 %	REG	0,0135	0,0128	0,0119	0,0123	0,0114	0,0096	0,0091	0,0090	0,0083	0,0083
	STAB	0,0127	0,0118	0,0108	0,0102	0,0099	0,0095	0,0085	0,0084	0,0079	0,0078

На рис. 1 представлены достигнутые средние значения MSE при использовании трех внешних критериев в зависимости от величины тестовой выборки для случая 15 % шума и выборки объемом в 30 наблюдений. Средние значения MSE, достигнутые при использовании критерия скользящего контроля, показаны горизонтальной прямой. Видим, что выигрыш от использования критериев регулярности и стабильности, как правило, может быть достигнут при относительно большой тестовой части выборки. На рис. 2 представлены достигнутые средние значения MSE при использовании критерия стабильности для выборки в 30 наблюдений при вариации объема тестовой части и изменении уровня шума от 5 до 20 %. Видим, что при увеличении уровня шума минимум критерия сдвигается вправо. Это говорит о том, что в условиях использования сильно зашумленных выборок целесообразно по возможности использовать критерий стабильности с относительно большой тестовой частью. Аналогичные результаты для критерия регулярности представлены на рис. 3.



Puc. $1 - \Gamma$ рафик средних значений MSE для выборки объема 30 при 15 % уровне шума *Fig.* 1 - The graph of average values of MSE for the sample of size 30 with 15 % noise level



Рис. 2 – График средних значений MSE при использовании критерия
 стабильности для выборки объема 30 с изменением уровня шума от 5 до 20 %
 Fig. 2 – The graph of average values of the MSE when using the stability criterion for the sample of size 30 with the change in noise level from 5 to 20 %



Рис. 3 – График средних значений MSE при использовании критерия регулярности для выборки объема 30 с изменением уровня шума от 5 до 20 %

Fig. 3 – The graph of average values of the MSE when using the regularity criterion for the sample of size 30 with the change in noise level from 5 to 20 %

Заключение

В работе для настройки параметров ядерных функций в методе LS-SVM проведено сравнительное исследование нескольких внешних критериев. Для возможности использования критериев регулярности и стабильности предложен способ разбиения выборки на тестовую и обучающую части на основе метода планирования эксперимента. Предложен соответствующий последовательный алгоритм получения *D*-оптимального плана. Для использования внешних критериев в симметричной форме предлагается алгоритм построения бипланов.

По результатам проведенных вычислительных экспериментов можно сделать выводы о том, что эффективность использования критериев стабильности и регулярности зависит от объема тестовой части выборки. При достаточном объеме тестовой части их эффективность, как правило, выше эффективности критерия скользящего контроля. В случаях использования выборок малого объема предпочтение следует отдавать критерию скользящего контроля. Перспективность использования критериев стабильности и регулярности связана также с возможностью их использования для получения так называемых разреженных решений.

ЛИТЕРАТУРА

- Least squares support vector machines / J.A.K. Suykens, T. van Gestel, J. de Brabanter, B. de Moor, J. Vandewalle. – New Jersey; London; Singapore; Hong Kong: World Scientific, 2002. – 290 p.
- Regularization, optimization, kernels, and support vector machines / ed. by J.A.K. Suykens, M. Signoretto, A. Argyriou. – Boca Raton, FL: CRC Press, 2014. – 525 p. – (Chapman & Hall/CRC Machine Learning & Pattern Recognition Series).
- 3. Vapnik V. Statistical learning theory. New York: John Wiley, 1998. 736 p.
- Cherkassky V., Ma Y.Q. Practical selection of SVM parameters and noise estimation for SVM regression // Neural Networks. – 2004. – N 17. – P. 113–126.
- Stone M. Cross-validatory choice and assessment of statistical predictions // Journal of the Royal Statistical Society. Series B. – 1974. – N 36 (2). – P. 111–147.
- Wahba G. A survey of some smoothing problems and the method of generalized crossvalidation for solving them // Application of Statistics: Proceedings of the Symposium Held at Wright State University, Dayton, Ohio, 14–18 June 1976. – Amsterdam: North-Holland, 1977. – P. 507–523.

- Wahba G. Support vector machines, reproducing kernel Hilbert spaces and the randomized GACV // Advances in Kernel Methods: Support Vector Learning. – Cambridge: MIT Press, 1999. – P. 69–88.
- Попов А.А., Саутин А.С. Определение параметров алгоритма опорных векторов при решении задачи построения регрессии // Сборник научных трудов НГТУ. – 2008. – № 2 (52). – С. 35–40.
- Popov A.A., Sautin A.S. Selection of support vector machines parameters for regression using nested grids // The Third International Forum on Strategic Technology (IFOST 2008): proceedings, Novosibirsk–Tomsk, Russia, 23–29 June 2008. Novosibirsk, 2008. P. 329–331.
- Попов А.А., Бобоев Ш.А. Построение регрессионных зависимостей с использованием квадратичной функции потерь в методе опорных // Сборник научных трудов НГТУ. – 2015. – № 3 (81). – С. 69–78.
- Гладкова А.В., Попов А.А. Выбор настраиваемых параметров алгоритма опорных векторов с квадратичной функцией потерь // Обработка информации и математическое моделирование: материалы Российской научно-технической конференции, Новосибирск, 23–24 апреля 2015 г. – Новосибирск, 2015. – С. 62–66.
- Cawley G.C., Talbot N.L.C. Preventing over-fitting during model selection via Bayesian regularisation of the hyper-parameters // Journal of Machine Learning Research. – 2007. – Vol. 8. – P. 841–861.
- Leave-one-out cross-validation-based model selection for multi-input multi-output support vector machine / W. Mao, X. Mu, Y. Zheng, G. Yan // Neural Computing and Application. – 2014. – Vol. 24, iss. 2. – P. 441–451.
- 14. **Rivas-Perea P., Cota-Ruiz J., Rosiles J.-G.** A nonlinear least squares quasi-Newton strategy for LP-SVR hyper-parameters selection // International Journal of Machine Learning and Cybernetics. – 2014. – Vol. 5, iss. 4. – P. 579–597.
- Optimisation of turning parameters by integrating genetic algorithm with support vector regression and artificial neural networks / A. Gupta, S. Guntuku, R. Desu, A. Balu // The International Journal of Advanced Manufacturing Technology. – 2015. – Vol. 77, iss. 1–4. – P. 331–339.
- Гультяева Т.А., Попов А.А., Саутин А.С. Методы статистического обучения в задачах регрессии и классификации: монография. – Новосибирск: Изд-во НГТУ, 2016. – 322 с.
- Попов А.А. Оптимальное планирование эксперимента в задачах структурной и параметрической идентификации моделей многофакторных систем: монография. – Новосибирск: Изд-во НГТУ, 2013. – 296 с.
- 18. **Перельман И.И.** Методология выбора структуры модели при идентификации объектов управления // Автоматика и телемеханика. 1983. № 11. С. 5–29.
- 19. Романов В.Л. Выбор наилучшей линейной регрессии: сравнение формальных критериев // Заводская лаборатория. 1990. № 1. С. 90–95.
- 20. Себер Дж. Линейный регрессионный анализ. М.: Мир, 1980. 456 с.
- 21. Степашко В.С., Кочерга Ю.Л. Методы и критерии решения задач структурной идентификации // Автоматика. 1985. –№ 5. С. 29–37.
- Кочерга Ю.Л. Ј-оптимальная редукция структуры модели в схеме Гаусса-Маркова // Автоматика. – 1988. – № 4. – С. 34–38.
- Сарычев А.П. Усредненный критерий регулярности метода группового учета аргументов в задаче поиска наилучшей регрессии // Автоматика. – 1990. – № 5. – С. 28–33.
- Степашко В.С. Асимптотические свойства внешних критериев выбора моделей // Автоматика. – 1988. – № 6. – С. 75–82.
- 25. Степашко В.С. Потенциальная помехоустойчивость моделирования по комбинаторному алгоритму МГУА без использования информации о помехах // Автоматика. – 1983. – № 3. – С. 18–28.
- 26. Степашко В.С. Селективные свойства критерия непротиворечивости моделей // Автоматика. 1986. № 2. С. 40–49.
- Попов А.А. Планирование эксперимента в задачах разбиения выборки в МГУА // Сборник научных трудов НГТУ. – 1995. – Вып. 2. – С. 35–40.

- Попов А.А. Разбиение выборки для внешних критериев селекции моделей с использованием методов планирования эксперимента // Заводская лаборатория. Диагностика материалов. 1997. № 1. С. 49–53.
- Юрачковский Ю.П., Грошков А.Н. Применение канонической формы внешних критериев для исследования их свойств // Автоматика. – 1979. – № 3. – С. 85–89.
- Федоров В.В. Активные регрессионные эксперименты // Математические методы планирования эксперимента. – Новосибирск: Наука, 1981. – С. 19–73.
- Попов А.А. Последовательные схемы построения оптимальных планов эксперимента // Сборник научных трудов НГТУ. – 1995. – Вып. 1. – С. 39–44.
- 32. Попов А.А. Последовательные схемы синтеза оптимальных планов эксперимента // Доклады АН ВШ РФ. 2008. № 1 (10). С. 45–55.

KERNEL FUNCTION PARAMETER SETTING IN THE LS-SVM METHOD USING EXTERNAL CRITERIA OF MODEL QUALITY

Sukhodolov A.P., Popov A.A., Boboev Sh.A.

Novosibirsk State Technical University, Novosibirsk, Russia

The problem of regression dependence recovery by the support vector method with a quadratic loss function is considered in the paper. This method belongs to the kernel methods class. To set up a number of internal parameters of the LS-SVM algorithm the problem of using external criteria of model quality is discussed. Various criteria of model selection which are based on partitioning the sample into learning and test parts are given. The problem of partitioning the sample into learning and test parts with the use of the D-optimal experiment design method is considered in detail for the case of linear parametric regression models. The method of obtaining the test sample is proposed for the LS-SVM method. A sequential algorithm is presented for obtaining the learning and test parts of the sample observations applied to the LS-SVM method. To use the criteria in the symmetric form the algorithm of construction biplanes is proposed. The results of computational experiment are presented to consider the possibility of using the three external criteria to select the Gaussian kernel function scale. The cross-validation criterion, the regularity criterion and the stability criterion were used as external criteria. The scale parameter of the kernel function was selected by the minimum of external criterion quality. The final accuracy of solution obtained was tested by the mean-square error. The computational experiment was performed on simulated data. Nonlinear dependence on the input factor was chosen as a model generating data.Noise variance (the noise level) was determined as a percentage of the power signal. The results of some computational experiments are given in tables and figures. Based on the results of computational experiments conclusions are made that the effectiveness of using the stability criterion to obtain solutions with a small mean square error tends to be higher than when the regularity criterion is used. The efficiency of the cross-validation criterion is higher than the efficiency of the regularity and stability criteria under conditions of a high noise level and using test samples of a small relative volume.

Keywords: regression, LS-SVM method, quadratic loss function, test sample, training sample, optimal experiment design, D-optimal design, regularity criterion, stability criterion, cross-validation criterion, kernel function, mean square error.

DOI: 10.17212/1727-2769-2017-3-88-104

REFERENCES

- Suykens J.A.K., Gestel T. van, Brabanter J. de, Moor B. de, Vandewalle J. *Least square support vector machines*. New Jersey, London, Singapore, Hong Kong, World Scientific, 2002. 290 p.
- 2. Suykens J.A.K., Signoretto M., Argyriou A., eds. *Regularization, optimization, kernels, and support vector machines*. Boca Raton, FL, CRC Press, 2014. 525 p.
- 3. Vapnik V. Statistical learning theory. New York, John Wiley, 1998. 736 p.

- 4. Cherkassky V., Ma Y. Practical selection of SVM parameters and noise estimation for SVM regression. *Neural Networks*, 2004, no. 17, pp. 113–126.
- 5. Stone M.. Cross-validatory choice and assessment of statistical predictions. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B*, 1974, no. 36 (2), pp. 111–147.
- Wahba G. A survey of some smoothing problems and the method of generalized crossvalidation for solving them. *Application of Statistics: Proceedings of the Symposium Held at Wright State University*, Dayton, Ohio, 14–18 June 1976. Amsterdam, North-Holland, 1977, pp. 507–523.
- Wahba G. Support vector machines, reproducing kernel Hilbert spaces and the randomized GACV. *Advances in Kernel Methods: Support Vector Learning*. Cambridge, MIT Press, 1999, pp. 69–88.
- 8. Popov A.A., Sautin A.S. Opredelenie parametrov algoritma opornykh vektorov pri reshenii zadachi postroeniya regressii [Parameters estimation in support vector regression]. Sbornik nauchnykh trudov Novosibirskogo gosudarstvennogo tekhnicheskogo universiteta Transaction of scientific papers of the Novosibirsk state technical university, 2008, no. 2 (52), pp. 35–40.
- 9. Popov A.A., Sautin A.S. Selection of support vector machines parameters for regression using nested grids. *The third international forum on strategic technology (IFOST 2008): proceedings*, Novosibirsk–Tomsk, Russia, 23–29 June 2008, pp. 329–331.
- Popov A.A., Boboev Sh.A. Postroenie regressionnykh zavisimostei s ispol'zovaniem kvadratichnoi funktsii poter' v metode opornykh [The construction of a regression relationships using least square in support vector machines]. Sbornik nauchnykh trudov Novosibirskogo gosudarstvennogo tekhnicheskogo universiteta – Transaction of scientific papers of the Novosibirsk state technical university, 2015, no. 3 (81), pp. 69–78.
- 11. Gladkova A.V., Popov A.A. [The select of the configurable parameters of the algorithm of support vector machine with quadratic loss function]. *Obrabotka informatsii i matematicheskoe modelirovanie*: materialy Rossiiskoi nauchno-tekhnicheskoi konferentsii [Information processing and mathematical modeling: proceedings of Russian scientific and technical conference], Novosibirsk, 24–25 April 2015, pp. 62–66. (In Russian).
- Cawley G.C., Talbot N.L.C. Preventing over-fitting during model selection via Bayesian regularisation of the hyper-parameters. *Journal of Machine Learning Research*, 2007, vol. 8, pp. 841–861.
- Mao W., Mu X., Zheng Y., Yan G. Leave-one-out cross-validation-based model selection for multi-input multi-output support vector machine. *Neural Computing and Application*, 2014, vol. 24, iss. 2, pp. 441–451.
- Rivas-Perea P., Cota-Ruiz J., Rosiles J.-G. A nonlinear least squares quasi-Newton strategy for LP-SVR hyper-parameters selection. *International Journal of Machine Learning and Cybernetics*, 2014, vol. 5, iss. 4, pp. 579–597.
- Gupta A., Guntuku S., Desu R., Balu A. Optimisation of turning parameters by integrating genetic algorithm with support vector regression and artificial neural networks. *The International Journal of Advanced Manufacturing Technology*, 2015, vol. 77, iss. 1–4, pp. 331–339.
- 16. Gul'tyaeva T.A., Popov A.A., Sautin A.S. *Metody statisticheskogo obucheniya v zadachakh regressii i klassifikatsii* [The methods of statistical learning in problems of regression and classification]. Novosibirsk, NSTU Publ., 2016. 322 p.
- Popov A.A. Optimal'noe planirovanie eksperimenta v zadachakh strukturnoi i parametricheskoi identifikatsii modelei mnogofaktornykh sistem [The optimal planning of experiment in problems of structural and parametric identification of models of multifactor systems]. Novosibirsk, NSTU Publ., 2013. 296 p.
- Perel'man I.I. Metodologiya vybora struktury modeli pri identifikatsii ob"ektov upravleniya [A methodology for the selection of the model structure when identification of objects of management]. Avtomatika i telemekhanika – Automation and Remote Control, 1983, no. 11, pp. 5–29. (In Russian).
- Romanov V.L. Vybor nailuchshei lineinoi regressii: sravnenie formal'nykh kriteriev [The select of the best linear regression: a comparison of formal criteria]. Zavodskaya laboratoriya – Industrial laboratory, 1990, no. 1, pp. 90–95. (In Russian).
- 20. Seber J.A.F. *Linear regression analysis*. New York, Wiley, 1977 (Russ. ed.: Seber Dzh. *Lineinyi regressionnyi analiz*. Moscow, Mir Publ., 1980. 456 p.).

- 21. Stepashko V.S., Kocherga Yu.L. Metody i kriterii resheniya zadach strukturnoi identifikatsii [Methods and criteria of the solving problems of structural identification]. *Avtomatika Soviet Journal of Automation and Information Sciences*, 1985, no. 5, pp. 29–37. (In Russian).
- 22. Kocherga Yu.L. J-optimal'naya reduktsiya struktury modeli v skheme Gaussa-Markova [J-optimal reduction of structure of model in the scheme of Gauss-Markov]. Avtomatika Soviet Journal of Automation and Information Sciences, 1988, no. 4, pp. 34–38. (In Russian).
- 23. Sarychev A.P. Usrednennyi kriterii regulyarnosti metoda gruppovogo ucheta argumentov v zadache poiska nailuchshei regressii [The averaged regularity criterion of group method of accounting arguments in the problem of finding the best regression]. *Avtomatika Soviet Journal of Automation and Information Sciences*, 1990, no. 5, pp. 28–33. (In Russian).
- 24. Stepashko V.S. Asimptoticheskie svoistva vneshnikh kriteriev vybora modelei [The asymptotic properties of the external criteria of selection models]. *Avtomatika Soviet Journal of Automation and Information Sciences*, 1988, no. 6, pp. 75–82. (In Russian).
- 25. Stepashko V.S. Potentsial'naya pomekhoustoichivost' modelirovaniya po kombinatornomu algoritmu MGUA bez ispol'zovaniya informatsii o pomekhakh [The potential noise immunity of modeling by combinatorial GMDH algorithm without using the interference information]. Avtomatika Soviet Automatic Control, 1983, no. 3, pp. 18–28. (In Russian).
- 26. Stepashko V.S. Selektivnye svoistva kriteriya neprotivorechivosti modelei [The selective properties of the consistency criterion of models]. *Avtomatika Soviet Journal of Automation and Information Sciences*, 1986, no. 2, pp. 40–49. (In Russian).
- 27. Popov A.A. Planirovanie eksperimenta v zadachakh razbieniya vyborki v MGUA [The experiment planning in problems of splitting the sample in GMDH]. Sbornik nauchnykh trudov Novosibirskogo gosudarstvennogo tekhnicheskogo universiteta Transaction of scientific papers of the Novosibirsk state technical university, 1995, iss. 2, pp. 35–40.
- Popov A.A. Razbienie vyborki dlya vneshnikh kriteriev selektsii modelei s ispol'zovaniem metodov planirovaniya eksperimenta [Splitting the sample for ex-ternal criteria of selection models using methods of experiment planning]. *Zavodskaya laboratoriya. Diagnostika materialov – Industrial laboratory. Materials diagnostics*, 1997, no. 1, pp. 49–53. (In Russian).
- 29. Yurachkovskii Yu.P., Groshkov A.N. Primenenie kanonicheskoi formy vneshnikh kriteriev dlya issledovaniya ikh svoistv [The use of canonical form of external criteria for the research of their properties]. *Avtomatika Soviet Automatic Control*, 1979, no. 3, pp. 85–89. (In Russian).
- Fedorov V.V. Aktivnye regressionnye eksperimenty [The active regression experiments]. *Matematicheskie metody planirovaniya eksperimenta* [The mathematical methods of experimental planning]. Novosibirsk, Nauka Publ., 1987, pp. 19–73.
- 31. Popov A.A. Posledovatel'nye skhemy postroeniya optimal'nykh planov eksperimenta [The sequential schemes constructing of the optimal experiment plans]. *Sbornik nauchnykh trudov Novosibirskogo gosudarstvennogo tekhnicheskogo universiteta Transaction of scientific papers of the Novosibirsk state technical university*, 1995, iss. 1, pp. 39–44.
- 32. Popov A.A. Posledovatel'nye skhemy sinteza optimal'nykh planov eksperimenta [Sequential schemes of synthesis of optimum plans of experiment]. *Doklady Akademii nauk vysshei shkoly Rossiiskoi Federatsii Proceedings of the Russian higher school Academy of sciences*, 2008, no. 1 (10), pp. 45–55.

СВЕДЕНИЯ ОБ АВТОРАХ



Суходолов Александр Петрович – родился в 1956 году, д-р экон. наук, профессор, ректор Байкальского государственного университета. Область научных интересов: социально-экономическое развитие регионов Сибири, российско-азиатские научные и образовательные связи, цифровая экономика, математическое моделирование, массовые коммуникации. (Адрес: 664003, Россия, Иркутская область, г. Иркутск, ул. Ленина, д. 11. Е-mail: info@bgu.ru).

Sukhodolov Alexander Petrovich (b. 1956), Doctor of Science (Econ.), professor, rector of Baikal State University. Alexander P. Sukhodolov's research interests are focused on social and economic development of Siberian regions, Russian-Asian scientific and educational cooperation, digital economy, mathematical modelling, and mass communications. (Address: 11 Lenin street, Irkutsk, 664003, Russia. E-mail: info@bgu.ru).



Попов Александр Александрович – родился в 1952 году, д-р техн. наук, профессор, профессор, кафедра теоретической и прикладной информатики Новосибирского государственного технического университета. Область научных интересов: методы анализа данных, оптимальное планирование экспериментов. Опубликовано более 150 научных работ. (Адрес: 630073, Россия, Новосибирск, пр. Карла Маркса, 20. E-mail: a.popov@corp.nstu.ru).

Popov Aleksandr Aleksandrovich (b. 1952) – Doctor of Science (Eng.), professor, professor, Department of Theoretical and Applied Informatics, Novosibirsk State Technical University. His research interests are currently focused on methods of data analysis and optimal experiment planning. He is the author of 150 scientific papers. (Address: 20, Karl Marx Av., Novosibirsk, 630073, Russia. E-mail: a.popov@corp.nstu.ru).



Бобоев Шараф Асрорович – родился в 1987 году, аспирант, кафедра теоретической и прикладной информатики Новосибирского государственного технического университета. Область научных интересов: статистические методы анализа данных. Опубликовано 4 научные работы. (Адрес: 630073, Россия, Новосибирск, пр. Карла Маркса, 20. E-mail: shboboev@mail.ru).

Boboev Sharaf Asrorovich (b. 1987) – post-graduate student, Department of Theoretical and Applied Informatics, Novosibirsk State Technical University. His research interests are currently focused on statistical methods of data analysis. He is the author of 4 scientific papers. (Address: 20, Karl Marx Av., Novosibirsk, 630073, Russia. E-mail: shboboev@mail.ru).

Статья поступила 26 марта 2017 г. Received March 26, 2017

To Reference:

Sukhodolov A.P., Popov A.A, Boboev Sh.A. Nastroika parametrov yadernykh funktsii v metode LS-SVM s ispol'zovaniem vneshnikh kriteriev kachestva modelei [Kernel function parameter setting in the LS-SVM method using external criteria of model quality]. *Doklady Akademii nauk vysshei shkoly Rossiiskoi Federatsii – Proceedings of the Russian higher school Academy of sciences*, 2017, no. 3 (36), pp. 88–104. doi: 10.17212/1727-2769-2017-3-88-104

2017

№ 3 (36[°]

ТЕХНИЧЕСКИЕ НАУКИ

июль-сентябрь

УДК 519.242.5

БАЙЕСОВСКИЙ ПОДХОД К ЗАДАЧЕ ПЛАНИРОВАНИЯ НАБЛЮДЕНИЙ ЗА ТРАНСПОРТНЫМИ ПОТОКАМИ

В.И. Хабаров¹, А.А. Теселкин²

¹Сибирский государственный университет путей сообщения ²Новосибирский государственный технический университет

Рассматривается байесовский подход для задачи планирования наблюдений за транспортными потоками. Проблема является актуальной при организации мониторинга транспортных потоков для оценки корреспонденций. Применение байесовского подхода позволяет учесть априорную информацию о характере транспортных потоков, которая может быть получена из данных предыдущих обследований и прогнозных транспортных моделей. Задача планирования наблюдений сводится к задаче распределения ресурса на узлах транспортной сети. Рассматривается модель наблюдения за потоками, которая предполагает определение количества переходов транспортных средств из одного узла сети в другой. Для описания модели используется марковская цепь с дискретным временем. Матрица переходных вероятностей цепи оценивается с помощью байесовского метода на основе наблюдений за цепью в некоторые интервалы времени. Для предлагаемой модели наблюдений строится информационная матрица Фишера для байесовского случая. Задача распределения ресурса для наблюдения решается с применением методов оптимального планирования эксперимента. Задача планирования сводится к задаче нелинейного программирования с линейными ограничениями. Приводится пример и предлагается интерпретация полученных результатов для использования в практических целях.

Ключевые слова: транспортная сеть, матрица корреспонденции, марковские цепи, оптимальное планирование экспериментов, байесовский подход.

DOI: 10.17212/1727-2769-2017-3-105-118

Введение

Проблема оптимального планирования наблюдений за потоками в транспортной сети актуальна для задач организации системного мониторинга транспортных потоков, оценки матриц корреспонденций, калибровки транспортных моделей и т. д. Для решения таких задач транспортная сеть представляется в виде графа, вершины которого являются узлами сети, а дуги графа – отрезками (дорогами, путями), соединяющими узлы сети [1, 2]. Транспортные потоки на сети определяются весами на дугах графа.

Транспортная сеть является распределенным в пространстве объектом, поэтому процесс наблюдения за потоками затратен. Существуют физические и технологические ограничения при наблюдении за транспортной сетью. Эти ограничения порождают 5 основных моделей наблюдения на графе [3].

- 1. Модель наблюдения в узле.
- 2. Модель наблюдения на ребре.
- 3. Модель наблюдения за перетоком в сети.
- 4. Модель наблюдения за маршрутом.
- 5. Модель наблюдения за корреспонденцией.

Для рассмотренных моделей наблюдения встает вопрос о физической реализации способа наблюдения. В этой связи важно отметить, что модели наблюдения 1–3 можно реализовать посредством локальных независимых наблюдателей. Все

© 2017 В.И. Хабаров, А.А. Теселкин

остальные модели предполагают сетевую распределенную модель наблюдения, которую достаточно сложно осуществить физически. Под *наблюдателем* понимается некоторый агент, выполняющий учет перераспределения транспортных потоков. В качестве агента, например, можно рассмотреть учетчика, фиксирующего в режиме реального времени потоки, или камеру видеонаблюдения.

Зачастую имеется возможность собирать информацию только локально, в пределах одного узла или отрезка транспортной сети (модели наблюдения 1–3). Проведение подобных наблюдений также является дорогостоящим мероприятием, поэтому необходимо тщательно подходить к выбору точек для наблюдения, т. е. необходимо, чтобы наблюдения были максимально информативны. Возникает задача оптимального планирования наблюдений.

В последнее время было рассмотрено множество подходов, исследующих эту проблему. Обзор подобных работ представлен в [4]. В оригинальной статье [5] был предложен класс задач, получивший название задачи traffic counting location (TCL). Сформулированные в этой работе и уточненные в дальнейшем принципы предполагают наличие у исследователя информации о существующих корреспонденциях, что не всегда доступно и сужает круг применения результатов работы только до обновления имеющихся матриц корреспонденции.

Поэтому представляет интерес круг задач, в котором потоки в транспортной сети могут быть описаны с помощью некоторой статистической модели. В качестве примера можно привести представление перемещений микрообъекта в сети в виде марковской цепи [6]. В работе [3] было описано применение моделей для задач оценки транспортных корреспонденций. В работе [7] для планирования наблюдений применяются классические методы теории оптимального планирования эксперимента, при этом задача планирования наблюдений рассматривается как задача распределения ресурса на узлах транспортной сети. В данной статье предлагается развитие ранее предложенных методов в случае применения байесовского подхода к задаче планирования.

1. Марковская модель транспортных потоков

Пусть граф транспортной сети, или транспортный граф G(V, E), состоит из *m* узлов. Рассматривается задача определения транспортных потоков в сети *G* при модели наблюдения, реализуемой посредством локальных независимых наблюдателей.

Наблюдение происходит в узлах сети G. Каждый наблюдатель в некоторый интервал времени t фиксирует количество переходов микрообъектов из узла с номером i в узел с номером j. Интерпретация для задачи определения транспортных потоков может быть следующей: при наблюдении в узле i в некоторые определенные интервалы времени $t = \{0, 1, ..., T\}$ фиксируется перераспределение транспортных средств.

Таким образом, наблюдатель фиксирует только переходы в рамках одного узла, не учитывая при этом предыдущую траекторию объекта. Эта модель позволяет говорить о процессе как о цепи Маркова с дискретным временем и с матрицей переходных вероятностей $P = \{p_{ij}\}$ (i, j = 1, ..., m). Каждое состояние этой цепи ассоциировано с некоторой вершиной графа *G*.

Во многих случаях исследователь обладает априорной информацией о структуре отдельных элементов матрицы переходных вероятностей. С точки зрения задачи планирования наблюдений за транспортными потоками, исследователь может располагать априорными данными о перераспределении потоков. Они могут быть получены на основе результатов моделирования, экспертным путем или из данных предыдущих наблюдений. Предлагается рассмотреть байесовский метод оценки переходных вероятностей на основе наблюдений за цепью в интервалы времени $t = \{0, 1, ..., T\}$ и на основе априорной информации. Исходными данными является статистика $n_{ij} = \sum_{i=0}^{T} n_{ij}(t)$, где $n_{ij}(t)$ – количество переходов цепи из состояния *i* в состояние *j*

в интервал времени t, a_{ij} – количество переходов цепи из состояния i в состояние j.

Пусть
$$n_i = \sum_{j=1}^{m} n_{ij}$$
 – общее число переходов цепи за время *T* в состоянии *i*, $N = \sum_{i=1}^{m} n_i$ –

общее число переходов за время T, $a_i = \sum_{j=1}^m a_{ij}$ – априорная информация об общем

числе переходов цепи в состоянии і.

Транспортный граф с известной структурой предполагает наличие информации о разрешенных переходах из состояния *i*. Для учета этой информации далее будет использоваться понятие «емкость состояния». Под емкостью состояния $s_i, i = 1, ..., m$, будем понимать количество выходящих дуг m_i из вершины графа сети с номером *i*. Очевидно, что

$$\sum_{j=1}^{m_i} p_{ij} = 1 , p_{ij} > 0, \ i = 1, \dots, m .$$

Далее будут рассматриваться только разрешенные переходы из состояния *i*, т. е. такие, что $p_{ij} > 0$. Это избавит в дальнейшем от необходимости оговаривать условия использования выражений типа p_{ij}^{-1} или $\log p_{ij}$. Под выражениями вида a_{im_i} , n_{im_i} и p_{im_i} будут пониматься последние ненулевые элементы в строке *i*, а

под выражениями вида $\sum_{j=1}^{m_i} a_{ij}, \sum_{j=1}^{m_i} n_{ij}, \sum_{j=1}^{m_i} p_{ij}$ – суммы ненулевых элементов.

Рассмотрим теорему Байеса [8]:

$$f_p(P|n) = \frac{f(P) \cdot f(n|P)}{f(n)} = \frac{f(P) \cdot L(n,P)}{f(n)},$$
(1)

где $f_p(P|n)$ – апостериорная плотность вероятности; f(P) – априорная плотность распределения параметров; L(n, P) – функция правдоподобия.

В качестве априорного распределения параметров может быть взято многомерное бета-распределение, поскольку оно является сопряженным распределением к мультиномиальному. Плотность вероятности совместного распределения всех p_{ij} может быть записана в следующем виде [8]:

$$\prod_{i=1}^{m} f(p_{i1}, ..., p_{im_i}) = \prod_{i=1}^{m} \left(\frac{\Gamma\left(\sum_{j=1}^{m_i} a_{ij}\right)}{\prod_{j=1}^{m_i} \Gamma(a_{ij})} \cdot \prod_{j=1}^{m_i} p_{ij}^{a_{ij}-1} \right).$$
(2)

Функция правдоподобия в этом случае пропорциональна:

$$L(n,P) \sim \prod_{i=1}^{m} \prod_{j=1}^{m_i} p_{ij}^{n_{ij}} = \prod_{i=1}^{m} p_{i1}^{n_{i1}} p_{i2}^{n_{i2}} \dots p_{im_i-1}^{n_{im_i-1}} \left(1 - \sum_{j=1}^{m_i-1} p_{ij}\right)^{n_i - \sum_{j=1}^{m_i-1} n_{ij}}.$$

Апостериорная плотность вероятности также принадлежит к классу многомерных бета-распределений [9]:

$$f_{p}(P|n) = \prod_{i=1}^{m} \left(\frac{\Gamma\left(\sum_{j=1}^{m_{i}} n_{ij} + a_{ij}\right)}{\prod_{j=1}^{m_{i}} \Gamma\left(n_{ij} + a_{ij}\right)} \prod_{j=1}^{m_{i}-1} p_{ij}^{n_{ij}+a_{ij}-1} \left(1 - \sum_{j=1}^{m_{i}-1} p_{ij}\right)^{n_{im_{i}}+a_{im_{i}}-1} \right).$$
(3)

С помощью моды апостериорного распределения (3) оценки p_{ij} могут быть получены в виде

$$p_{ij}^* = \frac{n_{ij} + a_{ij} - 1}{n_i + a_i - m_i}$$
, $i = 1, ..., m; j = 1, ..., m_i$.

2. Вычисление информационной матрицы Фишера

Рассмотрим информационную матрицу Фишера для байесовского случая. В качестве функции правдоподобия взята апостериорная плотность вероятности.

$$I(P|n) = E\left(\frac{\partial \ln f_p(P|n)}{\partial P}\right)^2.$$

Поскольку

$$E\left(\frac{\partial \ln f_{p}(P|n)}{\partial p_{ij}}\right) = E\left(\frac{n_{ij} + a_{ij} - 1}{p_{ij}} - \frac{n_{im_{i}} + a_{im_{i}} - 1}{p_{im_{i}}}\right) =$$
$$= \frac{n_{i}p_{ij} + a_{ij} - 1}{p_{ij}} - \frac{n_{i}p_{im_{i}} + a_{im_{i}} - 1}{p_{im_{i}}} = \frac{a_{ij} - 1}{p_{ij}} - \frac{a_{im_{i}} - 1}{p_{im_{i}}} \neq 0,$$

то условие регулярности для байесовского случая не выполняется.

Рассмотрим приведенный ниже результат, который будет полезен для вычисления информационной матрицы Фишера.

Утверждение

Для вычисления информационной матрицы Фишера для апостериорного распределения может быть использовано следующее соотношение:

$$I(\Theta|X) = E_{X} \left[\left(\frac{\partial \ln g(\Theta|X)}{\partial \Theta} \right)^{T} \left(\frac{\partial \ln g(\Theta|X)}{\partial \Theta} \right) \right] =$$
$$= -E_{X} \left[\left(\frac{\partial^{2} \ln g(X|\Theta)}{\partial \Theta^{2}} \right) \right] + \left(\frac{\partial \ln g(\Theta)}{\partial \Theta} \right)^{T} \left(\frac{\partial \ln g(\Theta)}{\partial \Theta} \right) = I(X|\Theta) + I(\Theta), \quad (4)$$
при выполнении условия регулярности для $g(X|\Theta)$, где $g(\Theta|X)$ – апостериорная плотность распределения; X – выборочные данные; Θ – вектор оцениваемых параметров.

Доказательство

Исходя из формулы Байеса (1) верно следующее выражение:

$$\ln g(\Theta | X) = \ln g(X | \Theta) + \ln g(\Theta) - \ln g(X) .$$

Соответственно, верно равенство и для производных:

$$\frac{\partial \ln g(\Theta|X)}{\partial \Theta} = \frac{\partial \ln g(X|\Theta)}{\partial \Theta} + \frac{\partial \ln g(\Theta)}{\partial \Theta}.$$
(5)

Исходя из определения и соотношения (5) информационная матрица Фишера для апостериорного распределения равна

$$\begin{split} I(\Theta|X) &= E_x \Bigg[\left(\frac{\partial \ln g(\Theta|X)}{\partial \Theta} \right)^{\mathrm{T}} \left(\frac{\partial \ln g(\Theta|X)}{\partial \Theta} \right) \Bigg] = \\ &= E_x \Bigg[\left(\frac{\partial \ln g(X|\Theta)}{\partial \Theta} + \frac{\partial \ln g(\Theta)}{\partial \Theta} \right)^{\mathrm{T}} \left(\frac{\partial \ln g(X|\Theta)}{\partial \Theta} + \frac{\partial \ln g(\Theta)}{\partial \Theta} \right) \Bigg] = \\ &= E_x \Bigg[\left(\frac{\partial \ln g(X|\Theta)}{\partial \Theta} \right)^{\mathrm{T}} \frac{\partial \ln g(X|\Theta)}{\partial \Theta} \Bigg] + E_x \Bigg[\left(\frac{\partial \ln g(X|\Theta)}{\partial \Theta} \right)^{\mathrm{T}} \Bigg] \frac{\partial \ln g(\Theta)}{\partial \Theta} + \\ &+ \left(\frac{\partial \ln g(\Theta)}{\partial \Theta} \right)^{\mathrm{T}} E_x \Bigg[\frac{\partial \ln g(X|\Theta)}{\partial \Theta} \Bigg] + \left(\frac{\partial \ln g(\Theta)}{\partial \Theta} \right)^{\mathrm{T}} \left(\frac{\partial \ln g(\Theta)}{\partial \Theta} \right). \end{split}$$

Поскольку условие регулярности для $g(X|\Theta)$ выполняется:

$$E_x\left[\frac{\partial \ln g(X|\Theta)}{\partial \Theta}\right] = 0.$$

Следовательно, информационную матрицу Фишера можно переписать в виде

$$I(\Theta | X) = -E_{X} \left[\left(\frac{\partial^{2} \ln g(X | \Theta)}{\partial \Theta^{2}} \right) \right] + \left(\frac{\partial \ln g(\Theta)}{\partial \Theta} \right)^{T} \left(\frac{\partial \ln g(\Theta)}{\partial \Theta} \right) = I(X | \Theta) + I(\Theta).$$

Согласно доказанному выше соотношению (4) для вычисления информационной матрицы может быть использовано следующее выражение:

$$I(P|n) = I(n|P) + I(P) =$$
$$= -E_n \left(\frac{\partial^2 \ln L(n, P)}{\partial P^2}\right) + \left(\frac{\partial \ln f(P)}{\partial P}\right)^T \left(\frac{\partial \ln f(P)}{\partial P}\right).$$
(6)

Рассмотрим слагаемые в выражении (6) по отдельности. Первое слагаемое может быть вычислено следующим образом [7]:

$$I(n|P) = -E_n \left(\frac{\partial^2 \ln L(n,P)}{\partial P^2}\right) = E_n \begin{bmatrix} A_1 & \cdots & O\\ \vdots & \ddots & \vdots\\ O & \cdots & A_m \end{bmatrix},$$
(7)

где

$$A_{i} = \begin{bmatrix} \frac{n_{i1}}{p_{i1}^{2}} + \frac{n_{im_{i}}}{p_{im_{i}}^{2}} & \cdots & \frac{n_{im_{i}}}{p_{im_{i}}^{2}} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{n_{im_{i}}}{p_{im_{i}}^{2}} & \cdots & \frac{n_{im_{i}-1}}{p_{im_{i}-1}^{2}} + \frac{n_{im_{i}}}{p_{im_{i}}^{2}} \end{bmatrix}$$

для всех i = 1, ..., m. Предполагается, что

$$p_{im_i} = 1 - \sum_{j=1}^{m_i-1} p_{ij}, \quad n_{im_i} = n_i - \sum_{j=1}^{m_i-1} n_{ij}, \quad a_{im_i} = a_i - \sum_{j=1}^{m_i-1} a_{ij}.$$

Для мультиномиального распределения известно (см. [10]), что $E_n[n_{ij}] = n_i p_{ij}$ $\forall i = 1, ..., m; j = 1, ..., m_i$, отсюда

$$E_{n}[A_{i}] = n_{i} \begin{bmatrix} \frac{1}{p_{i1}} + \frac{1}{p_{im_{i}}} & \cdots & \frac{1}{p_{im_{i}}} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{1}{p_{im_{i}}} & \cdots & \frac{1}{p_{im_{i}-1}} + \frac{1}{p_{im_{i}}} \end{bmatrix}.$$
 (8)

Для вычисления второго слагаемого, согласно (6), необходимо найти производные логарифма априорной плотности функции (2):

$$\frac{\partial \ln f(P)}{\partial p_{ij}} = \frac{\partial}{\partial p_{ij}} \left(\ln \Gamma \left(\sum_{j=1}^{m_i} a_{ij} \right) - \sum_{j=1}^{m_i} \ln \Gamma(a_{ij}) + \sum_{j=1}^{m_i-1} (a_{ij}-1) \ln p_{ij} + \left(a_i - \sum_{j=1}^{m_i-1} a_{ij} - 1 \right) \ln \left(1 - \sum_{j=1}^{m_i-1} p_{ij} \right) = \frac{a_{ij}-1}{p_{ij}} - \frac{a_i - \sum_{j=1}^{m_i-1} a_{ij} - 1}{1 - \sum_{j=1}^{m_i-1} p_{ij}}.$$
(9)

Тогда, учитывая (9), второе слагаемое вычисляется следующим образом:

$$I(P) = \left(\frac{\partial \ln f(P)}{\partial P}\right)^T \left(\frac{\partial \ln f(P)}{\partial P}\right) = \begin{bmatrix} B_{11} & \cdots & B_{1m} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ B_{m1} & \cdots & B_{mm} \end{bmatrix},$$

где B_{ik} – блок размера $m_i \times m_k$ с элементами:

$$b_{ijkl} = \left(\frac{\partial \ln f(P)}{\partial p_{ij}}\right) \left(\frac{\partial \ln f(P)}{\partial p_{kl}}\right) = \\ = \left(\frac{\left(a_{ij}-1\right)}{p_{ij}} - \frac{\left(a_{im_i}-1\right)}{p_{im_i}}\right) \left(\frac{\left(a_{kl}-1\right)}{p_{kl}} - \frac{\left(a_{km_k}-1\right)}{p_{km_k}}\right) =$$

$$= \frac{(a_{ij} - 1)(a_{kl} - 1)}{p_{ij} p_{kl}} - \frac{(a_{im_i} - 1)(a_{kl} - 1)}{p_{im_i} p_{kl}} - \frac{(a_{ij} - 1)(a_{km_k} - 1)}{p_{ij} p_{km_k}} + \frac{(a_{im_i} - 1)(a_{km_k} - 1)}{p_{im_i} p_{km_k}}.$$
(10)

3. Планирование наблюдений

Постановка задачи планирования экспериментов сводится к задаче распределения ресурса по узлам сети [7]. Наблюдатели фиксируют переходы микрообъектов, находясь в состояниях $\{s_1,...,s_m\}$ в интервалы времени $t = \{0, 1, ..., T\}$. На весь эксперимент отведен ресурс в N наблюдений. Каждый наблюдатель получает часть этого ресурса $\{n_i, i = 1, ..., m\}$ таким образом, что

 $\sum_{i=1}^{m} n_i = N$. Требуется найти распределение $n = \{n_i, i = 1, ..., m\}$, максимизирующее

некоторый функционал от информационной матрицы Фишера.

Для решения исходной задачи рассмотрим следующую постановку задачи планирования экспериментов:

$$n^* = \operatorname{Arg}\max_{n} \Phi\Big[E_P\Big[I\big(P|n\big)\Big]\Big],\tag{11}$$

где Ф – некоторый критерий оптимальности.

Если рассматривать D-оптимальные планы, то задачу (11) можно переписать в виде

$$n^* = \operatorname{Arg\,max}_n \ln \det \left(E_P \left[I(n|P) \right] + E_P \left[I(P) \right] \right).$$
(12)

Для вычисления $E_P \Big[I \Big(n | P \Big) \Big]$ согласно (7) и (8) необходимо найти

$$E_P\left[\frac{n_i}{p_{ij}} + \frac{n_i}{p_{im_i}}\right] = n_i \left(E_P\left[\frac{1}{p_{ij}}\right] + E_P\left[\frac{1}{p_{im_i}}\right]\right).$$

Известно, что *p_{ij}* распределены как многомерное бета-распределение. Соответственно, исходя из определения математического ожидания,

$$E_{P}\left[\frac{1}{p_{ik}}\right] = \int \dots \int_{0}^{1} \frac{1}{p_{ik}} f(p_{i1}, \dots, p_{im_{i}}) dp_{i1} \dots dp_{im_{i}} =$$
$$= \int \dots \int_{0}^{1} \frac{1}{p_{ik}} \frac{\Gamma\left(\sum_{j=1}^{m_{i}} a_{ij}\right)}{\prod_{j=1}^{m_{i}} \Gamma\left(a_{ij}\right)} \prod_{j=1}^{m_{i}} p_{ij}^{a_{ij}-1} dp_{i1} \dots dp_{im_{i}} =$$

$$= \frac{\Gamma\left(\sum_{j=1}^{m_{i}} a_{ij}\right)}{\prod_{j=1}^{m_{i}} \Gamma\left(a_{ij}\right)} \int \dots \int_{0}^{1} p_{ik}^{a_{ik}-2} \prod_{\substack{j=1\\j\neq k}}^{m_{i}} p_{ij}^{a_{ij}-1} dp_{i1} \dots dp_{im_{i}} =$$

$$= \frac{\Gamma\left(\sum_{j=1}^{m_{i}} a_{ij}\right)}{\prod_{j=1}^{m_{i}} \Gamma\left(a_{ij}\right)} \frac{\Gamma\left(a_{ik}-1\right) \prod_{\substack{j=1\\j\neq k}}^{m_{i}} \Gamma\left(a_{ij}\right)}{\Gamma\left(\sum_{j=1}^{m_{i}} a_{ij}-1\right)} = \frac{\sum_{j=1}^{m_{i}} a_{ij}-1}{a_{ik}-1} = \frac{a_{i}-1}{a_{ik}-1}.$$
(13)

Таким образом, учитывая (8) и (13),

$$E_{P}\left[E_{n}[A_{i}]\right] = \begin{cases} n_{i}(a_{i}-1)\left(\frac{1}{a_{ij}-1}+\frac{1}{a_{im_{i}}-1}\right) \text{для диагональных элементов,} \\ n_{i}\frac{(a_{i}-1)}{a_{im_{i}}-1} \text{ для внедиагоналдьных элементов.} \end{cases}$$
(14)

Для вычисления $E_P[I(P)]$ необходимо отметить, что $\forall i \neq j$ блоки матрицы $E_P[B_{ij}]$ являются нулевыми, так как

$$E_P\left[\left(\frac{\partial \ln f(P)}{\partial p_{ij}}\right)\left(\frac{\partial \ln f(P)}{\partial p_{kl}}\right)\right] = E_P\left[\frac{\partial \ln f(P)}{\partial p_{ij}}\right]E_P\left[\frac{\partial \ln f(P)}{\partial p_{kl}}\right] = 0.$$
(15)

Как следствие, матрица $E_P[I(P)]$ является блочно-диагональной. Исходя из соотношения (10) и определения математического ожидания,

$$E_{P}\left[\frac{1}{p_{ij}p_{il}}\right] = \int ...\int_{0}^{1} \frac{1}{p_{ij}p_{il}} \cdot f(p_{i1},...,p_{im_{i}}) dp_{i1}...dp_{im_{i}} = = \frac{\left(\sum_{s=1}^{m_{i}} a_{is} - 1\right) \left(\sum_{s=1}^{m_{i}} a_{is} - 2\right)}{(a_{ij} - 1)(a_{il} - 1)} = \frac{(a_{i} - 1)(a_{i} - 2)}{(a_{ij} - 1)(a_{il} - 1)}.$$
(16)

$$E_P\left[\frac{1}{p_{ij}p_{ij}}\right] = \frac{(a_i - 1)(a_i - 2)}{(a_{ij} - 1)(a_{ij} - 2)}.$$
(17)

Таким образом, с учетом (10), (16), (17) верно следующее соотношение при $j \neq l$:

$$E_{P}\left[\left(\frac{\partial \ln f(P)}{\partial p_{ij}}\right)\left(\frac{\partial \ln f(P)}{\partial p_{il}}\right)\right] = (a_{i}-1)(a_{i}-2) - (a_{i}-1$$

и, аналогично, при j = l:

$$E_{P}\left[\left(\frac{\partial \ln f(P)}{\partial p_{ij}}\right)^{2}\right] = (a_{i} - 1)(a_{i} - 2)\left(\frac{1}{(a_{ij} - 2)} + \frac{1}{(a_{im_{i}} - 2)}\right).$$
 (19)

Таким образом, с учетом (7), (15)

$$E_P \Big[I(n|P) \Big] = E_P \Big[I(n|P) + I(P) \Big] = \begin{bmatrix} C_1 & \cdots & O \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ O & \cdots & C_m \end{bmatrix},$$
(20)

причем

$$C_{i} = \begin{bmatrix} c_{11}^{i} & \cdots & c_{1(m_{i}-1)}^{i} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ c_{(m_{i}-1)1}^{i} & \cdots & c_{(m_{i}-1)(m_{i}-1)}^{i} \end{bmatrix},$$

где с учетом (14), (18), (19)

$$c_{kl}^{i} = \begin{cases} n_{i}(a_{i}-1)\left(\frac{1}{a_{ik}-1} + \frac{1}{a_{im_{i}}-1}\right) + \\ +(a_{i}-1)(a_{i}-2)\left(\frac{1}{(a_{ik}-2)} + \frac{1}{(a_{im_{i}}-2)}\right) & \text{при } k = 1; \\ n_{i}\frac{(a_{i}-1)}{a_{im_{i}}-1} + \frac{(a_{i}-1)(a_{i}-2)}{(a_{im_{i}}-2)} & \text{при } k \neq 1. \end{cases}$$

$$(21)$$

Учитывая блочно-диагональную структуру матрицы (20), имеем

$$\ln \det E_P \left[I(n|P) + I(P) \right] = \ln \prod_{i=1}^m \det C_i = \sum_{i=1}^m \ln \det C_i$$

Таким образом, задачу (12) можно переписать в виде

$$n^* = \operatorname{Arg\,max}_n \left(\sum_{i=1}^m \ln \det C_i \right), \tag{22}$$

с учетом ограничений:

$$\sum_{i=1}^m n_i = N, \ \forall i = 1, \dots, m \ n_i \ge 0$$

Оптимизационная задача (22) является нелинейной с линейными ограничениями и может быть решена с помощью численных методов. Важно отметить, что det C_i является полиномиальной функцией от n_i степени $m_i - 1$, соответственно распределение ресурса (план эксперимента) по узлам будет зависеть от количества выходящих дуг $m_i - 1$ и от априорных распределений a_{ij} .

4. Пример

Рассмотрим решение задачи на примере простой сети, представленной на рисунке. Микрообъекты могут перемещаться по сети от узла 5 к узлу 6 и наоборот. Известны априорные значения перераспределения микрообъектов a_{13} , a_{14} , a_{23} , a_{24} .



Тестовая транспортная сеть Test transportation network

Важно отметить, что интерес для задачи распределения ресурса представляют только узлы 1 и 2, поскольку вероятности перехода из них могут отличаться от 0 и 1. В таком случае задаче (22) соответствуют ограничения $n_1 + n_2 = N$ и $n_1 \ge 0, n_2 \ge 0$.

Таким образом, согласно (21), $E_P \Big[I (n | P) \Big]$ для рассматриваемого примера равна

$$E_P\left[I(n|P)\right] = \begin{pmatrix} q_1 \cdot n_1 + r_1 & 0\\ 0 & q_2 \cdot n_2 + r_2 \end{pmatrix},$$

где

$$q_{i} = (a_{i} - 1) \left(\frac{1}{a_{i3} - 1} + \frac{1}{a_{i4} - 1} \right);$$

$$r_{i} = (a_{i} - 1)(a_{i} - 2) \left(\frac{1}{(a_{i3} - 2)} + \frac{1}{(a_{i4} - 2)} \right).$$
(23)

Тогда выражение (22) может быть переписано в виде

$$n^* = \operatorname{Arg\,max}_n \left(\ln \left(q_1 n_1 + r_1 \right) + \ln \left(q_2 n_2 + r_2 \right) \right).$$
(24)

Воспользуемся функцией Лагранжа

$$L(n, \lambda) = \ln(q_1n_1 + r_1) + \ln(q_2n_2 + r_2) + \lambda(n_1 + n_2 + N)$$

и найдем решение (24) с помощью системы уравнений

$$\begin{cases} \frac{\partial L}{\partial n_1} = \frac{q_1}{q_1 n_1 + r_1} + \lambda = 0, \\ \frac{\partial L}{\partial n_2} = \frac{q_2}{q_2 n_2 + r_2} + \lambda = 0, \\ \frac{\partial L}{\partial \lambda} = n_1 + n_2 - N = 0. \end{cases}$$
(25)

Решением (25) являются:

$$n_1 = \frac{N}{2} + \frac{r_2}{2q_2} - \frac{r_1}{2q_1},$$
$$n_2 = \frac{N}{2} - \frac{r_2}{2q_2} + \frac{r_1}{2q_1}$$

или, учитывая (23):

$$\begin{split} n_1 &= \frac{N}{2} + \frac{a_2 - 2}{2} \frac{(a_{23} + a_{24} - 4)}{(a_{23} + a_{24} - 2)} \frac{(a_{23} - 1)(a_{24} - 1)}{(a_{23} - 2)(a_{24} - 2)} - \\ &- \frac{a_1 - 2}{2} \frac{(a_{13} + a_{14} - 4)}{(a_{13} + a_{14} - 2)} \frac{(a_{13} - 1)(a_{14} - 1)}{(a_{13} - 2)(a_{14} - 2)}; \\ n_2 &= \frac{N}{2} - \frac{a_2 - 2}{2} \frac{(a_{23} + a_{24} - 4)}{(a_{23} + a_{24} - 2)} \frac{(a_{23} - 1)(a_{24} - 1)}{(a_{23} - 2)(a_{24} - 2)} + \\ &+ \frac{a_1 - 2}{2} \frac{(a_{13} + a_{14} - 4)}{(a_{13} + a_{14} - 2)} \frac{(a_{13} - 1)(a_{14} - 1)}{(a_{13} - 2)(a_{14} - 2)}. \end{split}$$

При достаточно больших значениях a_{13} , a_{14} , a_{23} , a_{24} решение может быть переписано в виде:

$$n_{1} \approx \frac{N}{2} + \frac{a_{2} - 2}{2} - \frac{a_{1} - 2}{2},$$

$$n_{2} \approx \frac{N}{2} - \frac{a_{2} - 2}{2} + \frac{a_{1} - 2}{2}.$$
(26)

Интерпретация для результата (26) следующая. При двух узлах с одинаковым числом выходящих отрезков предпочтение, в большей степени, отдается тому узлу, который, по априорной информации, обладает меньшей интенсивностью. Это не противоречит интуиции, поскольку чем меньше объем априорных наблюдений в узле, тем выше вероятность ошибки в оценке перераспределения потоков.

Заключение

В работе рассмотрен байесовский подход к задаче организации мониторинга транспортных потоков с целью оценки транспортных корреспонденций. Предложена задача оптимального планирования наблюдений в виде задачи распределения ресурса по узлам марковской цепи с дискретным временем. Рассмотрены байесовский подход к задаче планирования экспериментов и соответствующая информационная матрица Фишера (6). Для планирования использованы D-оптимальные планы (12).

Задача планирования наблюдений сводится к нелинейной оптимизационной задаче с линейными ограничениями (22). План эксперимента (распределение ресурса) по узлам сети для байесовского подхода будет зависеть от количества выходящих дуг и величины априорных распределений потоков в узлах.

Полученные результаты могут применяться для организации обследований потоков на транспортной сети в целях калибровки транспортных моделей и первичной оценки матриц корреспонденции.

ЛИТЕРАТУРА

- Введение в математическое моделирование транспортных потоков: учебное пособие / А.В. Гасников, С.Л. Кленов, Е.А. Нурминский, Я.А. Холодов, Н.Б. Шамрай, М.Л. Бланк, Е.В. Гасникова, А.А. Замятин, В.А. Малышев, А.В. Колесников, А.М. Райгородский; под ред. А.В. Гасникова. – М.: Изд-во МФТИ, 2010. – 360 с.
- 2. Швецов В.И. Математическое моделирование транспортных потоков // Автоматика и телемеханика. 2003. № 11. С. 3–46.
- 3. Хабаров В.И., Теселкин А.А. Марковские модели в задачах оценивания транспортных корреспонденций // Научный вестник НГТУ. – 2016. – № 1 (62). – С. 91–105. – doi: 10.17212/1814-1196-2016-1-91-105.
- 4. Bera S., Krishna Rao K.V. Estimation of origin-destination matrix from traffic counts: the state of the art // European Transport . 2011. Vol. 49. P. 3–23.
- 5. Yang H., Zhou J. Optimal traffic counting locations for origin-destination matrix estimation // Transportation Research. Part B: Methodological. – 1998. – Vol. 32. – P. 109–126.
- 6. Хабаров В.И., Молодцов Д.О., Хомяков С.В. Марковская модель транспортных корреспонденций // Доклады ТУСУР. 2012. № 1 (25), ч. 1. С. 113–117.
- 7. Хабаров В.И., Теселкин А.А., Косолапов К.П. Планирование экспериментов для оценки матрицы транспортных корреспонденций // Доклады АН ВШ РФ. 2015. № 3 (28). С. 109–116.
- 8. Ли Ц., Джадж Д., Зельнер А. Оценивание параметров марковских процессов по агрегированным временным рядам. – М.: Статистика, 1977. – 221 с.
- 9. Martin J.J. Bayesian decision problems and Markov chains. New York: John Wiley and Sons, 1967. 202 p.
- Справочник по прикладной статистике. В 2 т. Т. 1 / под ред. Э. Ллойда, У. Ледермана; пер. с англ. под ред. Ю.Н. Тюрина. – М.: Финансы и статистика, 1989. – 510 с.

BAYESIAN APPROACH TO THE PROBLEM OF PLANNING TRAFFIC FLOW OBSERVATIONS

Khabarov V.I.¹, Tesselkin A.A.²

¹Siberian Transport University, Novosibirsk, Russia ²Novosibirsk State Technical University, Novosibirsk, Russia

The Bayesian approach to the problem of planning traffic flow observations is considered in the paper. The problem is relevant in organizing traffic flow monitoring to estimate the origindestination matrix. The Bayesian approach allows us to expand a set of tools appropriate for solving the design problem. The approach makes it possible to take into account prior information on the nature of traffic flows that can be obtained from the data of previous surveys and prediction traffic models. The problem of observation planning is reduced to the problem of resource allocation on the nodes of a transportation network. An observation model that is supposed to fix the number of vehicle transitions from one node to another is also considered. A Markov chain with discrete time is used to describe the model. The matrix of chain transition probabilities is estimated using the Bayesian method based on chain observations at discrete moments of time. A Fisher information matrix for the Bayesian case is constructed for the observation model proposed. The problem of resource allocation for observation is solved using optimal experimental design methods. The design problem is reduced to the non-linear programming problem with linear constraints. An example is given and the interpretation of the results obtained for practical use is provided.

Keywords: transportation network, origin-destination matrix, Markov chains, design of experiments, Bayesian approach.

DOI: 10.17212/1727-2769-2017-3-105-118

REFERENCES

- Gasnikov A.V., Klenov S.L., Nurminskii E.A., Kholodov Ya.A., Shamrai N.B, Blank M.L., Gasnikova E.V., Zamyatin A.A., Malyshev V.A., Kolesnikov A.V., Raigorodskii A.M. *Vvedenie v matematicheskoe modelirovanie transportnyh potokov* [Introduction to the mathematical modelling of traffic flows]. Moscow, MFTI Publ., 2010. 360 p.
- 2. Shvetsov V.I. Matematicheskoe modelirovanie transportnykh potokov [Mathematical modelling of transport flows]. *Avtomatika i telemekhanika – Automation and Remote Control*, 2003, no. 11, pp. 3–46. (In Russian).
- 3. Khabarov V.I., Tesselkin A.A. Markovskie modeli v zadachakh otsenivaniya transportnykh korrespondentsii [Using Markov models in problems of origin-destination matrix estimation]. *Nauchnyi vestnik Novosibirskogo gosudarstvennogo tekhnicheskogo universiteta Science bulletin of the Novosibirsk state technical university*, 2016, no. 1 (62), pp. 91–105. doi: 10.17212/1814-1196-2016-1-91-105.
- 4. Bera S., Krishna Rao K.V. Estimation of origin-destination matrix from traffic counts: the state of the art. *European Transport*, 2011, vol. 49, pp. 3–23.
- Yang H., Zhou J. Optimal traffic counting locations for origin-destination matrix estimation. *Transportation Research. Part B: Methodological*, 1998, vol. 32, pp. 109–126.
- Khabarov V.I., Molodtsov D.O. Khomyakov S.V. Markovskaya model' transportnykh korrespondentsii [Model Markov chains for transport correspondence]. *Doklady Tomskogo* gosudarstvennogo universiteta sistem upravleniya i radioelektroniki – Proceedings of Tomsk State University of Control Systems and Radioelectronics, 2012, no. 1 (25), pt. 1, pp. 113– 117.
- Khabarov V.I., Tesselkin A.A. Kosolapov K.P. Planirovanie eksperimentov dlya otsenki matritsy transportnykh korrespondentsii [Design of experiments for transport correspondence matrix estimation]. Doklady Akademii nauk vysshei shkoly Rossiiskoi Federatsii – Proceedings of the Russian higher school Academy of sciences, 2015, vol. 28, no. 3, pp. 109–116.
- Lee T.C., Judge G.G., Zellner A. Estimating the parameters of the Markov probability model from aggregate time series data. Amsterdam, London, North-Holland, 1970. 254 p. (Russ. ed.: Li Ts., Dzhadzh D., Zel'ner A. Otsenivanie parametrov markovskikh protsessov po agregiro-vannym vremennym ryadam. Moscow, Statistika Publ., 1977. 221 p.).
- 9. Martin J.J. *Bayesian decision problems and Markov chains*. New York, John Wiley and Sons, 1967. 202 p.
- Ledermann W., Lloyd E., eds. *Handbook of Applicable Mathematics*. Vol. 6. Statistics, pt. A. Chichester, John Wiley & Sons, 1984. 580 p. (Russ. ed.: Spravochnik po prikladnoi statistike. V 2 t. T. 1. Ed.by E. Lloid, U. Lederman. Translation ed. from English Yu.N. Tyurin. Moscow, Finansy i statistika Publ., 1989. 510 p.).

СВЕДЕНИЯ ОБ АВТОРАХ



Хабаров Валерий Иванович – родился в 1951 году, д-р техн. наук, профессор, член-корреспондент Академии Высшей школы, заведующий кафедрой информационных технологий транспорта Сибирского государственного университета путей сообщения. Область научных интересов: искусственный интеллект, математическое моделирование транспортных потоков, планирование эксперимента. Опубликовано около 120 научных работ. (Адрес: 630049, Россия, Новосибирск, ул. Дуси Ковальчук, 191. E-mail: khabarov51@mail.ru).

Khabarov Valeriy Ivanovich (b. 1951) – Doctor of Sciences (Eng.), professor, corresponding member of the Russian Higher School Academy of Sciences, Head of IT in Transport Department of Siberian Transport University. His research interests are currently focused on artificial intelligence, mathematical modelling of traffic flows, design of experiments. He is author of about 120 scientific papers. (Address: 191 D. Kovalchuk St., Novosibirsk, 630049, Russia. E-mail: khabarov51@mail.ru).



Теселкин Александр Александрович – родился в 1992 году, аспирант Новосибирского государственного технического университета. Область научных интересов: математическое моделирование транспортных потоков, методы планирования экспериментов. Опубликовано 20 научных работ. (Адрес: 630073, Россия, г. Новосибирск, пр. Карла Маркса, 20. E-mail: a.tesselkin@gmail.com).

Teselkin Alexandr Alexandrovich (b. 1992) – PhD student, Novosibirsk State Technical University. His research interests are currently focused on mathematical modeling of traffic flows and design of experiments. He is the author of 20 scientific papers. (Address: 20, Karl Marx Av., Novosibirsk, 630073, Russia. E-mail: a.tesselkin@gmail.com).

Статья поступила 15 сентября 2017 г. Received September15, 2017

To Reference:

Khabarov V.I., Tesselkin A.A. Baiesovskii podkhod k zadache planirovaniya nablyudenii za transportnymi potokami [Bayesian approach to the problem of planning traffic flow observations]. *Doklady Akademii nauk vysshei shkoly Rossiiskoi Federatsii – Proceedings of the Russian higher school Academy of sciences*, 2017, no. 3 (36), pp. 105–118. doi: 10.17212/1727-2769-2017-3-105-118

НАУЧНЫЙ ЖУРНАЛ

ДОКЛАДЫ АКАДЕМИИ НАУК ВЫСШЕЙ ШКОЛЫ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ

Выпуск 3(36) июль-сентябрь 2017

Выпускающий редактор И.П. Брованова Корректор И.Е. Семенова Компьютерная верстка Н.В. Гаврилова

Налоговая льгота – Общероссийский классификатор продукции Издание соответствует коду 95 2000 ОК 005-93 (ОКП)

Подписано в печать 18.12.2017. Бумага офсетная. Формат 70×108 1/16 Тираж 300 экз. Уч.-изд. л. 10,5. Печ. л. 7,5. Изд. № 341. Заказ № 106

Отпечатано в типографии Новосибирского государственного технического университета 630073, Новосибирск, пр. К. Маркса, 20