

*Intellectual Technologies
on Transport
No 3*



*Интеллектуальные технологии
на транспорте
№ 3*

*Санкт-Петербург
St. Petersburg
2017*

Интеллектуальные технологии на транспорте № 3, 2017

Сетевой электронный научный журнал, свободно распространяемый через Интернет.
Публикует статьи на русском и английском языках с результатами исследований и практических достижений
в области интеллектуальных технологий и сопутствующих им научных исследований

Журнал основан в 2015 году

Учредитель и издатель

Федеральное государственное бюджетное образовательное учреждение высшего образования
«Петербургский государственный университет путей сообщения Императора Александра I» (ФГБОУ ВПО ПГУПС)

Сопредседатели редакционного совета

Панычев А. Ю., ректор ПГУПС, С.-Петербург, РФ
Чаркин Е. И., директор по ИТ ОАО «РЖД», Москва, РФ

Главный редактор

Хомоненко А. Д., проф., С.-Петербург, РФ

Редакционный совет

| | |
|---|--|
| Глухов А.П., внс ГВЦ ОАО «РЖД», Москва, РФ | Нестеров В.М., проф., ген. дир. ЦР Dell EMC, С.-Петербург, РФ |
| Дудин А.Н., д.т.н., проф., БГУ, Минск, Беларусь | Пустарнаков В.Ф., ген. дир. «Газинформсервис», С.-Петербург, РФ |
| Илларионов А.В., советн.»РФЯЦ-ВНИИЭФ», Саров, РФ | Титова Т.С., проф., проректор ПГУПС, С.-Петербург, РФ |
| Корниенко А.А., проф., ПГУПС, С.-Петербург, РФ | Федоров А.Р., ген. дир. «ДигДез», С.-Петербург, РФ |
| Ковалец П., проф., Тех. университет, Варшава, Польша | Юсупов Р.М., проф., чл.-корр. РАН, С.-Петербург, РФ |
| Лыков Р.Ю., советник, ООО «Транстелематика», Москва, РФ | |
| Меркурьев Ю.А., проф., РТУ, Рига, Латвия | |

Редакционная коллегия

| | |
|---|--|
| Бубнов В.П., проф., С.-Петербург, РФ – зам. гл. ред. | Мирзоев Т. асс. проф., Джорджия, США |
| Ададулов С.Е., проф., С.-Петербург, РФ | Наседкин О.А., доц., С.-Петербург, РФ |
| Атилла Элчи, проф., университет Аксарай, Турция | Никитин А.Б., проф., С.-Петербург, РФ |
| Безродный Б.Ф., проф., МАДИ, Москва, РФ | Охтилев М.Ю., проф., С.-Петербург, РФ |
| Благовещенская Е.А., проф., С.-Петербург, РФ | Соколов Б.В., проф., С.-Петербург, РФ |
| Булавский П.Е., д.т.н., доц., С.-Петербург, РФ | Таранцев А.А., проф., С.-Петербург, РФ |
| Василенко М.Н., проф., С.-Петербург, РФ | Утепбергенов И.Т., проф., Алматы, Казахстан |
| Гуда А.Н., проф., Ростов-на-Дону, РФ | Филипченко С.А., доц., Москва, РФ |
| Железняк В.К., проф., ПГУ, Беларусь | Фозилов Ш.Х., проф., Ташкент, Узбекистан |
| Заборовский В.С., проф., С.-Петербург, РФ | Фу-Ниан Ху, проф., Джиангсу, Китай |
| Зегжда П.Д., проф., С.-Петербург, РФ | Хабаров В.И., проф., Новосибирск, РФ |
| Канаев А.К., д.т.н., доц., С.-Петербург, РФ | Ходаковский В.А., проф., С.-Петербург, РФ |
| Котенко А.Г., д.т.н., доц., С.-Петербург, РФ | Чехонин К.А., проф., Хабаровск, РФ |
| Куренков П.В., проф., Москва, РФ | Яковлев В.В., проф., С.-Петербург, РФ |
| Лецкий Э.К., проф., Москва, РФ | Ялышев Ю.И., проф., Екатеринбург, РФ |

Адрес редакции

190031 Санкт-Петербург, Московский пр., 9, ПГУПС
email: itt-pgups@yandex.ru, сайт: <http://itt-pgups.ru>, редактор сайта Рогольчук В.В.

ISSN 2413-2527

Журнал зарегистрирован Федеральной службой по надзору в сфере связи и массовых коммуникаций,
свидетельство Эл № ФС77-61707 от 07 мая 2015 г.

Журнал зарегистрирован в Российском индексе научного цитирования (РИНЦ)

© Федеральное государственное бюджетное образовательное учреждение
высшего образования «Петербургский государственный университет путей сообщения Императора
Александра I», 2017

Разрешается воспроизведение в прессе, а также сообщение в эфир или по кабелю опубликованных в составе периодического издания-журнала «Интеллектуальные технологии на транспорте» статей по текущим экономическим, политическим, социальным и религиозным вопросам с обязательным указанием автора статьи и сетевого электронного научного периодического издания журнала «Интеллектуальные технологии на транспорте»

Intellectual Technologies on Transport

Issue № 3, 2017

Network electronic scientific journal, open access. It publishes articles in Russian and English with the results of research and practical achievements in the field of intelligent technologies and associated research

Founded in 2015

Founder and Publisher

Federal State Educational Institution of Higher Education
«Emperor Alexander I Petersburg State Transport University»

Co-chairs of the Editorial Council

Panychev A. Yu., rector of PSTU, St. Petersburg, Russia
Charkin E. I., director on IT of JSC "RZD", Moscow, Russia

Editor-in-Chief

Khomonenko A. D., Prof., St. Petersburg, Russia

Editorial Council Members

Glukhov A.P., Lead. Res., CCC of JSC «RZD»,
Moscow, Russia

Dudin A.N., Prof., BSU, Minsk, Belarus

Illarionov A.V., advisor, «RFNC-VNIIEF», Sarov,
Russia

Kornienko A.A., Prof., PSTU, St. Petersburg, Russia

Kovalets P., Prof., Tech. University, Warsaw, Poland

Lykov R.Yu., Advisor LLC «Transtematika», Moscow, Russia

Merkuryev Yu.A., Prof., Academician of the Latvian
Academy of Sciences, Riga, Latvia

Nesterov V.M., Prof., director general
at Russian Dell EMC development center,
St. Petersburg, Russia

Pustarnakov V.F., CEO at «Gazinformservice» LTD.,
St. Petersburg, Russia

Titova T.S., Prof., PSTU, St. Petersburg, Russia

Fedorov, CEO at «Digital Design» LTD., St. Petersburg,
Russia

Yusupov R.M., Prof., Corr. Member of RAS, St. Petersburg,
Russia

Editorial Board Members

Bubnov V.P., Prof., St. Petersburg, Russia –
Deputy Editor-in-Chief

Adadurov S.E., Prof., St. Petersburg, Russia

Attila Elci, Prof., Aksaray, Turkey

Bezrodny B.F., Prof., Moscow, Russia

Blagoveshenskaya E.A., Prof., St. Petersburg, Russia

Bulavsky P.E., Dr. Sc., Ass. Prof., St. Petersburg, Russia

Vasilenko M.N., Prof., St. Petersburg, Russia

Guda A.N., Prof., Rostov-on-Don, Russia

Geleznyak V.K., Prof., ПГУ, Belarus

Zaborovsky V.S., Prof., St. Petersburg, Russia

Zegzda P.D., Prof., St. Petersburg, Russia

Kanayev A.K., Ass. Prof., St. Petersburg, Russia

Kotenko A.G., Dr. Sc., Ass. Prof., St. Petersburg,
Russia

Kurenkov P.V., Prof., Moscow, Russia

Letsky Ad.K., Prof., Moscow, Russia

Mirzoev T. Ass.Prof., Georgia, USA

Nasedkin O.A., Ass. Prof., St. Petersburg, Russia

Nikitin A.B., St. Petersburg, Russia

Okhtilev M.Yu., Prof., St. Petersburg, Russia

Sokolov B.V., Prof., Dr. Sci., St. Petersburg, Russia

Tarantsev A.A., Prof., St. Petersburg, Russia

Utepbergenov I.T., Prof., Imaty, Khazakhstan

Filipchenko S.A., Ass. Prof., Moscow, Russia

Fozilov S.Kh., Prof., Tashkent, Uzbekistan

Fu-Nian Hu, Prof., Jiangsu, China

Khabarov V.I., Prof., Novosibirsk, Russia

Khodakosky V.A., Prof., St. Petersburg, Russia

Chekhonin K.A., Prof., Khabarovsk, Russia

Jakovlev V.V., Prof., St. Petersburg, Russia

Jalyshev Yu.I., Prof., Ekaterinburg, Russia

Adress

190031, St. Petersburg, Moskovskiy pr., 9, 2–108

email: itt-pgups@yandex.ru, <http://itt-pgups.ru>, Site Editor: Rogalchuk V.V.

ISSN 2413-2527

The journal is registered by the Federal Service for Supervision of Communications and Mass Media,
EL №FS77-61707 testimony from May 7, 2015

The journal is registered in the Russian Science Citation Index (RSCI)

© Federal State Educational Institution of Higher Education «Emperor Alexander I Petersburg State Transport University», 2017

The reproduction in the press, as well as a message broadcast or cable published as part of the periodical – journal “Intellectual Technologies on Transport” articles on current economic, political, social and religious issues with the obligatory indication of the author, and the network of electronic scientific periodical journal “Intellectual Technologies on Transport”

Содержание

| | |
|--|----|
| <i>Калинин В. М., Свистунов С. Г., Яковлев В. В.</i> Структура стохастического оптимизатора | 5 |
| <i>Каргин В. А., Николаев Д. А.</i> Модель телеметрируемых процессов космических средств со структурной неоднородностью | 14 |
| <i>Гарбарук В. В., Фоменко В. Н., Куприянов А. С.</i> Статистическая модель временных рядов (на англ. яз.) | 20 |
| <i>Бубнов В. П., Мочалов А. В., Соловьева В. Г.</i> Выбор СУБД и определение оптимального числа датчиков для локального сервера в составе САГМ | 26 |
| <i>Климкина А. А., Валиева А. О., Логашев С. В., Хомоненко А. Д.</i> Выбор модели SSD-накопителя на основе алгоритма нечёткого вывода | 32 |
| <i>Яо Ду, Цзиву Ван, Вэньшэн Сюй, Сугишака Масанори</i> Исследование позиционирования цели для всенаправленного мобильного манипулятора с 3 степенями свободы на основе машинного зрения | 39 |
| <i>Клименко С. В.</i> Сравнение производительности способов получения содержимого дорожки СКД-тома и ее CRC-кода | 45 |

Содержание

| | |
|--|----|
| <i>Kalinin V. M., Svistunov S. G., Yakovlev V. V.</i> Structure of the Stochastic Optimizer | 5 |
| <i>Kargin V. A., Nikolaev D. A.</i> Model of Telemetered Processes of Space Means with Structural Heterogeneity | 14 |
| <i>Garbaruk V. V., Fomenko V. N., Kupriyanov A. S.</i> Statistical Model of Time Series (English) | 20 |
| <i>Bubnov V. P., Mochalov A. V., Solovyeva V. G.</i> Database System Management Selection and Determination Optimal Number of Sensors for the Local Server as a part of AGMS | 26 |
| <i>Klimkina A. A., Valieva A. O., Logashev S. V., Khomonenko A. D.</i> The Choice of an Optimal Model of SSD-Drive Based on Fuzzy Logic Algorithm | 32 |
| <i>Yao Du, Jiwu Wang, WenSheng Xu, Sugisaka Masanori</i> Study On The Target Positioning For An Omni-Directional 3 DOF Mobile Manipulator Based On Machine Vision | 39 |
| <i>Klimenko S. V.</i> Comparison of the Performance of the Methods for Obtaining the Content of the Track CKD Volume and its CRC Code | 45 |

Структура стохастического оптимизатора

Калинин В. М., Свистунов С. Г., Яковлев В. В.

Петербургский государственный университет

пути сообщения Императора Александра I

Санкт-Петербург, Россия

science@vadimkalinin.ru, ssg47@mail.ru, jakovlev@pgups.ru

Аннотация. В современном мире широко применяются электронно-вычислительные устройства. При этом важным фактором является их производительность, т. е. за единицу времени должно выполняться большее количество операций. Но трудоёмкие операции, например, умножение, деление, возведение в степень занимают много времени. Для их выполнения можно использовать стохастические вычислительные устройства. В статье описана структура стохастического оптимизатора, дано его схематичное изображение. Рассмотрен алгоритм работы стохастического вычислительного устройства для решения задачи стохастической оптимизации. Приведен анализ быстрейшего стохастического оптимизатора, представлена зависимость быстрейшего от требуемой точности вычислений и от размерности пространства.

Ключевые слова: стохастический оптимизатор, стохастическое вычислительное устройство, линейный преобразователь «код – вероятность», последовательное арифметико-логическое устройство, сумматор с групповым переносом.

ВВЕДЕНИЕ

В измерительной технике, радиолокации, гидроакустике часто требуется решить оптимизационную задачу по определению экстремума функции регрессии. Под методом оптимизации понимают способ, который помогает найти минимум или максимум функции регрессии. На практике при измерении параметров сигналов необходимо учитывать воздействие случайных помех, которые накладываются на функцию, поэтому под воздействием помех известна не сама функция, а некоторая функция или ее градиенты.

Необходимо отметить, что современные вычислительные устройства являются высокопроизводительными, однако такие арифметические операции, как умножение, деление, возведение в степень достаточно трудоёмки и занимают много времени. Использование стохастического оптимизатора позволяет их исключить, заменив на более простые, такие как сдвиг, сложение и вычитание. Главная цель использования стохастического оптимизатора – сокращение времени работы алгоритма на каждой итерации, что должно уменьшить общее время реализации алгоритма.

СТРУКТУРА ВЫЧИСЛИТЕЛЬНОГО УСТРОЙСТВА

Теорема 1. Пусть $f(x)$ – выпуклая (возможно, негладкая) функция, заданная на выпуклом компактном множестве $X \subset R^n$. Функция удовлетворяет условию Липшица на X .

Если выполняется:

$$\max_{x,y \in X} \|x - y\| = c_1,$$

$$\left| \xi_k^s \right| \leq c = 2^l \text{ п. н. } l \in Z, k = 1, \dots, n,$$

$$M_s \xi^s = \hat{f}(x^s),$$

$$\hat{f}(x^s) \in \partial f(x^s), \xi_s = \gamma^s - \hat{f}(x^s),$$

$$\gamma_k^s = c \operatorname{sign}(\xi_k^s) u_+ \left(\left| \xi_k^s \right| - a \right), k = 1, \dots, n,$$

$$a^s \in U[0, c], \delta > 0,$$

то с вероятностью 1 все предельные точки последовательности $\{x^s\}$, задаваемые соотношениями

$$x^{s+1} = \pi_x(x^s - 2^{ent(r_s)} \gamma^s), s = 0, 1, \dots,$$

$$r_{s+1} = \min\{q_0, r_s - \langle \gamma^{s+1}, \Delta x^{s+1} \rangle - \delta 2^{ent(r_s)}\},$$

$$q_0 > 0, r_0 = 0, \Delta x^{s+1} = x^{s+1} - x^s,$$

принадлежат множеству $X^* = \{x^* \in X : f(x^*) = \min_{y \in X} f(y)\}$ [1], где:

ξ^s – стохастический квазиградиент (СКГ);

s – номер итерации;

c – диапазон чисел в регистре;

M_s – математическое ожидание;

$\hat{f}_k(x^s)$ – обобщенный градиент;

$$u_+(t) = \begin{cases} 1, & t > 0 \\ 0, & t \leq 0 \end{cases} \text{ – функция Хевисайда;}$$

π_x – проекция точки на множество.

На основании теоремы 1 определяется алгоритм работы СтВУ для решения задачи стохастической оптимизации, в алгоритме, предназначенном для аппаратурной реализации, должна быть предусмотрена возможность параллельного выполнения отдельных операций в каждом блоке алгоритма (см. рис. 1).

В блоке 1 задаются начальные значения величин:

- l , где $2^l = c > |\xi^s|$ п. н.;
- p , где $\delta = 2^p > 0$;
- $[a_k, b_k]$ – границы области для X ;
- q_0 – ограничение на степень шагового множителя, обычно $q_0 = 2$;
- r_0 – начальное значение степени шагового множителя, обычно $r_0 = 0$;
- x^0 – начальная координата;
- g – условие окончания счета;
- G_k – средняя величина модуля сдвига, начальное значение $G_k = 10g$;
- ΔG_k – приращение модуля сдвига, обычно начальное значение $\Delta G_k = 0$;
- γ_k – значение на выходе линейного преобразователя «код – вероятность» (ЛПКВ) [2], начальное значение $\gamma_k^0 = 0$;

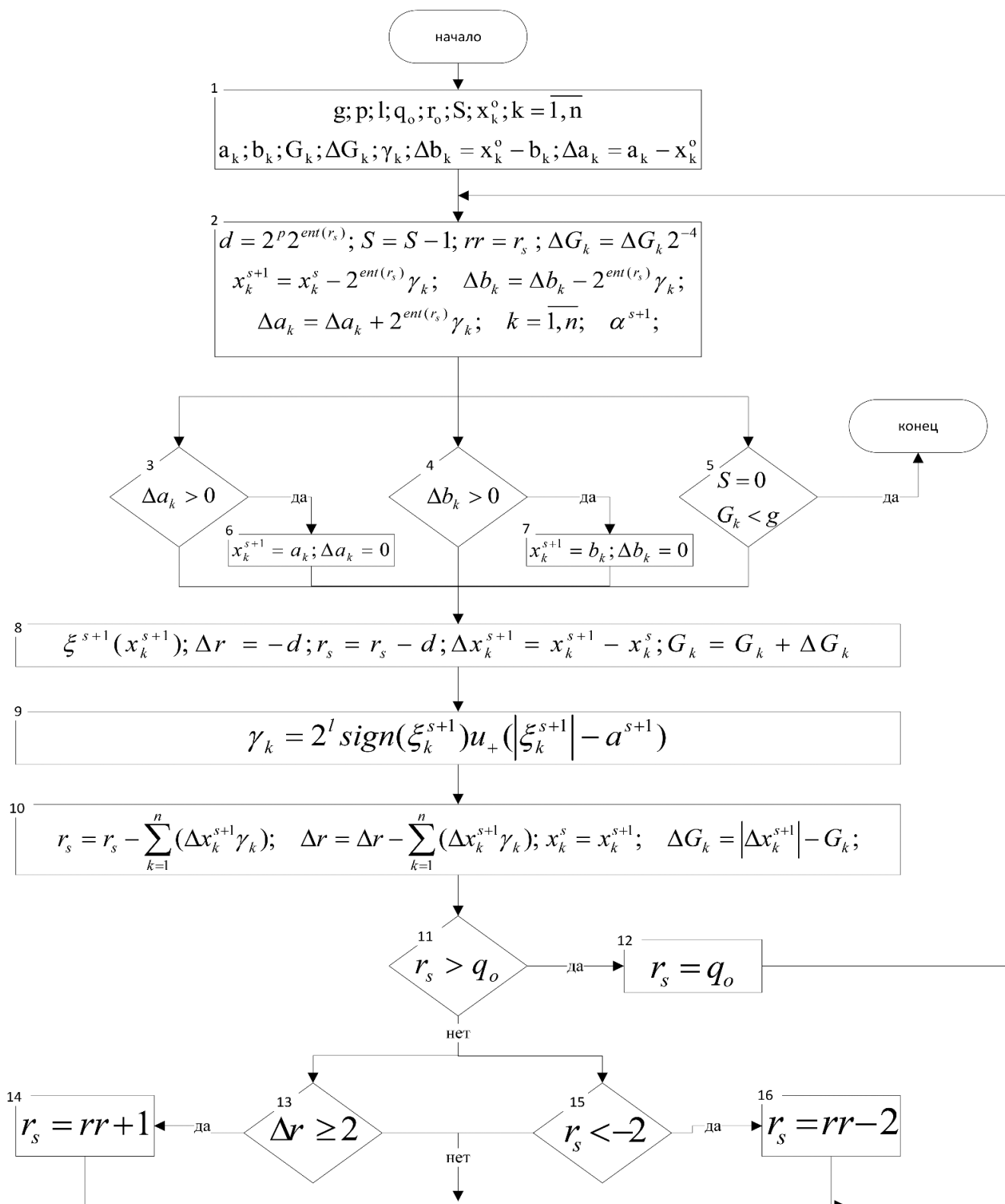


Рис. 1. Алгоритм работы СтВУ для решения задачи стохастической оптимизации

- S – общее количество итераций;
 - $\Delta b_k = x_k - b_k$, $\Delta a_k = a_k - x_k$ – отклонение x от границы области X .
- В блоке 2 вычисляются значения:
- случайной величины α^{s+1} , равномерно распределенной в диапазоне $[0, c]$;

- добавки к степени шага итерации d ;
- новое значение координаты x^{s+1} ;
- новое значение модуля сдвига ΔG_k ;
- из содержимого счетчика числа итераций S вычитается 1;
- величина отклонения координат (Δa и Δb) от границы области X ;

• запоминается текущее значение r_s .
 В блоках 3, 4, 6, 7 определяется проекция точки x^{s+1} на область для X.

В блоке 5 проверяется условие окончания вычислений.
 В блоке 8 определяются величины:
 • $\xi_k^s(x^{s+1})$;
 • приращения координат Δx^{s+1} ;
 • приращение шага степени Δr и новое значение степени шага итерации r_s , новое значение среднего модуля сдвига G_k .
 В блоке 9 выполняется ЛПКВ и определяется значение γ_k .
 В блоке 10 вычисляются величины:
 • степень шага итерации r_s ;
 • приращение степени шага итерации Δr ;
 • новое значение x^s ;
 • новое значение приращения модуля сдвига ΔG_k .

В блоках 11 и 12 ограничивается степень шага итерации и происходит переход на блок 2.

В блоках 13, 14, 15, 16 ограничивается прирост степени шага итерации с учетом того, что степень r_s не должна меняться за один шаг слишком быстро, введено ограничение $|\Delta r| < 2$. На основании алгоритма строится функциональная схема СтВУ.

Из алгоритма можно сделать следующие выводы:

- с увеличением размерности пространства n увеличивается количество параллельно выполняемых операций;
- используются только «короткие» арифметико-логические операции: пересылки, сдвиг, сложение, вычитание, сравнение чисел.

Как известно [3], структуры арифметических устройств подразделяются на три группы: регистровые, табличные, матричные. Табличная структура содержит табличные данные, хранящиеся в постоянных запоминающих устройствах (ПЗУ). Матричная организация структуры арифметических устройств применяется в настоящее время, главным образом, для реализации умножения и деления. Так как в данном алгоритме отсутствуют операции умножения, деления, возведения в степень, обращения к таблицам ПЗУ, следует выбрать регистровую структуру с фиксированной точкой.

Таким образом, исходя из алгоритма, стохастический оптимизатор включает в себя:

- n регистров ($RG \xi_k^{s+1}$) для приема очередного значения СКГ;
- n регистров ($RG x_k^s$) для текущих значений координат;
- n регистров ($RG \dot{A}G_k$) для приращения среднего модуля сдвига;
- n регистров ($RG x_k^{s+1}$) для новых координат;
- n регистров ($RG G_k$) для среднего модуля сдвига;
- n регистров ($RG \gamma_k$) для текущих значений квантованных СКГ, полученных в ЛПКВ;
- n регистров ($RG \Delta x_k^{s+1}$) для приращений значений координат;
- n регистров ($RG a_k$) и n регистров ($RG b_k$) для ограничений на координаты;
- регистр ($RG \Delta r$) для $\Delta r = r_{s+1} - r_s$;
- регистр ($RG l$) для хранения значения степени ($c = 2^l$);
- регистр ($RG p$) для хранения значения степени ($\delta = 2^p$);
- регистр ($RG S$) для счётчика количества шагов итерации S ;

- регистр ($RG g$) для окончания процесса вычислений по значению G_k ;
- регистр ($RG q_0$) для хранения ограничения на степень шагового множителя;
- регистр ($RG d$) для добавки к степени шагового множителя;
- регистр ($RG r_s$) для хранения степени шагового множителя;
- регистр ($RG r$) для предыдущего значения r_s ;
- n регистров ($RG \Delta a$) для отклонения координаты от нижней границы области X;
- n регистров ($RG \Delta b$) для отклонения координаты от верхней границы области X.

Многие операции в алгоритме производятся над компонентами векторов параллельно. Группы регистров, хранящие вектора, обозначим (RG имя вектора). Например, группа из n регистров для текущих значений координат обозначается $RG x^s$, где $x^s = (x_1^s, \dots, x_n^s)$ – вектор. На рисунках группы регистров устройства, производящие параллельные операции над компонентами векторов, и линии передачи значений векторов обозначены утолщёнными линиями.

Для синтеза структурной схемы стохастического оптимизатора необходимо рассмотреть основные операции, выполняемые в алгоритме. Эти операции можно разделить на следующие группы:

- пересылки из регистра в регистр;
- вычисление 2^z , где z – целое число;
- сложение (вычитание) с 2^z ;
- сравнение с константами вида $\pm 2^z$;
- алгебраическое сложение;
- сдвиг.

Вычислить значения $d = 2^p 2^{ent(r_s)}$ можно следующим образом: целая константа p и целая часть (со знаком) r_s подаётся на вход дешифратора, и число на выходе дешифратора имеет 1 в нужном разряде [4], а остальные разряды будут равны 0 (рис. 2). Аналогично вычисляется значение $2^{ent(r_s)} \gamma_k$, т.к. $\gamma_k \in \{-2^l, 0, 2^l\}$, где l – константа.

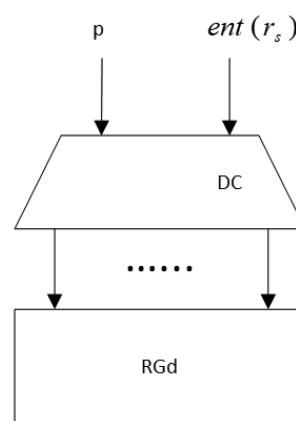


Рис. 2. Схема работы дешифратора

Значение $2^{ent(r_s)} \gamma_k$ – это 1 в одном из двоичных разрядов, следовательно, значения $x^{s+1} = x^s - 2^{ent(r_s)} \gamma_k$ можно вычислить на реверсивном счётчике (рис. 3). В качестве $RG x_k^{s+1}$ используется реверсивный счётчик. Операция $S = S - 1$ вы-

полняется на обычном счётчике, а сравнение $S = 0$ легко реализуется на комбинационных схемах. Выбрав g как степень 2, легко сравнить $G_k < g$. Определение значения a^{s+1} на выходе генератора псевдослучайных чисел (ГПСЧ) сводится к операции сдвига на один разряд, так как здесь корреляция между случайными числами не является критической, поскольку СКГ может зависеть от своих предыдущих значений (по условиям теоремы 1).

Величины Δa_k и Δb_k определяются аналогично вычислению x_k^{s+1} .

Операции сравнения $\Delta a_k > 0$ и $\Delta b_k > 0$ можно выполнить на комбинационных схемах; определение проекции на множество X потребует операций пересылок.

Значения СКГ (ξ^{s+1}) определяют путём измерения или вычисления для каждой конкретной задачи (эти данные являются «внешними»).

Вычисление Δx^{s+1} и r_s потребует операции алгебраического сложения. Величина γ_k вырабатывается ЛПКВ и может быть реализована на комбинационных схемах [2, 5].

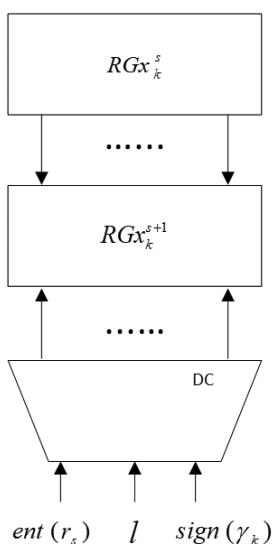


Рис. 3. Схема работы счетчика

Определение значений $r_s := r_s - \sum_{k=1}^n (\Delta x^{s+1} \gamma_k)$ и Δr может потребовать операции сдвига Δx_k^{s+1} на l разрядов и присвоения знака, так как $\gamma_k \in \{-2^l, 0, 2^l\}$. Поскольку $l = \text{const}$, операция $\Delta x^{s+1} \gamma_k$ может быть выполнена подачей на соответствующие разряды на входе сумматора числа Δx_k^{s+1} с учётом значения l и $\text{sign}(\gamma_k)$ (рис. 4).

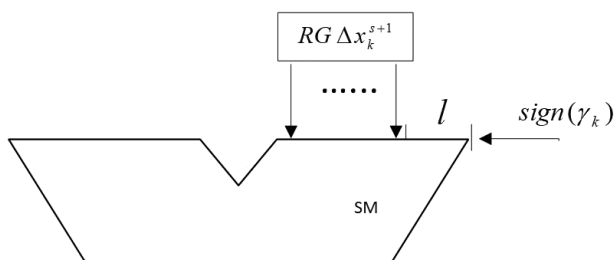


Рис. 4. Схема работы сумматора

Сравнить $r_s > q_o = 2$, $\Delta r \geq 2$, $\Delta r \leq -2$ можно на комбинационных схемах.

Структура стохастического оптимизатора представлена на рис. 5.

Анализ быстродействия оптимизатора

Время реализации алгоритма зависит от решаемой задачи оптимизации, т. е. от СКГ, структуры вычислительного устройства, времени выполнения элементарных операций – сдвига и сложения, требуемой точности вычислений. В дальнейшем будем рассматривать асимптотические оценки скорости выполнения алгоритма для дважды непрерывно дифференцируемых функций. Требуемая точность вычисления определяет общее количество итераций S .

Структура вычислительного устройства (рис. 5) зависит от размерности решаемой задачи n и от разрядности используемых регистров, которая, в свою очередь, зависит от требуемой точности вычислений. Время выполнения элементарных операций зависит от используемой элементной базы.

Будем считать, что l, S, n – разрядность регистров m , время сдвига на один разряд $t_{сдв}$, время суммирования $t_{сум}$, время пересылки t_{Π} заданы.

Определим время выполнения одной итерации $t_{ит}$. Обозначим разрядность регистра как m ($RG_{имя}$). Время выполнения итерации определяется из анализа алгоритма (см. рис. 1) и структуры стохастического оптимизатора (рис. 5).

Рассмотрим время выполнения отдельных операций. А2:

- генерация ПСЧ эквивалентна сдвигу и ее продолжительность $t_{сдв}$;
- вычисление d займёт время t_{Π} ;
- вычисление $x_k^{s+1}, \Delta b_k, \Delta a_k$ сводится к добавлению 1 к соответствующему разряду реверсивного счётчика, что займёт время, не превосходящее $t_{сдв}$;
- новое значение S вычисляется вычитанием 1 из счётчика, что займёт время, не превосходящее $t_{сдв}$;
- вычисление среднего приращения значения сдвига ΔG_k займёт время $t_{сдв}$.

Так как все операции выполняются параллельно, $t_{A2} = t_{сдв}$.

А3, А4, А5, А6, А7: значения $S, \Delta a_k, \Delta b_k$ сравниваются с 0 на комбинационных схемах, можно положить $t_{A3} = t_{\Pi}$ ($k = 1, n$).

А8: время определения (измерения, вычисления) очередного значения СКГ $t_{СКГ}$ зависит от многих факторов для каждой конкретной задачи (в системах реального времени оно может занимать до половины длительности выполнения одного шага алгоритма). Обычно $t_{СКГ} > t_{сум}$. Примем $t_{A8} = t_{СКГ}$.

А9: очередное γ_k на выходе ЛПКВ определяется на комбинационных схемах и занимает время $t_{A9} = t_{\Pi}$ ($k = 1, n$).

А10: учитывая, что $\gamma_k \in \{-2^l, 0, 2^l\}$, операция вычисления r_s и Δr для $(n+1)$ слагаемых может быть реализована на сумматоре для $(n+1)$ -числа с учётом сдвига на l разрядов для x_k^{s+1} (см. рис. 4). Время выполнения этой операции можно оценить как $t_{A10} = t_{сум} [\text{ent}(\log_2 n) + 1]$.

А11, А12: операция сравнения с $q_o = 2$ решается на комбинационных схемах, можно принять $t_{A11, A12} = t_{\Pi}$.

А13, А14, А15, А16: сравнение с 2 и -2 решается на комбинационных схемах, добавление или вычитание 2 из r_s займёт время не более $t_{сдв}$.

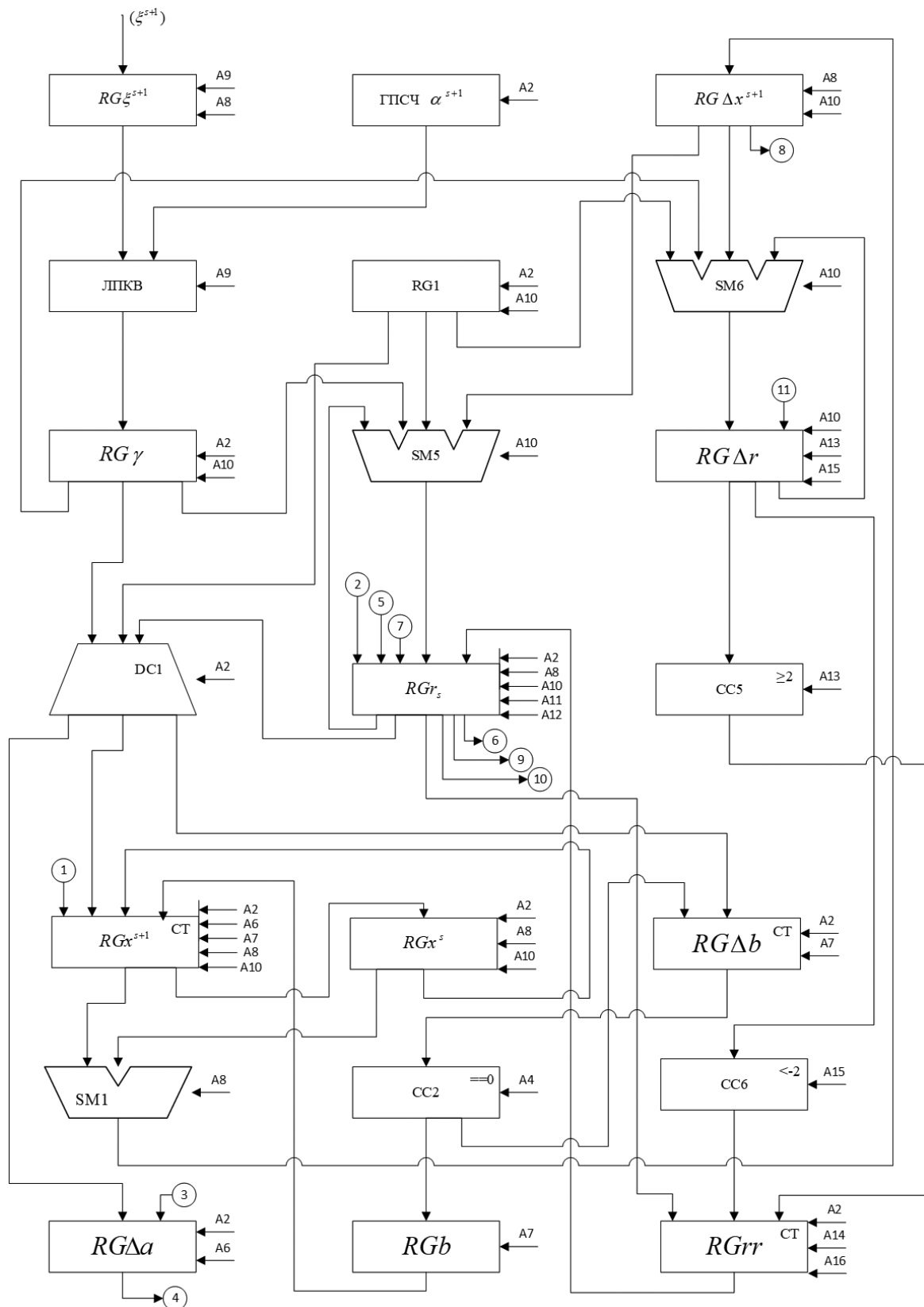


Рис. 5. Структура стохастического оптимизатора. Начало

CC1 – схема сравнения текущего значения S с 0; CC2 – схема сравнения $\Delta b_k > 0$; CC3 – схема сравнения $\Delta a_k > 0$; CC4 – схема сравнения $r_s > q_0$; CC5 – схема сравнения $\Delta r \geq 2$; CC6 – схема сравнения $\Delta r \leq -2$; CC7 – схема сравнения $G_k < g$; RGS – счётчик числа итераций; $RG x_k^{s+1}$ – реверсивный счётчик, работающий с микрооперацией A2, в остальных случаях работает как обычный регистр; $RG \Delta a_k, RG \Delta b_k$ – реверсивные счётчики, устанавливаются в 0 по сигналам со схем CC2 и CC3; $RG r_s$ – реверсивный счётчик, работающий с микрооперацией A14 или A16; SM – алгебраический сумматор; ЛПКВ – линейный преобразователь кода (ξ^{s+1}) в вероятность; $RG \Delta G_k$ – регистр сдвига, осуществляет сдвиг на 4 разряда вправо. (Везде $k = 1, n$)

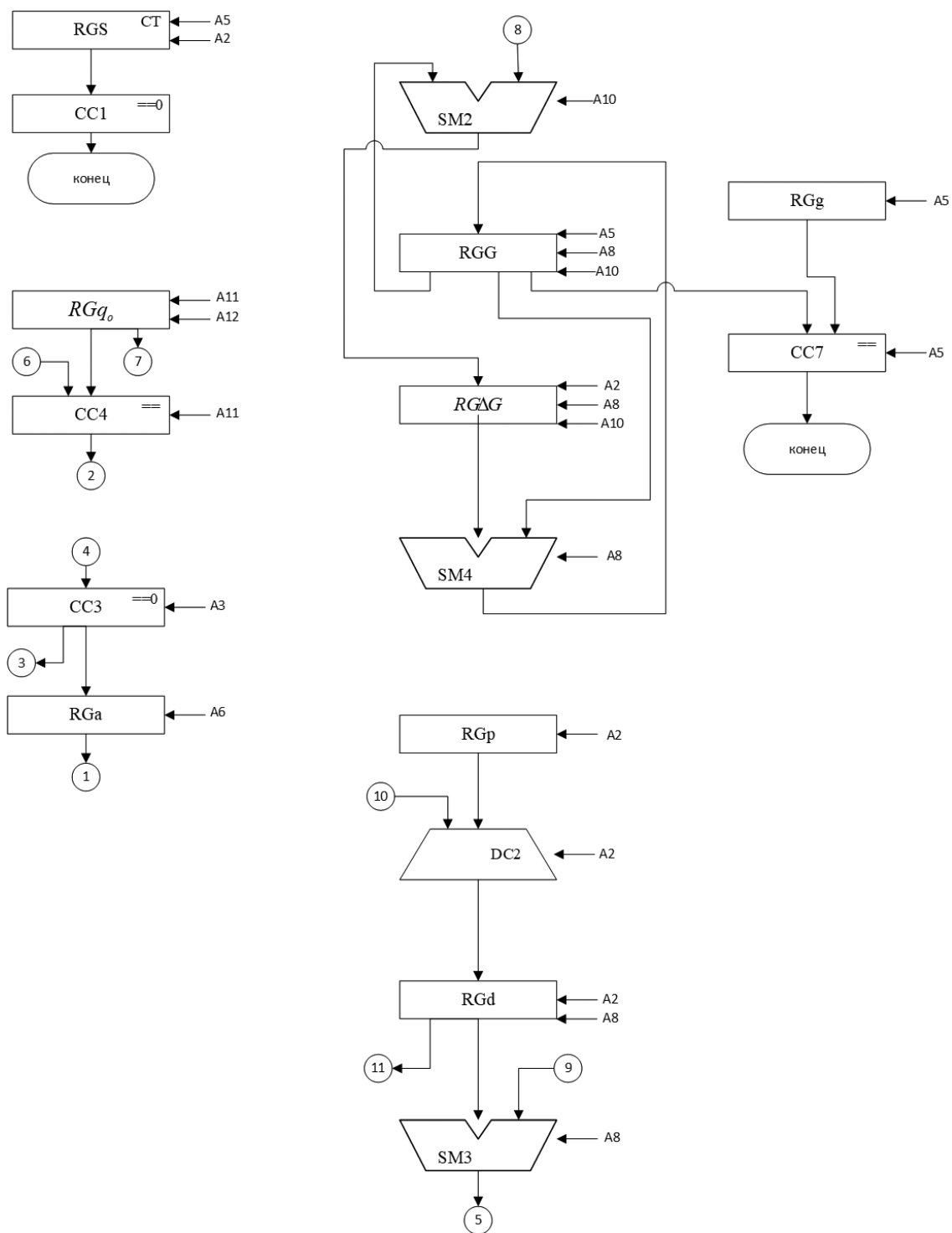


Рис. 5. Структура стохастического оптимизатора. Окончание

Общее время выполнения одной итерации для стохастического оптимизатора

$$t_{ит} = 2t_{сдв} + 3t_{п} + t_{сум}[ent(\log_2 n) + 1] + t_{СКГ}.$$

В реальных задачах $\max(n) = 5$, тогда

$$\max t_{ит} = 2t_{сдв} + 3t_{п} + 3t_{сум} + t_{СКГ}.$$

Общее время выполнения алгоритма будет определяться числом шагов итерации S .

$$t_o = S t_{ит} = S[2t_{сдв} + 3t_{п} + t_{сум}[ent(\log_2 n) + 1] + t_{СКГ}]. \quad (1)$$

Если задана погрешность вычисления θ , то получим [1]:

$$M \|x^{s+1} - x^*\|^2 \leq \frac{1,56c\sigma n}{(S+1)B^2} = \theta,$$

так как $S \gg 1$, имеем

$$S = \frac{1,56c\sigma n}{\theta B^2}. \quad (2)$$

Из формулы (1) получим:

$$t_{СКГ} = t_o / S - 2t_{сдв} - 3t_{п} - t_{сум} - t_{сум} ent(\log_2 n).$$

Очевидно, что $t_{СКГ} > 0$, тогда критерием физической реализуемости стохастического оптимизатора будет выполнение неравенства

$$t_o > t_{\min} = \frac{1,56c\sigma n}{\theta B^2} [2t_{\text{сдв}} + 3t_{\Pi} + t_{\text{сум}} + t_{\text{сум}} \cdot \text{ent}(\log_2 n)].$$

При аппаратурной реализации технические параметры наиболее распространённых схем регистров и сумматоров можно определить следующим образом [3]:

$$t_{\text{сдв}} = 3\tau, \quad t_{\Pi} = \tau, \quad t_{\text{сум}} = 3m\tau,$$

где τ – длительность такта; m – разрядность последовательного арифметико-логического устройства. Отсюда получим:

$$t_{\min} = \frac{1,56c\sigma n}{\theta B^2} [9 + 3m + 3m \cdot \text{ent}(\log_2 n)]\tau.$$

При использовании сумматоров с групповым переносом $t_{\text{сум}} = 2\sqrt{m}\tau$ [3], тогда

$$t_{\min} = \frac{1,56c\sigma n}{\theta B^2} [9 + 2\sqrt{m} + 2\sqrt{m} \cdot \text{ent}(\log_2 n)]\tau.$$

В таблицах 1 и 2 приведены значения $t_{\min} / (S\tau)$ для вариантов последовательных и параллельных сумматоров.

Таблица 1

Варианты последовательных сумматоров

| m | n | $9 + 3m + 3m \cdot \text{ent}(\log_2 n)$ |
|-----|-----|--|
| 8 | 1 | 33 |
| 8 | 2 | 57 |
| 8 | 3 | 57 |
| 8 | 4 | 81 |
| 8 | 5 | 81 |
| 16 | 1 | 57 |
| 16 | 2 | 105 |
| 16 | 3 | 105 |
| 16 | 4 | 153 |
| 16 | 5 | 153 |
| 32 | 1 | 115 |
| 32 | 2 | 211 |
| 32 | 3 | 211 |
| 32 | 4 | 307 |
| 32 | 5 | 307 |

Рассмотрим пример расчёта быстродействия стохастического оптимизатора при следующих исходных данных: $\sigma = 0,3$, $c = 1$, $B = 1$, $\tau = 5$ нс, тогда имеем:

$$\frac{1,56c\sigma n\tau}{\theta B^2} = \frac{1,56n \cdot 0,3 \cdot 5}{\theta \cdot 1} = 2,34 \frac{n}{\theta} \text{ нс.}$$

Таблица 2

Варианты параллельных сумматоров

| m | n | $9 + 2\sqrt{m} + 2\sqrt{m} \cdot \text{ent}(\log_2 n)$ |
|-----|-----|--|
| 8 | 1 | 14,6 |
| 8 | 2 | 20,2 |
| 8 | 3 | 20,2 |
| 8 | 4 | 25,9 |
| 8 | 5 | 25,9 |
| 16 | 1 | 17 |
| 16 | 2 | 25 |
| 16 | 3 | 25 |
| 16 | 4 | 33 |
| 16 | 5 | 33 |
| 32 | 1 | 21,3 |
| 32 | 2 | 33,6 |
| 32 | 3 | 33,6 |
| 32 | 4 | 45,9 |
| 32 | 5 | 45,9 |

На рис. 6 показана зависимость t_{\min} от θ при разных n , $m = 32$ для последовательного арифметико-логического устройства.

На рис. 7 дана зависимость t_{\min} от θ при разных n , $m = 32$ для сумматоров с групповым переносом.

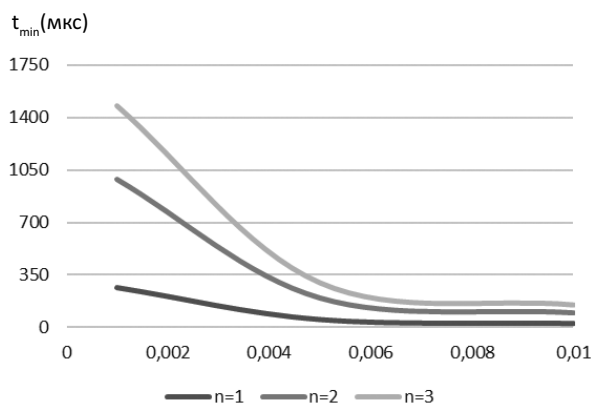


Рис. 6. Зависимость для последовательного АЛУ

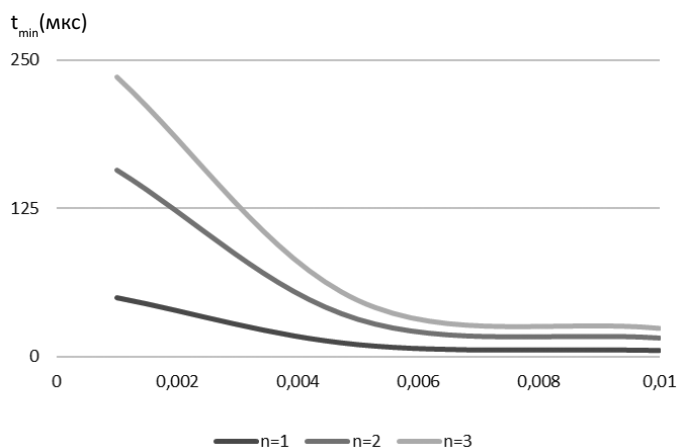


Рис. 7. Зависимость для сумматоров с групповым переносом

Как видно из приведённых зависимостей, время счёта больше зависит от требуемой точности вычислений и от размерности пространства n .

Допустимая погрешность определяет количество шагов итерации. Для приведённого выше примера при $\sigma = 0,3$, $\theta = 0,001$, $n = 1$, $B = 1$ из формулы (2) получим

$$S = \frac{1,56c\sigma n}{\theta B^2} = 468.$$

Минимальное время выполнения одного шага итерации $t_{\text{ИТ min}}$ (без учёта $t_{\text{СКГ}}$) для последовательных арифметико-логических устройств

$$t_{\text{ИТ min}} = [9 + 3m + 3m \cdot \text{ent}(\log_2 n)]\tau,$$

для сумматоров с групповым переносом

$$t_{\text{ИТ min}} = [9 + 2\sqrt{m} + 2\sqrt{m} \cdot \text{ent}(\log_2 n)]\tau.$$

Например, при $\tau = 5$ нс, $m = 16$, $n = 1$ имеем для последовательных арифметико-логических устройств $t_{\text{ИТ min}} = 285$ нс. Для сумматоров с групповым переносом $t_{\text{ИТ min}} = 85$ нс.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Время реализации алгоритма зависит от решаемой задачи оптимизации, т. е. от стохастического квазиградиента, структуры вычислительного устройства, времени выполнения элементарных операций сдвига и сложения, требуемой точности вычисления. Структура вычислительного устройства зависит от размерности решаемой задачи и от разрядности используемых регистров, которая, в свою очередь, зависит от требуемой точности вычислений.

ЛИТЕРАТУРА

1. Свистунов С. Г. Исследование принципов построения стохастических процессоров, реализующих адаптивные квазиградиентные методы статистической оптимизации: автореф. дис. ... канд. техн. наук / С. Г. Свистунов. – СПб., 1996.
2. Фёдоров Р. Ф. Стохастические преобразователи информации / Р. Ф. Фёдоров, В. В. Яковлев, Г. В. Добрис. – Л.: Машиностроение, 1978. 304 с.
3. Соловьёв Г. Н. Схемотехника ЭВМ / Г. Н. Соловьёв. – М.: Высш. шк., 1985. 391 с.
4. Яковлев В. В. Стохастические вычислительные машины / В. В. Яковлев, Р. Ф. Фёдоров. – Л.: Наука, 1973. 298 с.
5. Байков В. Д. Специализированные процессоры: итерационные алгоритмы и структуры / В. Д. Байков, В. Б. Смоллов. – М.: Радио и связь, 1985. 288 с.
6. Kushner H. J. Stochastic Approximation Algorithms and Applications / H. J. Kushner, G. G. Yin. – NY: Springer-Verlag, 1997.
7. Maryak J. L. Global Random Optimization by Simultaneous Perturbation Stochastic Approximation / J. L. Maryak, D. C. Chin // Proc. Soft the Am. Control Conf., 25–27 June 2001, Arlington. – Arlington (VA). P. 756-762.
8. Spall J. C. Multivariate Stochastic Approximation Using a Simultaneous Perturbation Gradient Approximation / J. C. Spall // IEEE Trans. Autom. Control. 1992. Vol. 37. P. 332-341.
9. Arsham H. Techniques for Monte Carlo Optimizing / H. Arsham // Monte Carlo Methods and Appl. Vol. 4. P. 181-229.
10. Alrefaei M. H. A new search algorithm for discrete stochastic optimization / M. H. Alrefaei, S. Andradottir // Proc. 1995 Winter Simulation Conf., Inst. Electr. Electron. Eng. – Piscataway, New Jersey, 1995. P. 236-241.

Structure of the Stochastic Optimizer

Kalinin V.M., Svistunov S.G., Yakovlev V.V.
Emperor Alexander I Petersburg State Transport University
St. Petersburg, Russia
science@vadimkalinin.ru, ssg47@mail.ru, jakovlev@pgups.ru

Abstract. In today's world, many different processes are associated with the use of electronic computing devices. When using them, an important factor is the performance of these devices, i. e. for a unit of time, more operations should be performed. But there are time consuming operations, for example, such as multiplication, division, exponentiation, occupying an extended period of time. Stochastic computing devices can be used to perform such operations. The article contains a description of the structure of the stochastic optimizer and its schematic representation. An algorithm for the operation of a stochastic computer for solving stochastic optimization problems is considered. The analysis of the speed of the stochastic optimizer and the representation of the dependence on the required length of computations and on the dimensionality of space are given.

Keywords: stochastic optimizer, stochastic computer, linear code-probability converter, sequential arithmetic logic devices, adder with group transfer.

REFERENCES

1. Svistunov S. G. Investigation of the principles of constructing stochastic processors realizing adaptive quasigradient methods of statistical optimization [Issledovanie printsipov postroeniia stokhasticheskikh protsessorov, realizuiushchikh adaptivnye kvazigradientnye metody statisticheskoi optimizatsii]. St. Petersburg, 1996.
2. Fedorov R. F., Jakovlev V. V., Dobris G. V. Stochastic information converters [Stokhasticheskiye preobrazovateli informatsii], Leningrad, Mashinostroyeniye, 1978, 304 p.
3. Solovyev G. N. Circuit design of computers [Skhemitekhnika EVM], Moscow, Vysshaya shkola, 1985, 391 p.
4. Yakovlev V. V., Fedorov R. F. Stochastic computers [Stokhasticheskie vychislitel'nye mashiny], Leningrad, Nauka, 1973, 288 p.
5. Baikov V. D., Smolov V. B. Specialized processors: iterative algorithms and structures [Spetsializirovannye protsessory: iteratsionnye algoritmy i struktury], Moscow, Radio i svyaz, 1985, 288 p.
6. Kushner H. J., Yin G. G. Stochastic Approximation Algorithms and Applications, NY, Springer-Verlag, 1997.
7. Maryak J. L., Chin D. C. Global Random Optimization by Simultaneous Perturbation Stochastic Approximation, *Proc. Soft the Am. Control Conf.*, Arlington, 25–27 June 2001, Arlington, VA, pp. 756-762.
8. Spall J. C. Multivariate Stochastic Approximation Using a Simultaneous Perturbation Gradient Approximation, *IEEE Trans. Autom. Control*, 1992, vol. 37, pp. 332-341.
9. Arsham H. Techniques for Monte Carlo Optimizing, *Monte Carlo Methods and Appl.*, vol. 4, pp. 181-229.
10. Alrefaei M. H., Andradottir S. A new search algorithm for discrete stochastic optimization, *Proc. 1995 Winter Simulation Conf., Inst. Electr. Electron. Eng.*, Piscataway, New Jersey, 1995, pp. 236-241.

Модель телеметрируемых процессов космических средств со структурной неоднородностью

Каргин В. А., Николаев Д. А.
 ЗАО «СКБ Орион»
 Санкт-Петербург, Россия
 dima.nikolaev.77@gmail.com

Аннотация. Рассматривается модель телеметрируемых процессов со структурной неоднородностью. Результаты вероятностного исследования телеметрической информации, поступающей от ракеты-носителя «Союз-2», позволяют обновить модель в виде смеси гауссовых распределений. В качестве информативных признаков телеметрируемых процессов используются характеристики «превышения уровня». Для адаптации характеристик модели к поступающей в реальном времени телеметрической информации во временной области используется аппроксимация результирующей плотности вероятности рядом Эджворта. Для адаптации характеристик в частотной области предложена классификация телеметрируемых процессов по форме спектра.

Ключевые слова: автоматизированный анализ, структурная неоднородность, выбросы случайных процессов, превышение уровня, аномальный результат измерений, загрязнение телеметрической информации.

Современный этап развития космической отрасли характеризуется ростом объема и сложности решаемых ею народнохозяйственных, научных и военных задач. В связи с этим возрастает и объем телеметрической информации, необходимый для принятия решений в задачах, связанных с процессами управления и контроля технического состояния космических средств [1, 2].

Одним из современных и перспективных представителей космических средств является семейство ракет-носителей «Союз-2». Ракета-носитель является сложным, изменяющимся во времени объектом, состоящим из более чем 30 бортовых систем. Объем телеметрической информации об их функционировании составляет около 30–40 млн значений, поступающих за 9–10 мин активного участка полета. Структурная сложность и экстремальность условий эксплуатации ракеты-носителя позволяют распространить выводы о характере и свойствах его телеметрической информации на телеметрическую информацию, поступающую от разгонных блоков и космических аппаратов [3].

Для идентификации информационных признаков телеметрируемых процессов проведено вероятностное исследование наиболее информативных групп функциональных и функционально-диапазонных параметров с частотами опроса 50, 100 и 200 Гц, полученных в ходе летных испытаний и штатной эксплуатации семейства ракет-носителей «Союз-2» в 2009–2016 гг. При этом считалось, что мультипликативная составляющая погрешности исключена на этапе предварительной обработки, а удаленные результаты измерений восстановлены методами сплайн-интерполяции.

Системный анализ результатов первичной обработки телеметрической информации показал, что она обладает сложной, изменяющейся во времени структурой, наличием одиночных аномальных результатов измерений (т. е. является структурно неоднородной) [4], пропуском данных, избыточностью, разнообразием смыслового содержания, сложностью интерпретации.

Для обеспечения требуемой точности оценивания были использованы аналитические зависимости между длительностью анализа T_a , среднеквадратическим отклонением σ_ξ и интервалом корреляции τ_k телеметрируемого процесса:

$$T_a = \frac{4k\tau_{\text{кор}}\sigma_\xi^{2k}}{D[m_\xi^k]},$$

где $k \in \{0, 1, 2, 3, 4\}$ – порядок оцениваемого момента; $D[m_\xi^k]$ – дисперсия k -го момента распределения. За верхнюю оценку интервала корреляции было принято $\tau_k^* = (F_0/4 + 1)/F_0$, где F_0 – частота дискретизации.

Расчеты, проведенные для различных параметров, показали, что длительность анализа должна составлять 12–17 интервалов корреляции, что соответствует примерно 3–4 с.

Поступающая телеметрическая информация на всех этапах ее формирования и передачи подвергается большому числу случайных и неслучайных воздействий, однако оценки результирующей плотности вероятности телеметрируемых процессов из-за наличия эксцесса и асимметрии нельзя соотносить с простой гауссовой моделью.

Исследования телеметрируемых процессов на уровне моментов одномерных распределений (рис. 1) показали, что на участках с устоявшейся работой бортовых систем и агрегатов ракеты-носителя длительностью 100–150 с изменения среднеквадратического отклонения σ_ξ , коэффициентов асимметрии γ_1 и эксцесса γ_2 невелики, поэтому на этих участках телеметрируемые параметры можно представить реализацией стационарного в широком смысле случайного процесса.

Классификация (рис. 2) оценок плотности вероятности $p(\xi)$ по коэффициентам формы $\chi = 1/\sqrt{\gamma_2 + 3}$ и энтропии

$$K_3 = \frac{1}{2\sigma_\xi} \exp\left(-\int_{-\infty}^{\infty} p(\xi) \ln(p(\xi)) d\xi\right) [5, 6]$$

позволила отнести их к семейству экспоненциальных распределений, близкому к гауссову. Таким образом, телеметрируемые процессы можно отнести к классу процессов, значения которых и значения их производных в совпадающие моменты времени статистически независимы.

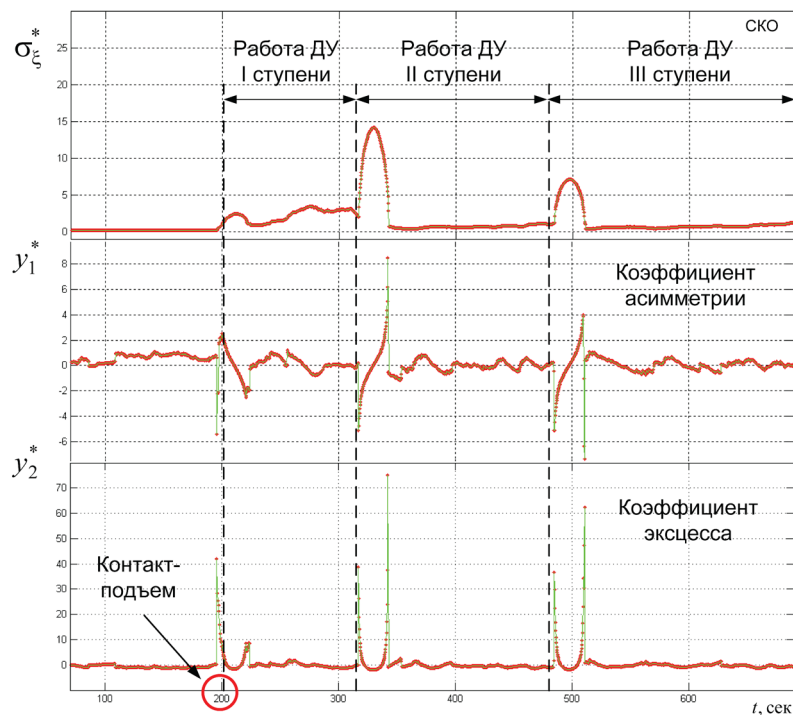


Рис. 1. Графики изменения (сверху вниз) среднеквадратического отклонения σ_{ξ}^* , коэффициентов асимметрии γ_1^* и эксцесса γ_2^* телеметрической информации, полученной с датчика осевого ускорения

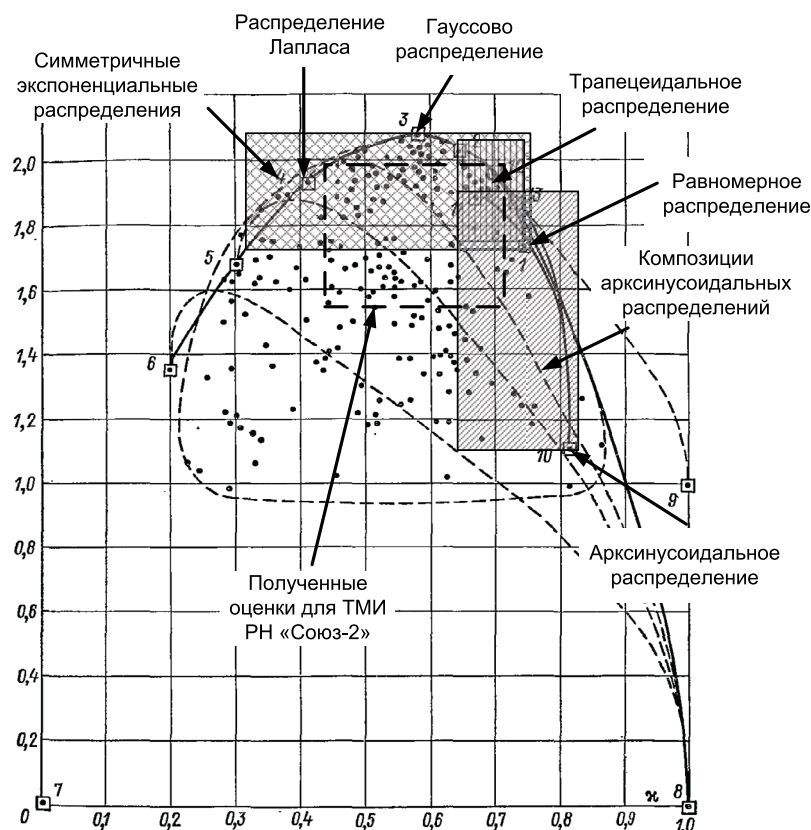


Рис. 2. Результаты классификации плотности вероятности телеметрируемых процессов по коэффициентам формы χ и энтропии K_3

Результаты классификации и имитационного моделирования различных смесей распределений позволили обосновать модель временной структуры телеметрируемых про-

цессов со структурной неоднородностью [4] в виде смеси информационной $p_i(\xi)$ и аномальной $p_a(\xi)$ компонент, имеющих гауссово распределение [7, 8]:

$$p(\xi) = (1 - \alpha)p_{и}(\xi) + \alpha p_a(\xi) = \frac{1 - \alpha}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{\xi^2}{2\sigma_{и}^2}\right) + \frac{\alpha}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{\xi^2}{2\sigma_a^2}\right), \quad (1)$$

где $\sigma_{и}^2$ – дисперсия информационной компоненты; σ_a^2 – дисперсия аномальной компоненты, при этом $\sigma_{и}^2 \ll \sigma_a^2$.

Весовой коэффициент α играет роль вероятности появления аномальной компоненты и характеризует уровень загрязнения телеметрической информации.

Для адаптации модели (1) во временной области к характеристикам поступающей телеметрической информации добавляется взаимосвязь вероятностных характеристик с характеристиками типа «превышения уровня» [9]:

$$p(H) = \frac{2\pi n^+(H, T_a)}{\sigma_{\xi} \sqrt{-r''(0)}},$$

где $n^+(H, T_a)$ – число положительных пересечений уровня H ; $r''(0)$ – вторая производная корреляционной функции и аппроксимации полученных оценок плотности вероятности рядом Эджворта [10]:

$$p(\xi) \approx \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{\xi}} \exp\left(-\frac{\xi^2}{2\sigma_{\xi}^2}\right) \times \left[1 + \frac{\gamma_1}{3!} h_3\left(\frac{\xi}{\sigma_{\xi}}\right) + \frac{\gamma_2}{4!} h_4\left(\frac{\xi}{\sigma_{\xi}}\right) \right], \quad (2)$$

где $h_3(x) = x^3 - 3x$ и $h_4(x) = x^4 - 6x^2 + 3$, что позволяет оценивать коэффициенты асимметрии, эксцесса и величину второй производной корреляционной функции телеметрируемого параметра путем простого подсчета числа положительных пересечений на трех уровнях.

В зависимости от выбора уровней, на которых подсчитывается число пересечений, точность аппроксимации (2) и, следовательно, точность получаемых оценок будет изменяться тоже. При небольших значениях (рис. 3) аппроксимация (2) дает хорошее приближение к «оригинальной» плотности, однако ее точность начинает заметно падать при $H > 2\sigma_{\xi}$, поскольку за этим пределом находится менее 5% всех значений телеметрируемого процесса.

Для упрощения получаемых аналитических выражений были выбраны следующие значения:

$$h_3(H/\sigma_{\xi}) = 0, \quad H = 0,$$

$$h_4(H/\sigma_{\xi}) = 0, \quad H = 0,74\sigma_{\xi}.$$

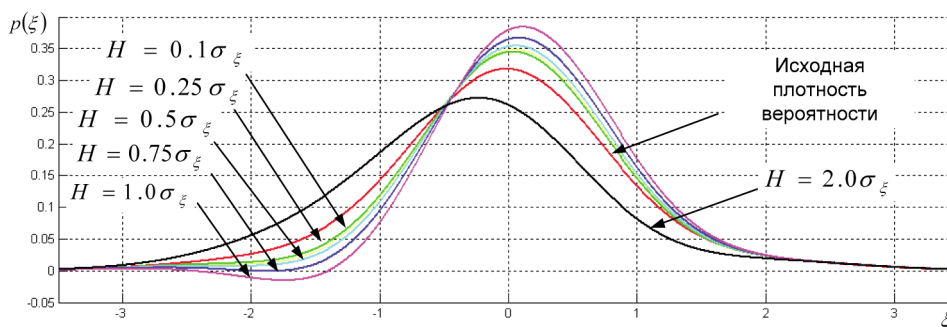


Рис. 3 Изменение точности аппроксимации плотности вероятности рядом Эджворта при различных значениях H

$$\frac{1}{3!} h_3(H/\sigma_{\xi}) + \frac{1}{4!} h_4(H/\sigma_{\xi}) = 0 \quad H = 0, 23\sigma_{\xi},$$

тогда значения коэффициентов асимметрии, эксцесса и второй производной корреляционной функции могут быть представлены в виде

$$\begin{aligned} \gamma_1 &= -0,31(2\pi n^+(0,74\sigma_{\xi}, T_a)R - 1) \quad \gamma_2 = 8(2\pi n^+(0, T_a)R - 1) \\ \sqrt{-r''(0)} &= 0,5\pi(0,91n^+(0, T_a) + \\ &+ 0,19n^+(0,74, T_a) - 0,95n^+(0,23, T_a)). \end{aligned} \quad (3)$$

Таким образом, оценивания моментных и спектрально-корреляционных характеристик с использованием характеристик «превышения уровня» тесно связаны между собой и позволяют решать задачу совместного оценивания характеристик телеметрируемых процессов как во временной, так и в частотной областях.

В качестве модели двумерной плотности вероятности телеметрируемых процессов полученные оценки двумерной негауссовой плотности вероятности (рис. 4) были представлены моделью со структурной неоднородностью [4] в виде смеси двумерных – информационной и аномальной – гауссовых компонент [8]:

$$p(\xi_1, \xi_2; t_1, t_2) = (1 - \alpha)p_{и}(\xi_1, \xi_2 | \sigma_{и}, r_{и}(\tau)) + \alpha p_a(\xi_1, \xi_2 | \sigma_a, r_a(\tau)). \quad (4)$$

Однако алгоритмы оценивания характеристик двумерных распределений требуют большого объема вычислений и их сложно применять в условиях реального времени, поэтому на практике обычно используют более простые двумерные характеристики: нормированные спектральные плотности $S(f)$ и нормированные корреляционные функции $r(\tau)$. Из полученной модели (3) можно показать, что спектрально-корреляционные характеристики также могут быть представлены в виде модели со структурной неоднородностью [8]:

$$r(\tau) = (1 - \alpha)r_{и}(\tau) + \alpha r_a(\tau); \quad (5)$$

$$S(f) = (1 - \alpha)S_{и}(f) + \alpha S_a(f).$$

При этом весовые коэффициенты загрязнения α для спектрально-корреляционной, двумерной модели и модели телеметрируемых процессов во временной области совпадают.

Для адаптации модели (4) к характеристикам поступающей телеметрической информации в частотной области были проанализированы формы спектров телеметрируемых про-

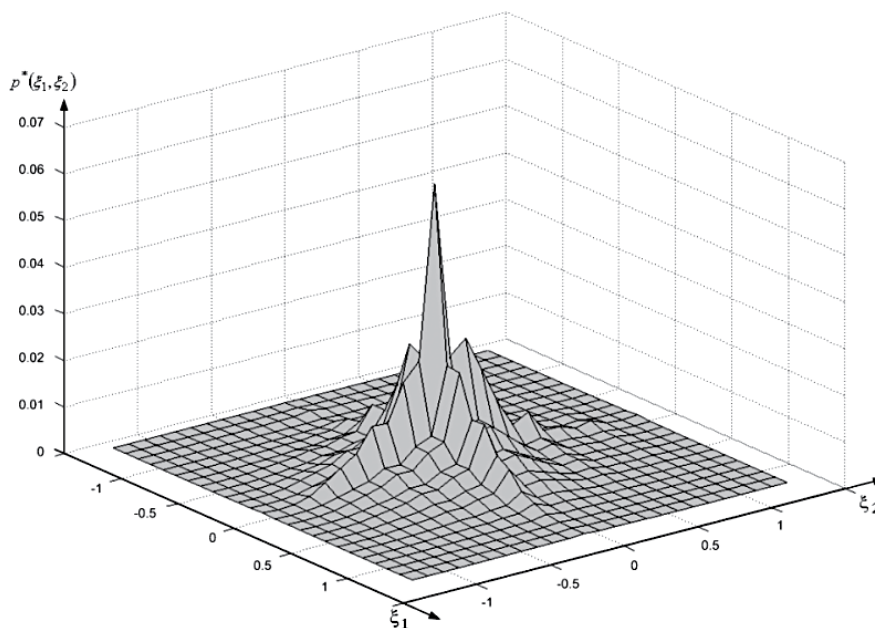


Рис. 4 Характерный результат оценивания двумерной плотности вероятности телеметрируемых процессов

цессов, выяснилось, что наиболее близки к ним спектры Гаусса, равномерный и близкий к спектру Лоренца (см. таблицу). Эти модели спектров хорошо изучены и позволяют просто получать их обобщенные спектрально-корреляционные характеристики [11].

Для оперативной классификации телеметрируемых параметров по форме спектра была использована метрика v^2 [11]:

$$v^2 = 1 - (n^+(0, T_a) / n_{\max}(T_a))^2.$$

Характерные результаты классификации телеметрируемых процессов по форме спектра приведены на рис. 5.

Метрика v^2 определяется корреляционной зависимостью между значениями телеметрируемого параметра и его производной в совпадающие моменты времени и позволяет путем простого подсчета числа положительных пересечений «нулевого уровня» $n^+(0, T_a)$ и числа локальных максимумов $n_{\max}(T_a)$ телеметрируемого параметра за время анализа T_a

получать оценки спектрально-корреляционных характеристик (см. таблицу). Кроме того, значения v^2 для детектируемых форм спектра перекрывают весь диапазон ее изменений от узкополосного гармонического процесса $v^2 = 0$ до широкополосного $v^2 = 1$ [11–13].

Исследования телеметрической информации семейства ракет-носителей «Союз-2» позволили:

- обосновать двухкомпонентную модель телеметрируемых процессов в виде «смеси» информационно и аномальной компонент (1), (4) и (5);
- получить несмещенные оценки моментов одномерных распределений, используя соотношения (3);
- оперативно классифицировать телеметрируемые параметры по форме спектра и оценивать спектрально-корреляционные характеристики (см. таблицу).

Таким образом, использование соотношений (3) и типовых спектральных плотностей (см. таблицу) дает возможность совместно оценивать характеристики телеметриру-

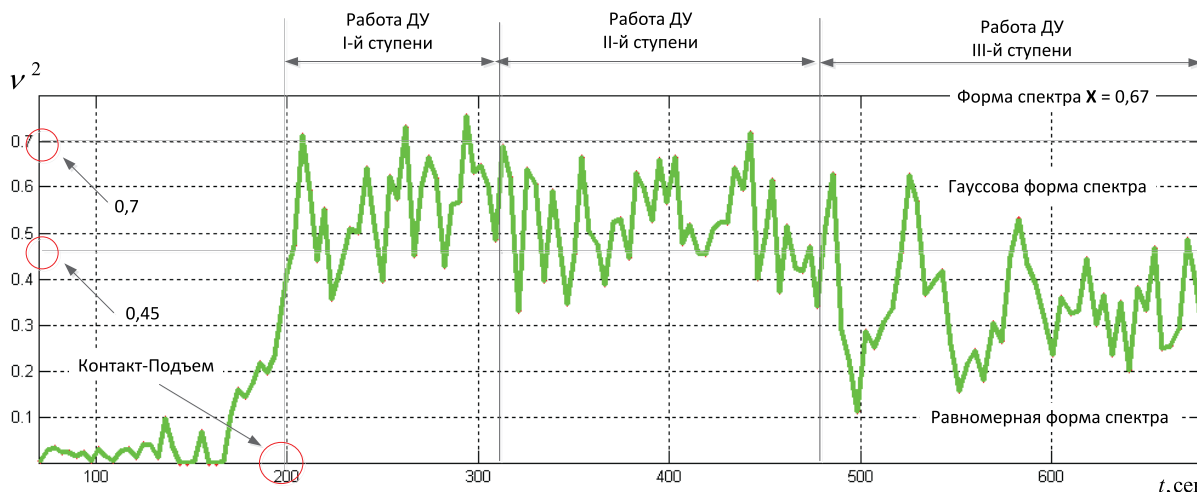


Рис. 5 Результаты классификации телеметрируемого параметра, поступающего с датчика АЛЕ048 ракеты-носителя «Союз-2»

Взаимосвязь характеристик «превышения уровня» и спектрально-корреляционных характеристик телеметрируемых процессов с различными формами спектра

| v^2 | $S(f)$ | $r(\tau)$ | Δf | $n^+(0,1)$ | $n_{\max}(1)$ |
|-------|--|---|---|---|---|
| 0,86 | $\frac{16k^5}{3(k^2 + (2\pi f)^2)^3}$ | $\left(1 + k \tau + \frac{1}{3}(k\tau)^2\right) \times \exp(-k \tau)$ | $\frac{3,54n^+(0,1)}{(1 + \gamma_2/8)}$ | $0,09\kappa \left(1 + \frac{\gamma_2}{8}\right)$ | $0,28\kappa \left(1 + \frac{\gamma_2}{8}\right)$ |
| 0,59 | $\sqrt{\frac{\pi}{\kappa}} \exp\left(-\frac{(2\pi f)^2}{4\kappa}\right)$ | $\exp(-\kappa\tau^2)$ | $\frac{2,51n^+(0,1)}{(1 + \gamma_2/8)}$ | $0,23\sqrt{\kappa} \left(1 + \frac{\gamma_2}{8}\right)$ | $0,39\sqrt{\kappa} \left(1 + \frac{\gamma_2}{8}\right)$ |
| 0,39 | $\begin{cases} 2\pi/k, & f \leq k/2 \\ 0, & f > k/2 \end{cases}$ | $\frac{\sin(k\tau/2)}{k\tau/2}$ | $\frac{1,75n^+(0,1)}{(1 + \gamma_2/8)}$ | $0,05\Delta f \left(1 + \frac{\gamma_2}{8}\right)$ | $0,25\Delta f \left(1 + \frac{\gamma_2}{8}\right)$ |

емых процессов во временной и частотной областях, тем самым уменьшать вычислительную сложность (до двух раз) алгоритмов для их оперативного оценивания.

ЛИТЕРАТУРА

1. Охтилев М.Ю. Интеллектуальные технологии мониторинга состояния и управления структурной динамикой сложных технических объектов / М.Ю. Охтилев, Б.В. Соколов, Р.М. Юсупов. – М.: Наука, 2006. 410 с.
2. Майданович О.В. Теория и практика построения автоматизированных систем мониторинга технического состояния космических средств: моногр. / О.В. Майданович и др.; под ред. О.В. Майдановича. – СПб.: ВКА им. А.Ф. Можайского, 2011. 219 с.
3. Каргин В.А. Особенности обработки телеметрической информации ракет-носителей в реальном времени / В.А. Каргин, Н.В. Нездоровин, Д.А. Николаев, Е.Б. Самойлов // Информация и космос. 2009. № 4. С. 77-82.
4. Каргин В.А. Подход к классификации неоднородностей телеметрической информации ракет-носителей / В.А. Каргин, Я.А. Скороходов // Авиакосмическое приборостроение. 2015. № 4. С. 94-103.
5. Новицкий П.В. Оценка погрешностей результатов измерений / П.В. Новицкий, И.А. Зограф. – Л.: Электроатомиздат, 1991. 304 с.

6. Федоров М.В. Метод идентификации форм распределений малых выборок / М.В. Федоров // РХЖ (ЖРХО им. Д.И. Менделеева). 2002. Т. 46, № 3. С. 9-11.
7. Бородько Д.Н. Модель измерительной информации в системах мониторинга космических средств / Д.Н. Бородько, В.А. Каргин, Д.А. Николаев, А.Ю. Россиев // Информационно-управляющие системы. 2012. № 1. С. 39-43.
8. Хименко В.И. Проблемы речевых технологий. Вероятностная структура и обобщенная математическая модель речевых сигналов / В.И. Хименко // Вестн. молодых ученых. 2005. № 8. С. 5-17.
9. Rice S. Mathematical Analysis of Random Noise / S. Rice // Bell Syst. Tech. J. 1945. Vol. 24. P. 46-156.
10. Тихонов В.И. Проблема пересечений уровней случайными процессами / В.И. Тихонов, В.И. Хименко // Радиофизические приложения. Радиотехника и электроника. 1998. Т. 43, № 5. С. 501-523.
11. Тихонов В.И. Выбросы траекторий случайных процессов / В.И. Тихонов, В.И. Хименко. – М.: Наука, 1987. 305 с.
12. Barnett J. Zero-crossing rates of mixtures and products of Gaussian processes / J. Barnett, B. Kedem // IEEE. 1998. Vol. 44. P. 1672-1677.
13. Gajic B. Robust speech recognition using Features based on zero crossings with peak amplitudes / B. Gajic, K. Paliwal // IEEE. 2003. Vol. I. P. 64-67.

Model of Telemetered Processes of Space Means with Structural Heterogeneity

Kargin V.A., Nikolaev D.A.
CJSC SKB Orion,
St. Petersburg, Russia
dima.nikolaev.77@gmail.com

Abstract. The article considers a model of telemetric processes with structural heterogeneity. The results of the probabilistic investigation of telemetric information coming from the Soyuz-2 launch vehicle make it possible to justify the model in the form of a mixture of Gaussian distributions. As information signs of telemetric processes, the characteristics of “exceeding the level” are used. To adapt the characteristics of the model to the real-time telemetric information in the time domain, the approximation of the resulting probability density by the Edgeworth series is used. For the adaptation of characteristics in the frequency domain, a classification of telemetry processes according to the shape of the spectrum is proposed.

Keywords: automated analysis, structural heterogeneity, emissions of random processes, excess levels, zero-crossing, abnormal measurement results, contamination of telemetric information

REFERENCES

1. Okhtilev M. Yu., Sokolov B. V., Yusupov R. M. Intellectual Technologies for Monitoring the State and Managing the Structural Dynamics of Complex Technical Objects [Intellektualnyye tekhnologii monitoringa sostoyaniya i upravleniya strukturnoy dinamikooy slozhnykh tekhnicheskikh obyektoov], Moscow: Nauka, 2006, 410 p.
2. Maidanovich O. V. et al. Theory and Practice of Constructing Automated Systems for Monitoring the Technical State of Space Vehicles: monograph [Teoriya i praktika postroyeniya avtomatizirovannykh sistem monitoringa tekhnicheskogo sostoyaniya kosmicheskikh sredstv: monografiya]; ed. O. V. Maidanovich. St. Petersburg, MSA named A. F. Mozhaisky, 2011, 219 p.
3. Kargin V.A., Nezdorovin N. V., Nikolaev D. A., Samoylov E. B. Features of Processing of Telemetric Information of Rockets-Carriers in Real Time [Osobennosti obrabotki telemetricheskoy informatsii raket-nositeley v real'nom vremeni], *Information and space [Informatsiya i kosmos]*, 2009, no. 4, pp. 77-82.
4. Kargin V.A., Skorokhodov Ya. A. Approach to the Classification of Inhomogeneities in Telemetry Information of Carrier Rockets [Podkhod k klassifikatsii neodnorodnostey telemetricheskoy informatsii raket-nositeley], *Aerospace Instrumentation [Aviakosmicheskoye priborostroyeniye]*, 2015, no. 4, pp. 94-103.
5. Novitsky P. V. Zograf I. A. Estimation of Errors in Measurement Results [Otsenka pogreshnostey rezul'tatov izmereniy], Leningrad, Electroatomizdat, 1991, 304 p.
6. Fedorov M. V. Method for Identifying Forms of Small Sample Distributions [Metod identifikatsii form raspredeleniy malykh vyborok] / Ros. chem. f. (J. D. Mendeleyev of the Chemical Industry of the name of D. I. Mendeleyev), 2002, Vol. 46, no. 3, pp. 9-11.
7. Borodko D. N., Kargin V.A., Nikolaev D.A., Rossiev A. Yu. Model of Measurement Information in Space Monitoring Systems [Model izmeritelnoy informatsii v sistemakh monitoringa kosmicheskikh sredstv], *Information-control systems [Informatsionno-upravlyayushchiye sistemy]*, 2012, no 1, pp. 39-43.
8. Khimenko V. I. Problems of Speech Technologies. Probabilistic Structure and Generalized Mathematical Model of Speech Signals [Problemy rechevykh tekhnologiy. Veroyatnostnaya struktura i obobshchennaya matematicheskaya model' rechevykh signalov], *Bulletin of Young Scientists [Vestnik molodykh uchennykh]*, 2005, no. 8, pp. 5-17.
9. Rice S. Mathematical Analysis of Random Noise, *Bell Syst. Tech. J.*, 1945, Vol. 24, pp. 46-156.
10. Tikhonov V. I., Khimenko V. I. The Problem of Level Crossing by Random Processes [Problema peresecheniy urovney sluchaynymi protsessami], *Radiophysical Applications, Radio Engineering and Electronics [Radiofizicheskiye prilozheniya – Radiotekhnika i elektronika]*, 1998, Vol. 43, no. 5, pp. 501-523.
11. Tikhonov V. I., Khimenko V. I. Emissions of Trajectories of Random Processes [Vybrosoy trayektoriy sluchaynykh protsessov], Moscow, Nauka, 1987, 305 p.
12. Barnett J., Kedem B. Zero-crossing Rates of Mixtures and Products of Gaussian Processes, *IEEE*, 1998, Vol. 44, pp. 1672-1677.
13. Gajic B., Paliwal K. Robust Speech Recognition Using Features Based on Zero Crossings with Peak Amplitudes, *IEEE*, 2003, Vol. I, pp. 64-67.

Statistical Model of Time Series

Garbaruk V. V., Fomenko V. N.,
Emperor Alexander I Petersburg State Transport University,
St. Petersburg, Russia,
vmkaf@pgups.ru

Kupriyanov A. S.,
OOO «T-Systems RUS»,
St. Petersburg, Russia,
akuprijob@rambler.ru

Abstract. Railway obligatory medical inspections are aimed at enhancing safety of train traffic as well as maintaining staff health and employability. In this work a method is suggested of rapid identification of drug dependent people by means of pupillograms (*i. e.*, curves representing the time dependence of human pupil area as reaction to light stimulus). These curves are processed using factor analysis, data points being treated as variables. Correlation between data points appears as presence in each of them factors common for the whole process. Clustering experimental data is done using test of statistical significance. Two criterion variables are introduced: one of them depends on common factors whereas the other is related to individual factors. A class of pupillograms obtained for survey subjects having some pathologies has been revealed as a result of analysis.

Keywords: factor analysis, cluster analysis, maximum likelihood method, pupillograms.

INTRODUCTION

It is known the human eyes reflect the psychoemotional and physiological state of men. A number of researches were performed earlier which proved the relation of pupil characteristics to the state of tiredness. For instance, correlation between pupil contraction rate and the state of being without sleep for more than 24 hours has been demonstrated in report [1]. Thus medical examination based on pupillograms can be used to assess one's attentiveness and reaction rate as well as his validity. A pupillogram examination lasts 5 minutes, is non-invasive and harmless to patients [2]. For this reason the pupillogram examination is fit for institutions which must permanently monitor staff efficiency and find out persons being in drug or alcohol intoxication. In the present paper pupillograms are treated as time series. Their statistical processing allows one revealing facts of a psychotropic substance exposure upon the subject under examination.

An important task in using time series is classifying them into classes according to a specific criterion. Existence of an appreciable stochastic component in the time series disguising the classifying criterion can greatly complicate solution of the above-mentioned problem. The goal of the present paper is to suggest a method which, in a number of cases, enables one to eliminate the influence of the stochastic factor and more clearly distinguish an interesting feature of the time series. The method proposed is based on factor analysis [3–5] which allows extracting common components in data points of a time series, so-called common factors. All data points are expressed through common factors. The set of n random variables fill a domain in n dimensional space which is segment of a linear manifold with dimensionality equal to the number of common factors. Strong correlation between data points ensures that the number of common factors is not large. In such case the stochastic component in the process under investigation can be removed to a large extent and reliable conclusions can be drawn on whether the time series belongs to a specific class.

The present approach to take into account correlation between data points is an alternative to autocorrelation function method [6]. Its advantage is that it does not imply transition into frequency domain and, as a result, loss of clearness. Moreover, a non-stationary process is admissible too. In conventional approach the time-frequency transform would be necessary in that case what causes further difficulties.

FACTOR ANALYSIS AS APPLIED TO STOCHASTIC PROCESSES

Let $X(t)$ be the random process to be investigated observed at time moments t_p ($i = 1, 2, \dots, n$). Denote the corresponding process values (further on referred to as terms of the time series) as $x_i = X(t_i)$. The quantities $m_i = Mx_i$ and $\sigma_i = \sqrt{Dx_i}$ stand for the expected values and rms deviations. Let R be the correlation matrix for random variables x_i .

In factor analysis the matrix R is decomposed with respect to its eigenvectors as follows

$$R = V \begin{pmatrix} \lambda_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \lambda_2 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \ddots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \lambda_n \end{pmatrix} V^T,$$

where V denotes a matrix with the eigenvectors of R as its columns, λ_i are eigenvalues ($\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$). Let us choose the first p eigenvectors from their complete set so that they make a dominant contribution to the sum $\sum_{k=1}^n \lambda_k = n$.

The following matrix is computed starting from the selected eigenvectors

$$\tilde{R} = \tilde{V} \begin{pmatrix} \lambda_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \lambda_2 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \ddots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \lambda_p \end{pmatrix} \tilde{V}^T, \quad (1)$$

where \tilde{V} has dimensions $n \times p$ and contains the chosen eigenvectors. Further, the eigenvectors of \tilde{R} are found, p ones of them with the greatest eigenvalues are selected, a new matrix \tilde{R} is calculated via Eq. (1) on their basis and so on. The iterations are repeated until convergence with desired accuracy is achieved. As a result the initial correlation matrix takes the following form

$$R = \tilde{R} + \Delta R. \quad (2)$$

The diagonal elements $h_i = \tilde{R}_{ii}$, which are portions of the total variance $\sigma_{x_i}^2$ of the x_i variables reproduced by the p main eigenvectors of \tilde{R} , are called communalities. They may essen-

tially differ from 1. The matrix ΔR represents residual correlations and variances.

Splitting the correlation matrix into two parts (2) is associated with the following representation of the x_i variables

$$x_i = m_i + \sigma_i \sum_{k=1}^p a_{ik} f_k + u_i, \quad i = \overline{1, n}, \quad (3)$$

where f_i are non-correlated normalized random quantities ("common factors"). The coefficients a_{ik} ("factor loadings") are collinear with the eigenvectors of \tilde{R} with a factor of $\sqrt{\lambda_k}$. The quantities u_i ("individual factors") are statistically independent from the common factors.

The diagonal elements of ΔR have the following form $1 - h_i = \frac{Du_i}{\sigma_i}$. They might not be small as compared to 1. However, in accordance with the principles underlying factor analysis, the non-diagonal correlation coefficients of ΔR should be small because common factors have to take into account the main part of x_i correlation:

$$\frac{\text{Cov}(x_i, x_j)}{\sigma_i \sigma_j} = \sqrt{\lambda_i \lambda_j} \sum_{k=1}^p a_{ik} a_{jk} + \frac{\text{Cov}(u_i, u_j)}{\sigma_i \sigma_j}.$$

If communalities h_i are about 1 (i. e., the individual fluctuations are sufficiently small), one can omit the individual corrections in Eq. (3) to a good accuracy. Then one obtains for terms of the time series the following approximate representation

$$x_i \approx m_i + \sigma_i \sum_{k=1}^p a_{ik} f_k. \quad (4)$$

Eq. (4) means that the vectors (x_1, x_2, \dots, x_n) are contained by a n dimensional domain (linear manifold) in the n dimensional linear vector space. The reduction of dimensionality of the space segment filled by the stochastic process is obviously related to correlations between data for different time moments. These correlations are described in factor analysis by introducing components common for the different terms of the time series, the common factors.

POINT ESTIMATION OF FACTORS

Let us construct the point estimators of common and individual factors using the maximum likelihood method. To make the matter more explicit we assume that factors are distributed normally. As a result, the terms of the time series obey the same distribution rule. Then, having in mind that common factors are uncorrelated with each other and the individual ones, the likelihood can be written down as follows

$$\begin{aligned} \Psi(f_1, \dots, f_p, u_1, \dots, u_n) = \\ = N \exp \left(-\frac{1}{2} \sum_{k=1}^p f_k^2 - \frac{1}{2} \sum_{i,j=1}^n C_{ij} u_i u_j \right) \end{aligned} \quad (5)$$

with N as a normalizing factor. In Eq. (5) we have taken into account correlation between the individual factors. It must be done despite of the fact that the common factors do care for an important part of x_i correlations. Really, residual correlation

between the individual factors can lead to correlation coefficients far from zero because the variance of the individual factors are small too if the communalities are near unity. Residual covariance is defined as the difference between total covariance and its portion related to the common factors

$$\begin{aligned} \text{Cov}(u_i, u_j) &= \text{Cov}(x_i, x_j) - \text{Cov}_{ij}^{(f)} = \\ &= \text{Cov}(x_i, x_j) - \sigma_i \sigma_j \sum_{k=1}^p a_{ik} a_{jk}. \end{aligned}$$

The matrix C of coefficients entering Eq. (5) equals $C = \|\text{Cov}(u_i, u_j)\|^{-1}$.

The estimators of the factors \hat{f}_k and \hat{u}_i are obtained as values maximizing likelihood (5) under additional conditions

$$\begin{cases} \max \Psi(\hat{f}_1, \dots, \hat{f}_p, \hat{u}_1, \dots, \hat{u}_n), \\ \hat{x}_i = m_i + \sigma_i \sum_{k=1}^p a_{ik} \hat{f}_k + \hat{u}_i, i = 1, \dots, n, \end{cases}$$

where \hat{x}_i are experimental data.

One obtains the following system of equations for \hat{u}_i using Lagrange multipliers:

$$\sum_{j=1}^n \left(\delta_{ij} + \sigma_i \sum_{k=1}^p \sum_{l=1}^n a_{ik} a_{lk} \sigma_l C_{lj} \right) \hat{u}_j = \hat{x}_i - m_i. \quad (6)$$

The common factor estimators are gotten from the relations

$$\hat{f}_k = \sum_{i,j=1}^n C_{ij} u_j \sigma_i a_{ik}. \quad (7)$$

However, it may occur to be rather cumbersome to straightforwardly apply formulae (6) and (7) because this would require to successively invert two large (possibly badly conditioned) matrices in order to compute C_{ij} and then \hat{u}_i . The difficulty is overcome by passage to new variables w_i instead of \hat{u}_i in the following manner

$$\hat{u}_i = \sum_{j=1}^n \text{Cov}(u_i, u_j) \cdot w_j. \quad (8)$$

The w_i variables are calculated from the system of equations

$$\sum_{j=1}^n \text{Cov}(x_i, x_j) w_j = \hat{x}_i - m_i. \quad (9)$$

The common factors are expressed through the new variables in the following way

$$\hat{f}_k = \sum_{i=1}^n w_i \sigma_i a_{ik}. \quad (10)$$

It is to be noted that the covariance matrix $\text{Cov}(u_i, u_j)$ may be even singular rather than badly conditioned. It is the case if exactly eigenvectors of the correlation matrix R are chosen as factor loadings (for instance, it is done so in the Principle Component Method). The C matrix in the expression for likelihood (5) does not exist in this case. Never the less formulae (8)–(10) which were used for computation of point estimators are still val-

id. They can be justified by a regularization procedure implying transfer of some amount of covariance from the individual factors to the common ones according to the following relations

$$\text{Cov}^{(f)'} = \text{Cov}^{(f)} + \varepsilon E; \quad \|\text{Cov}(u_i, u_j)\|' = \|\text{Cov}(u_i, u_j)\| - \varepsilon E,$$

where E is identity matrix and ε is a small parameter. The new matrices are not degenerate and they allow obtaining formulae (8)–(10). Passage to the limit $\varepsilon \rightarrow 0$ is obvious because covariance $\text{Cov}(u_i, u_j)$ is continuous with respect to ε .

CLUSTERING OF STOCHASTIC PROCESSES

When operating with time series it is important to know if the current stochastic process represented by experimental data belongs to a process class. Let us assume that the following characteristics of the class are available: expected values and rms deviations (in fact, statistical estimates of them) and factor loadings of the time series terms. Here we solve the class membership problem using the test of significance algorithm and taking into consideration two reasons. The rms deviation of the observed values relative to their approximation through common factors should not be large if the process belongs to the given class and factor analysis performed earlier has shown a considerable contribution of common factors to correlation between terms of the time series. Second, the magnitudes of common factor minimizing the rms deviations should not considerably exceed unity because common factors are normalized random variables.

Likelihood (5) prescribes distribution of two following statistics

$$\chi_u^2 = \sum_{i,j} C_{ij} u_i u_j. \quad (11)$$

and

$$\chi_f^2 = \sum_{k=1}^p f_k^2. \quad (12)$$

Let us dwell on the first statistic. Denote as D the matrix with orthonormal eigenvectors of the matrix C as its columns. Since $C = \text{Cov}^{-1}$, the quadratic form (11) is positive definite, because the covariance matrix has positive eigenvalues. Let u_i' be variables in terms of which the form (11) is diagonal:

$$\chi_u^2 = \sum_{i=1}^n \kappa_i u_i'^2. \quad (13)$$

Here κ_i are eigenvalues of C . We have for the u_i' variables

$$u_i' = \sum_{j=1}^n D_{ji} u_j.$$

It follows from expression (13) that the χ_u^2 statistic has a χ^2 distribution with n degrees of freedom. The variable (13) can be cast in the form

$$\chi_u^2 = \sum_{i=1}^n \kappa_i \left[\sum_{j=1}^n D_{ji} (\hat{x}_j - m_j - \sigma_j \sum_{k=1}^p a_{jk} f_k) \right]^2.$$

This relation allows treating χ_u^2 as the weighted rms deviation of orthonormal linear forms of the terms of a time series $\sum_{j=1}^n D_{ji} x_j$ from the values predicted by common factors

$$\sum_{j=1}^n D_{ji} (m_j + \sigma_j \sum_{k=1}^p a_{jk} f_k).$$

As was said above, computation of the coefficients C_{ij} can turn out to be difficult. One can avoid this problem by expressing statistic (11) through variables w_i (see Eq. (8))

$$\chi_u^2 = \sum_{i,j=1}^n w_i \text{Cov}(u_i, u_j) w_j. \quad (14)$$

Formula (14) is also valid if the matrix $\|\text{Cov}(u_i, u_j)\|$ is degenerate. It is derived in that case by using the regularization procedure described in section 2.

Statistic (12) has a χ^2 distribution with p degrees of freedom because of independence of common factors.

Let P_u and P_f be confidence levels for both test statistics with $F_{\chi^2}^{(r)}(x)$ being cumulative χ^2 distribution function with r degrees of freedom. Then the tolerance domain of test of significance is determined by the system of inequalities

$$\begin{cases} \chi_u^2 < K_u; \\ \chi_f^2 < K_f, \end{cases} \quad (15)$$

where quantiles K_u and K_f obey to equations

$$F_{\chi^2}^{(n)}(K_u) = P_u; F_{\chi^2}^{(p)}(K_f) = P_f.$$

AN APPLICATION OF THE OUTLINED METHOD

The method outlined above has been applied to investigation and clustering of the set of pupillograms, which give the dependence of pupillary diameter on time after a light stimulus. The consecutive frames of pupil are produced during 3 seconds at a rate of 50 frames per second. A set of 544 pupillograms of healthy people was investigated, each pupillogram containing readings for 155 time moments. A generic pupillogram is depicted in Fig. 1. The light flash takes place at zero time. One can learn more about pupillography in paper [7].

A factor analysis procedure has revealed three common factors with individual communalities not less than 0.99. Data were analyzed using criteria (15) with confident levels $P_u = P_f = 0,95$.

In Fig. 2 open circles depict the points with abscissas and ordinates equal to the values of statistics χ_u^2 and χ_f^2 , correspondingly. The dashed lines show the critical values of K_u and K_f . These lines confine the tolerance rectangular domain. From the total number of 544 pupillograms 22 ones go beyond the tolerance domain being positioned near its boundary. That is in accordance with the confident levels adopted. 109 pupillograms of healthy people are only shown to make the figure clearer.

A statistical model has been built as described above on the basis of the normal pupillograms, *i.e.* those of healthy people. This model is used to detect pathologies of drug dependent patients suffering from intoxication and drug withdrawal. In Fig. 2 upright crosses depict points for pupillograms of peoples after drug withdrawal (totally 30 patients). The points shown as

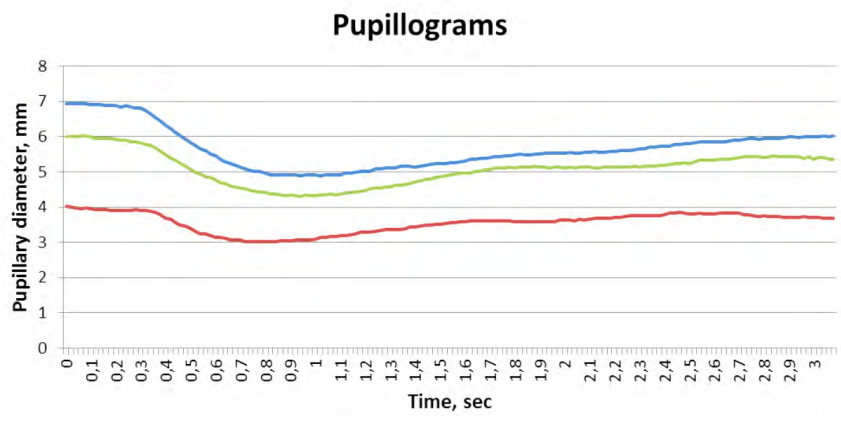


Fig. 1. A generic pupillogram

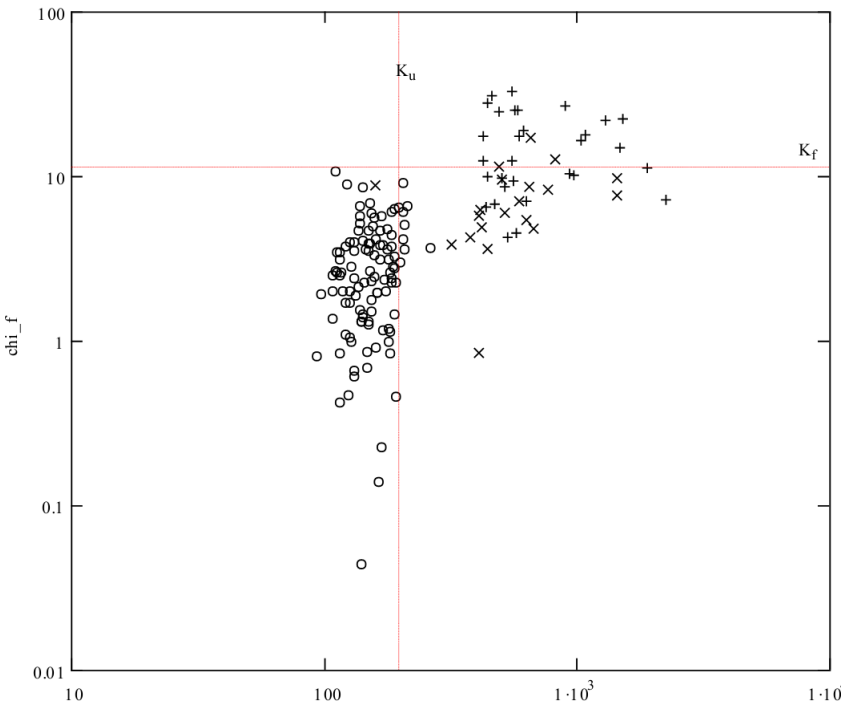


Fig. 2. The critical values of K_u and K_f

slanted crosses relate to pupillograms of people with intoxication (20 surveyed persons). It is seen that 19 pupillograms from 20 ones made in condition of intoxication do not meet the tolerance domain. All 30 pupillograms of people after drug with drawal are far beyond the tolerance domain either.

Thus, one can certainly draw the conclusion that the method of identification of the specified pathologies suggested in this work is efficient. Note that both pathologies are well separated. However, creating statistical models for pupillograms with a specific pathology is necessary to completely solve this problem. Unfortunately, relevant experimental data are not available at the moment.

CONCLUDING REMARKS

The approach to stochastic processes proposed in this work and based on factor analysis has the advantage that it can be used both for stationary and non-stationary time series and allows one avoiding time-frequency transformation. It is in contrast with the

Fourier transform method that information on the process class as a whole is contained in the factor loadings whereas information on a specific realization of the process is related to common factors which are normalized independent random variables. It allows mapping individual features of a process realization into a linear manifold with dimensionality which is equal to the number of common factors and therefore may be much less than dimensionality of the space spanned by experimental data.

One can conclude that the method suggested allows performing discriminant analysis of random processes. The example given in this paper proves its efficiency.

Statistical simulation of stochastic processes with preset characteristics could be another application of the method.

REFERENCES

1. Dal Santo J.P., Tousman S.A., Shaw D.L., Gerstein J.K., Falzone J.J., Dal Santo N.J. Pupillometry & Trucking Fatigue, 22nd Pupil Colloquium, Atalanta, 1997, pp. 62-68.

2. Velkhover E. S., Ananin V. F. Pupillodiagnosics [Pupillodiagnostika], Moscow, UDN, 1991, 212 p.
3. Harman H. H. Modern Factor Analysis, Univ. Chicago Press, 1976, pp. 175-176.
4. Fabrigar L. R., Wegener D. T., MacCallum R. C., Strahan E. J. Evaluating the Use of Exploratory Factor Analysis in Psychological Research, *Psychol. Methods*, 1999, no. 4 (3), pp. 272-299.
5. Subbarao C., Subbarao N. V., Chandu S. N. Characterisation of Groundwater Contamination using Factor Analysis. *Environ. Geol.*, 1996, no. 28 (4), pp. 175-180.
6. Percival D. B., Andrew T. W. Spectral Analysis for Physical Applications: Multitaper and Conventional Univariate Techniques, Cambridge Univ. Press, 1993, pp. 190-195.
7. Fomenko V. N., Kypriyanov A. S. Matimatical Models of Pupillary Reaction of Human Eye (Pupillograms) [Matematicheskie modeli zrachkovyh reakcij glaza cheloveka (pupillogramm)]. *Proc. Petersburg Transp. Univ. [Izvestia Peterburgskogo universiteta putei soobshcheniia]*, 2010, Vol. 4, pp. 220-230.
8. Dubrov A. M., Mhitarjan V. C., Troshin L. I. Multivariate Statistical Methods [Mnogomernye statisticheskie metody], Moscow, Finansy i Statistika, 2003, 352 p.
9. Zuev D. V. Synthesis of Object-based Neural Network of Image Recognition and its Application for Railway Automation Tasks [Sintez ob'ektnoj nejrosetevoj modeli raspoznavaniya obrazov i ee primenenie v zadachah zheleznodorozhnoj avtomatiki], St. Petersburg, 2013, 122 p.
10. Zakharov A. I., Zagaynov A. I., Khodakovskiy V. A., Multifractal Analysis: Identifying the Boundaries Application in the Study of Time Series, *Intellectual Technologies on Transport*, 2015, no. 3, pp. 24-29.
11. Nivorozhkina L. I. Multivariate Statistical Methods in Economics [Mnogomernye statisticheskie metody v ehkonomie], Moscow, Infra-M, RIOR, 2017, 203 p.

Статистическая модель временных рядов

Гарбарук В. В., Фоменко В. Н.,
Петербургский государственный университет путей со-
общения Императора Александра I,
Санкт-Петербург, Россия,
vmkaf@pgups.ru

Куприянов А. С.,
ООО «Г-Систем РУС»,
Санкт-Петербург, Россия,
akuprijob@rambler.ru

Аннотация. Обязательные медицинские осмотры на железнодорожном транспорте проводятся с целью медицинского обеспечения безопасности движения поездов, сохранения здоровья и трудоспособности работников. В работе предложен метод быстрого определения наркозависимых людей по пупиллограммам (кривым зависимости площади зрачка человека от времени в ответ на стимул). К таким кривым применяется факторный анализ, причем в качестве переменных рассматриваются временные сечения пупиллограмм. Корреляция этих сечений проявляется через наличие в них общих для всего процесса факторов. При кластеризации экспериментальных данных используется критерий значимости, причем вводятся два критерия: один содержит общие, а другой – индивидуальные факторы. В результате анализа четко выделяется класс пупиллограмм, полученных у обследуемых с патологиями.

Ключевые слова: факторный анализ, кластерный анализ, метод максимального правдоподобия, пупиллограмма.

ЛИТЕРАТУРА

1. Dal Santo J.P. Pupillometry & trucking fatigue / J.P. Dal Santo, S.A. Tousman, D.L. Shaw et al. // 22nd Pupil Colloquium. – Atlanta, 1997. P. 62-68.
2. Вельховер У.С. Пупиллодиагностика / У.С. Вельховер, В.Ф. Ананин. – М.: УДН, 1991. 212 с.
3. Harman H. H. Modern Factor Analysis / H. H. Harman. Chicago: Univ. Chicago Press, 1976. P. 175-176.
4. Fabrigar L. R. Evaluating the Use of Exploratory Factor Analysis in Psychological Research / L. R. Fabrigar, D. T. Wegener, R. C. MacCallum, E. J. Strahan // Psychol. Methods. 1999. № 4 (3). P. 272-299.
5. Subbarao C. Characterisation of groundwater contamination using factor analysis / C. Subbarao // Environ. Geol. 1996. № 28(4). P. 175-180.
6. Percival D. B. Spectral Analysis for Physical Applications: Multitaper and Conventional Univariate Techniques / D. B. Percival, T. W. Andrew. – Cambridge: Cambridge Univ. Press, 1993. P. 190-195.
7. Фоменко В. Н. Математические модели зрачковых реакций глаза человека (пупиллограмм) / В. Н. Фоменко, А. С. Куприянов // Изв. ПГУПС. 2010. Вып. 4. С. 220-230.
8. Дубров А. М. Многомерные статистические методы / А. М. Дубров, В. С. Мхитарян, Л. И. Трошин. – М.: Финансы и статистика, 2003. 352 с.
9. Зуев Д. В. Синтез объектной нейросетевой модели распознавания образов и ее применение в задачах железнодорожной автоматики: дис. ... канд. техн. наук: 05.13.18 / Д. В. Зуев. – СПб., 2013. 122 с.
10. Zakharov A. I. Multifractal analysis: identifying the boundaries application in the study of time series / A. I. Zakharov, A. I. Zagaynov, V. A. Khodakovsky // Интеллектуальные технологии на транспорте. 2015. № 3. С. 24-29.
11. Ниворожкина Л. И. Многомерные статистические методы в экономике / Л. И. Ниворожкина. – М.: Инфра-М; РИОР, 2017. 203 с.

Выбор СУБД и определение оптимального числа датчиков для локального сервера в составе САГМ

Бубнов В. П., Мочалов А. В., Соловьева В. Г.

Петербургский государственный университет путей сообщения Императора Александра I
Санкт-Петербург, Россия

bubnov1950@yandex.ru, exxxcepter@yandex.ru, v_solovyova@outlook.com

Аннотация. В статье рассматривается процесс выбора СУБД, наиболее пригодной для использования на локальном сервере системы автоматизированного геодезического мониторинга. Описывается архитектура программного комплекса автоматизированной системы геодезического мониторинга искусственных сооружений. Проводятся сравнительный анализ СУБД и обоснование их выбора. Определяется наибольшее число датчиков, подключаемых к серверу, при котором работа данного сервера не будет нарушена.

Ключевые слова: САГМ, СУБД, мониторинг, датчик, программный комплекс, локальный сервер.

ВВЕДЕНИЕ

Для объективного анализа получаемых данных и своевременного реагирования на опасные отклонения искусственных сооружений от нормальной работы требуется, чтобы в составе системы комплексной безопасности движения находилась подсистема автоматизированного мониторинга искусственных сооружений.

Мониторинг критически важных и опасных объектов – процесс инструментального автоматизированного круглосуточного наблюдения за определенными параметрами этих объектов. Задачей мониторинга считается предотвращение опасных ситуаций, нанесения ущерба объектам или их разрушения. Проблема мониторинга искусственных сооружений рассмотрена в [1–6].

В данной статье предлагается организовать систему автоматизированного геодезического мониторинга (САГМ). САГМ производит сбор, систематизацию, хранение, анализ, преобразование, отображение и распространение пространственно-координированных данных о контролируемых элементах особо опасного объекта для своевременного обнаружения опасных величин деформаций, определения причин их появления, составления прогнозов развития деформаций, определения и принятия мер для ликвидации развития опасных процессов и их последствий.

ОРГАНИЗАЦИЯ САГМ

Созданный программный комплекс (ПК), представляющий собой ядро САГМ, дает возможность подключить любые наборы датчиков, производить сбор, передачу, анализ и хранение данных. В будущем возможности комплекса могут расширяться в соответствии с актуальностью технических требований к таким комплексам.

ПК включает следующие основные компоненты:

- программное обеспечение локального сервера (ПОЛС);
- программное обеспечение удаленного сервера (REST API);
- графический интерфейс (Web Application) (рис. 1).

ПОЛС должно соответствовать следующим требованиям:

- независимость от платформы;
- способность к гибкой настройке при различных типах и количестве датчиков, помещенных на объекте;
- способность к самовосстановлению (при утрате соединения с одним из датчиков система должна продолжать работать и пытаться восстановить потерянное соединение) [7].

ПРОЦЕСС ВЫБОРА СУБД

Мониторинг важных ж/д объектов – одно из основных направлений предотвращения аварий и разрушения этих объектов. Учитывая важность этой задачи, при выборе системы управления базами данных (СУБД), входящей в систему мониторинга, следует принимать во внимание следующие факторы:

- моделирование данных:
 - триггеры и хранимые процедуры;
 - особенности архитектуры и функциональные возможности:
 - масштабируемость;
 - сетевые возможности;
 - особенности разработки приложений:
 - поддерживаемые языки программирования;
 - надежность:
 - восстановление после сбоев;
 - резервное копирование;
 - многоуровневая система защиты;
 - требования к рабочей среде:
 - поддерживаемые аппаратные платформы;
 - операционные системы, под управлением которых способна работать СУБД;
 - смешанные критерии:
 - стоимость.
- СУБД выбирали из четырех наиболее подходящих под эти требования продуктов:
- MySQL;
 - PostgreSQL;
 - Oracle;
 - DB2.
- Первые две СУБД бесплатные, другие – платные.

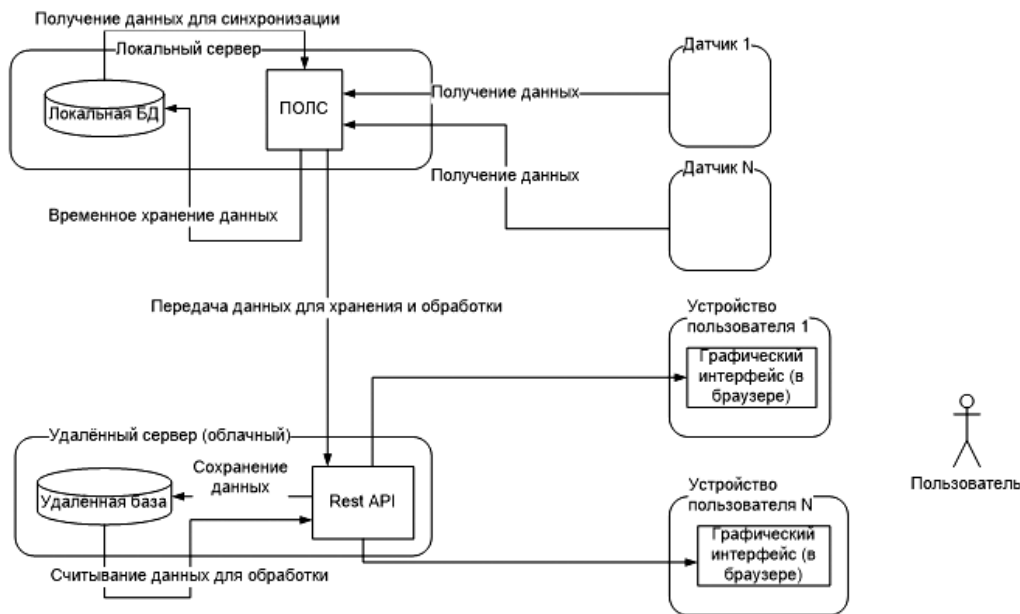


Рис. 1. Схема САГМ

Среди бесплатных СУБД наиболее подходящая – PostgreSQL. Ее достоинства:

- соответствие стандартам. Так как MySQL не ставит для себя цель полностью соответствовать стандартам SQL, эта СУБД не полностью поддерживает SQL. Если в будущем планируется переход на платные СУБД, например, Oracle, то сделать это с PostgreSQL будет довольно просто по сравнению с другими бесплатными СУБД;
- многопоточность. Параллельные операции чтения-записи могут создать проблемы в MySQL. Помимо этого, представление каждого клиента СУБД PostgreSQL в виде отдельного процесса позволяет повысить надежность и безопасность системы;
- функционал. Несмотря на то, что MySQL предоставляет достаточно богатый функционал, соответствие самым новым стандартам и огромное количество дополнений делают PostgreSQL более функциональной СУБД, позволяя получить все необходимые возможности;
- целостность данных. PostgreSQL обеспечивает большую надежность и целостность данных, чем MySQL;
- сложная структура данных. По сравнению с другими открытыми СУБД, PostgreSQL предоставляет больше возможностей для создания сложных структур данных без необходимости жертвовать какими-либо аспектами [8, 9].

И Oracle, и DB2 отвечают требованиям к использованию с рассматриваемой системой мониторинга. Обладая в целом схожими характеристиками и возможностями, более логичным выбором будет СУБД Oracle, поскольку у нее:

- более высокая производительность и надежность, хотя и при более высокой стоимости;
- более простая интеграция сторонних приложений;
- количество специалистов по работе с СУБД Oracle значительно превышает это количество у DB2 [10].

РАСЧЕТ ЧИСЛА ДАТЧИКОВ

Для определения оптимального числа датчиков, подключаемых к одному локальному серверу в системе мониторин-

га, проведен эксперимент. Предпочтение было отдано СУБД PostgreSQL. И PostgreSQL, и Oracle обеспечивают требуемый функционал, однако бесплатная PostgreSQL более выгодна с экономической точки зрения.

Нагрузка на сервер БД проверялась для следующих ситуаций:

- число клиентских подключений к БД:
 - 50;
 - 100;
 - 150;
 - 200;
 - 250;
- суммарное число заявок от одного клиента за время эксперимента:
 - 500;
 - 1000;
 - 1500.

Интервал между заявками от одного клиента 0,2 с.

Для эксперимента было написано приложение на языке программирования Java [11], которое подключало к БД PostgreSQL [12] и генерировало заявки согласно заданным параметрам – числу клиентов и количеству заявок от каждого клиента. Заявка представляла собой объект вида «целочисленное значение + строка» (int + String).

В качестве сервера БД выступал ПК со следующими характеристиками:

- 4-ядерный процессор с частотой 1,5 ГГц;
- 8 Гб оперативной памяти;
- жесткий диск с частотой 5400 об/мин.

Схема эксперимента и схема работы программы представлены на рис. 2, 3.

В ходе эксперимента получены следующие результаты:

- объем одного клиентского процесса составляет 2 Мб;
- дисковая активность одного клиентского процесса не превысила 50 Кб/с;
- измерено среднее число транзакций в секунду для разного числа клиентов (табл. 1);



Рис. 2. Схема проведения эксперимента

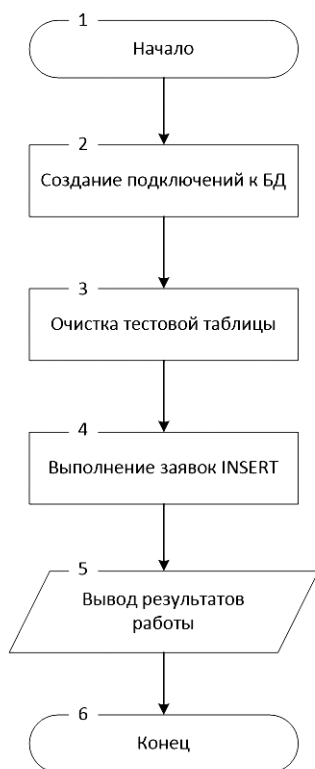


Рис. 3. Схема работы программы

Среднее число транзакций в секунду

| Число клиентов | Число транзакций/с |
|----------------|--------------------|
| 50 | 279 |
| 100 | 613 |
| 150 | 1017 |
| 200 | 1254 |
| 250 | 1617 |

Таблица 1

- измерено время в минутах, необходимое для завершения эксперимента при разных исходных данных (табл. 2);
- измерена средняя нагрузка на жесткий диск для разного числа клиентов (табл. 3);
- измерена средняя нагрузка на ЦП для разного числа клиентов (табл. 4).

Таблица 2
Время, требуемое для завершения эксперимента

| Число клиентов | Число заявок | | |
|----------------|--------------|------|------|
| | 500 | 1000 | 1500 |
| 50 | 1,97 | 3,96 | 5,93 |
| 100 | 1,93 | 3,86 | 5,8 |
| 150 | 2,14 | 4,41 | 6,33 |
| 200 | 2,3 | 4,27 | 6,34 |
| 250 | 2,35 | 4,62 | 6,49 |

Таблица 3
Средняя нагрузка на жесткий диск

| Число клиентов | Средняя нагрузка, % |
|----------------|---------------------|
| 50 | 20 |
| 100 | 26 |
| 150 | 31 |
| 200 | 35 |
| 250 | 40 |

Таблица 4
Средняя нагрузка на процессор

| Число клиентов | Средняя нагрузка, % |
|----------------|---------------------|
| 50 | 10 |
| 100 | 12 |
| 150 | 15 |
| 200 | 17 |
| 250 | 20 |

На рис. 4 представлены графики зависимости времени, затраченного на эксперимент, от числа клиентов. Для всех трех ситуаций прослеживается тенденция увеличения времени при увеличении числа клиентов.

Принимая во внимание неполное использование аппаратных ресурсов ПК (ЦП, ОЗУ, жесткий диск) во время эксперимента, можно улучшить ситуацию:

- снизить частоту заявок от клиентов;
- ограничить максимальное число клиентов (50–100).

Наиболее выгодно в данном случае снизить частоту заявок, так как это позволит наиболее эффективно использовать аппаратные ресурсы ПК.

На рис. 5, 6 представлены графики зависимости нагрузки на жесткий диск и ЦП от числа клиентов.

Выводы

Оба графика нагрузки представляют собой линейную зависимость, что позволяет определить максимально допу-

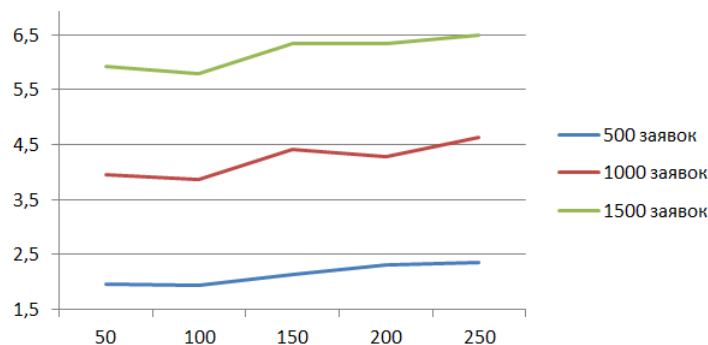


Рис. 4. Зависимость затраченного на эксперимент времени от числа клиентов

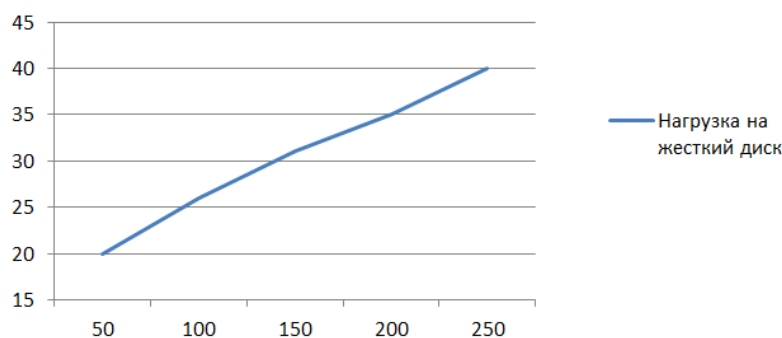


Рис. 5. Зависимость нагрузки на жесткий диск от числа клиентов

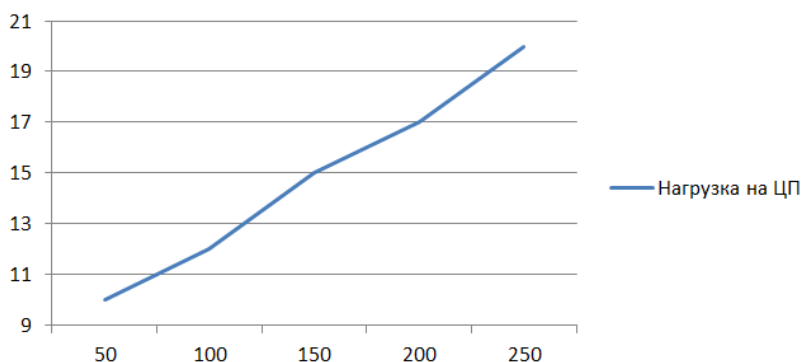


Рис. 6. Зависимость нагрузки на ЦП от числа клиентов

стимое число клиентов. В данном случае это число будет определяться по нагрузке на жесткий диск как на наиболее медленное устройство в системе. Рекомендуемое значение числа клиентов – 350, так как нагрузка на жесткий диск в этом случае будет находиться в пределах 50%. Однако замена жесткого диска на более производительную версию позволит увеличить число пользователей. Необходимое для данного числа клиентов количество ОЗУ составит 700 МБ (без учета любого другого ПО). Объем пересылаемых на сервер данных составит около 20 МБ/с; для передачи потребуются два канала по 100 Мбит/с или один канал 1 Гбит/с.

ЛИТЕРАТУРА

1. Watanabe E. On longevity and monitoring technologies of bridges: a survey study by the Japanese Society of Steel Construc-

tion / E. Watanabe, H. Furuta, T. Yamaguchi, M. Kano // Struct. Infrastruct. Eng. 2014. Vol. 10, N 4. P. 471-491.

2. Li S. L. SMC structural health monitoring benchmark problem using monitored data from an actual cable-stayed bridge / S. L. Li, H. Li, Y. Liu et al. // Struct. Control and Health Monit. 2014. Vol. 21, N 2. P. 156-172.

3. Li A. Q. Analysis and assessment of bridge health monitoring mass data – progress in research/development of «Structural Health Monitoring» / A. Q. Li, Y. L. Ding, H. Wang, T. Guo // Sci. China Technol. Sci. 2012. Vol. 55, N 8. P. 2212-2224.

4. Spencer B. F. Campaign Monitoring of Railroad Bridges in High-Speed Rail Shared Corridors using Wireless Smart Sensors / B. F. Spencer // Report No NSEL-040, Department of Civil and Environ. Eng. Univ. of Illinois at Urbana-Champaign, June 2015.

5. Брынь М. Я. Геодезический мониторинг деформаций вантовых мостов на основе спутниковых техноло-

гий / М. Я. Брынь, А. А. Никитчин, Е. Г. Толстов и др. // Изв. ПГУПС. 2009. № 2 (19). С. 120-128.

6. Брынь М. Я. Программный комплекс для мониторинга деформаций особо опасных объектов / М. Я. Брынь, А. Д. Хомоненко, В. П. Бубнов и др. // Проблемы информационной безопасности. Компьютерные системы. 2014. № 1. С. 36-41.

7. Бубнов В. П. Программный комплекс автоматизированного геодезического мониторинга искусственных сооружений для высокоскоростной железнодорожной магистрали «Москва – Казань – Екатеринбург» / В. П. Бубнов, А. А. Никитчин, С. А. Сергеев // Интеллектуальные технологии на транспорте. 2015. № 4. С. 27-33.

8. SQLite vs MySQL vs PostgreSQL: сравнение систем управления базами данных. URL: <http://devacademy.ru/posts/sqlite-vs-mysql-vs-postgresql> (дата обращения 12.05.2017).

9. Уорсли Дж. PostgreSQL. Для профессионалов / Дж. Уорсли, Дж. Дрейк. – СПб.: Питер, 2003. 496 с.

10. Как выбрать систему управления базами данных. URL: <http://www.getinfo.ru/article896.html> (дата обращения 12.05.2017).

11. Документация к Java. URL: <http://docs.oracle.com/javase/7/docs/api> (дата обращения 12.05.2017).

12. PostgreSQL. URL: <https://www.postgresql.org> (дата обращения 12.05.2017).

Database System Management Selection and Determination Optimal Number of Sensors for the Local Server as a part of AGMS

Bubnov V.P., Mochalov A.V., Solovyeva V.G.
Emperor Alexander I Petersburg State Transport University
St. Petersburg, Russia

bubnov1950@yandex.ru, exxxcepter@yandex.ru, v_solovyova@outlook.com

Abstract. The selection process of DBMS, which is the most usable on the local server of AGMS is considered. The architecture of the software complex of AGMS is described. A comparative analysis of DBMS and the reason for its selection are given. The maximum number of sensors connected to the server, at which the work of the given server will not be violated, is determined.

Keywords: AGMS, DBMS, monitoring, sensors, program package, local server.

REFERENCES

1. Watanabe E., Furuta H., Yamaguchi T., Kano M. On Longevity and Monitoring Technologies of Bridges: a Survey Study by the Japanese Society of Steel Construction. *Struct. Infrastruct. Eng.*, 2010, vol. 10, no. 4, pp. 471-491.
2. Li S.L., Li H., Liu Y., Lan C., Zhou W., Ou J. SMC Structural Health Monitoring Benchmark Problem Using Monitored Data From an Actual Cable-stayed Bridge. *Struct. Control and Health Monit.*, 2014, vol. 21, no. 2, pp. 156-172.
3. Li A. Q., Ding Y. L., Wang H., Guo T. Analysis and Assessment of Bridge Health Monitoring Mass Data – Progress in Research/Development of ‘Structural Health Monitoring’. *Sci. China Technol. Sci.*, 2012, vol. 55, no. 8, pp. 2212-2224.
4. Spencer B. F. Campaign Monitoring of Railroad Bridges in High-Speed Rail Shared Corridors Using Wireless Smart Sensors. *Report No NSEL-040, Department of Civil and Environ. Eng. Univ. of Illinois at Urbana-Champaign*, June 2015.
5. Bryn M. Ya., Nikitchin A. A., Tolstov E. G. et al. Geodetic Deformation Monitoring Cable-stayed Bridges Based on Satellite Technology [Geodezicheskii monitoring deformatsii vantovykh mostov na osnove sputnikovykh tekhnologii], *Proc. Petersburg Transp. Univ. [Izvestiia Peterburgskogo universiteta putei soobshcheniia]*, 2009, no. 2 (19), pp. 120-128.
6. Bryn M. Ya., Khomonenko A. D., Bybnov V. P., Nikitchin A. A., Sergeev S. A., Novikov P. A., Titov A. I. Software for Monitoring Strain Especially Dangerous Objects [Programmy kompleks dlia monitoringa deformatsii osobo opasnykh obektov], *Prob. Inform. Security. Computer systems [Problemy informatsionnoi bezopasnosti. Kompiuternye sistemy]*, 2014, no. 1, pp. 36-41.
7. Bubnov V.P., Nikitchin A.A., Sergeev S.A. Software for Automated Geodetic Monitoring of Artificial Structures for High-Speed Railway “Moscow – Kazan – Yekaterinburg” [Programmnyy kompleks avtomatizirovannogo geodezicheskogo monitoringa iskusstvennykh sooruzheniy dlya vysokoskorostnoy zheleznodorozhnoy magistrali «Moskva – Kazan – Ekaterinburg»], *Intellectual technologies on transport [Intellektualnye tekhnologii na transporte]*, 2015, no.4, pp. 27-33.
8. SQLite vs MySQL vs PostgreSQL: Comparison of Database Management Systems. Available at: <http://devacademy.ru/posts/sqlite-vs-mysql-vs-postgresql> (accessed 12 May 2017).
9. Worsley J., Dreik J. PostgreSQL. For Professionals [PostgreSQL. Dlya professionalov], St. Petersburg, Piter, 2003, 496 p.
10. How to Choose a Database Management System [Kak vybrat' sistemu upravleniya bazami dannyh]. Available at: <http://www.getinfo.ru/article896.html> (accessed 12 May 2017).
11. Java Documentation. Available at: <https://docs.oracle.com/javase/7/docs/api> (accessed 12 May 2017).
12. PostgreSQL. Available at: <https://www.postgresql.org> (accessed 12 May 2017).

Выбор модели SSD-накопителя на основе алгоритма нечёткого вывода

Климкина А. А., Валиева А. О., Логашев С. В.
ВКА им. А. Ф. Можайского
Санкт-Петербург, Россия
anitaklimkina@gmail.com, baksi123@mail.ru,
loga1977@yandex.ru

Хомоненко А. Д.
Петербургский государственный университет
путей сообщения Императора Александра I,
ВКА им. А. Ф. Можайского
Санкт-Петербург, Россия
khomon@mail.ru

Аннотация. Предлагается подход к выбору SSD-диска, удовлетворяющего заданным параметрам. Диск выбирается на основе формирования базы нечетких правил и последующего применения алгоритма нечеткого вывода Мамдани. Анализируются популярные модели SSD-дисков, представленных на рынке. Приводятся примеры выбора оптимальной модели SSD-накопителя для вычислительной системы с заданными параметрами.

Ключевые слова: SSD-диск, нечеткий вывод, хранение данных, жесткий диск, MATLAB.

ВВЕДЕНИЕ

Информация всегда была и остается очень важной составляющей нашей жизни, а ее хранение представляет собой важную задачу. Несколько лет назад произошла настоящая революция в области хранения информации: появились первые массовые накопители, использующие микросхемы флеш-памяти.

В настоящее время существуют два вида устройств хранения информации:

- HDD (hard disk drive) – накопители на жёстких магнитных дисках, действующие по принципу намагничивания жёстких (не гибких) пластин из алюминия или стекла, на которые нанесён слой ферромагнетика. В настоящее время это наиболее распространённые устройства хранения информации;

- SDD (solid state drive) – твердотельный накопитель. В отличие от HDD, в нём отсутствуют механические части. Запись, опрос и перезапись информации на жесткий диск SDD осуществляется на микросхемах памяти под управлением процессора.

SSD набирает все большую популярность у потребителей, поэтому при выборе диска важны определенные характеристики.

ОБЗОР ХАРАКТЕРИСТИК SSD-НАКОПИТЕЛЕЙ

Рассмотрим достоинства и недостатки SSD-накопителей.

К достоинствам относятся:

- скорость чтения и записи информации. По сравнению с обычными жесткими дисками SSD работают на большой скорости. К примеру, накопитель, подключенный по интерфейсу SATAIII, работает на скорости 500 МБ/с;

- устойчивость к механическим повреждениям. В SSD нет активных элементов, поэтому он не боится сильных механических повреждений;

- низкое энергопотребление. По сравнению с HDD SSD использует меньше электроэнергии, для ноутбуков это очень актуально;

- пониженное тепловыделение. Внутреннее тестирование в компании Intel показало, что ноутбуки с SSD нагреваются на 12,2 °С меньше, чем аналогичные с HDD;

- бесшумная работа.

К недостаткам относятся:

- высокая стоимость.

- ограниченное число циклов перезаписи. Обычный средний SSD-диск на основе флеш-памяти с технологией MLC способен произвести примерно 10 000 циклов чтения/записи информации;

- так как контроллер физически расположен между интерфейсом и микросхемами памяти, вероятность его повреждения в результате сбоя или проблем с питанием очень велика. При этом сами данные в большинстве случаев сохраняются.

Определимся с характеристиками SSD-накопителей, по которым выбирают оптимальный вариант:

- объем SSD-диска выбирается в зависимости от целей покупки накопителя. К примеру, если SSD-диск необходим только для ускорения загрузки операционной системы Windows, офисных программ и повышения отзывчивости системы, то объема диска 60–64 Гб (гигабайт) будет достаточно. Если требуется ускорить работу серьезных профессиональных приложений (монтаж видео, системы проектирования и т. п.), то понадобится SSD-диск объемом 120–128 Гб;

- скорость чтения/записи большинства современных SSD находится в пределах 450–550 Мб/с. Чем выше данный параметр, тем быстрее будет работать накопитель. Однако не стоит забывать, что производители указывают в спецификации, как правило, максимально возможные скоростные характеристики, и в реальных условиях накопитель, скорее всего, будет работать не так быстро;

- количество операций ввода/вывода в секунду (IOPS): чем выше данный показатель, тем быстрее накопитель будет работать с большим объемом файлов. Это немаловажный фактор для накопителя, на котором установлена операционная система;

- типы памяти и ресурс SSD. В современных SSD дисках используется память нескольких типов: MLC, TLC и 3D NAND (V-NAND).

MLC – наиболее популярный тип памяти для SSD-дисков с оптимальным соотношением цена/скорость/долговечность и ориентировочным ресурсом 3000–5000 циклов перезаписи.

TLC – более дешевый тип памяти, встречающийся в бюджетных SSD, с ресурсом перезаписи около 1000 циклов.

3D NAND – современная быстрая память, разработанная компанией Samsung, с самым большим ресурсом перезаписи. Устанавливается в более дорогие модели SSD компании Samsung.

Стоимость SLC-чипов намного выше и ресурс работы в среднем в 10 раз больше, чем у MLC-чипов памяти, но при правильной эксплуатации срок службы накопителей на MLC-чипах памяти составляет не менее трех лет;

- буфер обмена (кэш) на основе памяти DDR3 ускоряет работу SSD-диска, но делает его несколько дороже. На каждый 1 Гб объема SSD должно приходиться 1 Мб кэша DDR3. Таким образом, SSD объемом 120–128 Гб должен иметь 128 Мб DDR3, 240–256 Гб – 256 Мб DDR3, 500–512 Гб – 512 Мб DDR3, 960–1024 Гб – 1024 Мб DDR3;

- защита от обесточивания. Желательно, чтобы диск с кэш-памятью DDR3 имел защиту от внезапного отключения энергии (Power Protection), которая обычно построена на основе танталовых конденсаторов и позволяет сохранить данные из буфера на микросхеме памяти в случае обесточивания SSD. Но если имеется источник бесперебойного питания (ИБП, UPS), то защитой от обесточивания можно пренебречь;

- контроллеры SSD. Существует множество контроллеров для SSD-дисков. К наиболее популярным торговым маркам относятся Intel, Samsung, Marvell, SandForce, Phison, JMicron, Silicon Motion, Indilinx (OCZ, Toshiba). Лучшие SSD-диски строятся на контроллерах Intel, Samsung, Marvell. В среднем классе более популярны давно зарекомендовавшие себя контроллеры SandForce и более молодые Phison;

- поддержка SSD накопителем S.M.A.R.T., TRIM, ECC, технологий выравнивания износа и фоновой уборки мусора (Garbage Collection) позволит проконтролировать состояние накопителя и в значительной мере продлить срок его службы;

- скрытая область SSD. Каждый SSD-диск имеет довольно большой объем памяти в скрытой (недоступной пользователю) области. Эти ячейки используются взамен выходящих из строя, благодаря чему объем диска со временем не теряется и обеспечивается сохранность данных. В качественных SSD этот скрытый объем может достигать 30% от заявленного объема диска. Некоторые производители с целью экономии и получения конкурентного преимущества делают скрытый объем диска меньше (до 10%), а доступный пользователю – больше. Благодаря этому пользователь получает больший доступный объем за те же деньги;

- производители SSD. Лучшим производителем SSD дисков является компания Intel, но их стоимость весьма высока и они используются в основном в корпоративном секторе для ответственных систем и серверов. Следующий лидер в плане технологичности – компания Samsung. Их SSD стоят в среднем выше, чем все остальные, но отличаются безупречным качеством, надежностью и скоростью. Лучшими по соотношению цена/качество признаны SSD брендов Crucial, Plextor (торговая марка Samsung) и SanDisk. Также в качестве компромиссного варианта в плане цена/качество можно рассматривать SSD зарекомендовавшего себя бренда Corsair и A-DATA;

- форм-фактор и интерфейс SSD. Наиболее популярными на сегодня являются SSD форм-фактора 2,5" с интерфейсным разъемом SATA3 (6 Гбит/с). Такой SSD можно установить в компьютер или ноутбук;

- время наработки на отказ (MTBF) у большинства накопителей в среднем составляет 1–2 миллиона часов. Чем выше данное значение, тем лучше.

ВЫБОР SSD-НАКОПИТЕЛЯ НА ОСНОВЕ ЗАДАННЫХ ПАРАМЕТРОВ С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ АЛГОРИТМА НЕЧЕТКОГО ВЫВОДА

В повседневной жизни пользователь может столкнуться с необходимостью приобрести SSD-накопитель, критерии и ограничения выбора которого он определяет самостоятельно. В таком случае удобно применить алгоритм нечеткого вывода, который будет использован в настоящей работе. Операторы нечеткой логики очень схожи с обычными булевыми операторами и позволяют упростить принятие решения по выбору SSD-диска. Сложное математическое моделирование можно заменить функциями принадлежности и правилами нечеткой логики [1]. Подходы к решению такого типа задач рассмотрены в [2, 3]. Одно из наиболее мощных средств для решения таких задач – система MATLAB, предоставляющая пользователям разные средства программирования, в том числе визуального. С помощью визуального программирования можно построить необходимую модель, а затем запустить процесс моделирования в программном режиме.

Основные показатели наиболее популярных SSD-дисков объемом до 256 Гбайт представлены в таблице.

Для применения алгоритма нечеткого вывода необходимы входные и выходные переменные. В качестве входных переменных будем использовать лингвистические переменные: «стоимость», «скорость записи» и «время наработки на отказ». Лингвистическая переменная «стоимость» может принимать значения «высокая», «средняя», «низкая». Лингвистическая переменная «скорость записи» может принимать значения «высокая», «средняя», «низкая». Лингвистическая переменная «время наработки на отказ» может принимать значения «длительное», «среднее», «короткое».

В качестве алгоритма нечеткого вывода используется алгоритм Мамдани, поэтому для этапов композиции были выбраны следующие методы их выполнения:

- для логической конъюнкции в условиях нечетких правил (And method) – метод минимального значения (min);
- для логической дизъюнкции в условиях нечетких правил (Or method) – метод максимального значения (max);
- для логического заключения в каждом из нечетких правил (Implication) – метод минимального значения (min);
- для агрегирования значений функции принадлежности каждой из входных переменных в заключениях нечетких правил (Aggregation) – метод максимального значения (max);
- для дефазификации выходных переменных (Defuzzification) – метод центра тяжести для дискретного множества значений функции принадлежности (centroid).

Схема разрабатываемой модели представлена на рис. 1.

В процессе нечеткого вывода необходимо выбрать такой SSD-накопитель, для которого свертка функций принадлежности стоимости, скорости записи и времени наработки на отказ диска дает наилучший результат.

Для реализации нечеткого вывода требуется сформировать базу правил системы нечеткого вывода, которая для решения поставленной задачи имеет следующий вид.

Характеристики твердых накопителей до 256 Гбайт

| Наименование | Средняя розничная цена, руб. | Объем памяти, Гбайт | Максимальная производительность | | Среднее время наработки на отказ, ч |
|----------------------|------------------------------|---------------------|---------------------------------|-----------------|-------------------------------------|
| | | | Чтение, Мбайт/с | Запись, Мбайт/с | |
| A-DATA Premier SP610 | 6500 | 256 | 560 | 290 | 1500 000 |
| Crucial MX 10 | 9800 | 250 | 555 | 500 | 1500 000 |
| Intel 730 Series | 13 000 | 240 | 550 | 270 | 2000 000 |
| OCZ Vector 180 | 10 730 | 240 | 550 | 530 | 2300 000 |
| Plextor M6 Pro | 10 500 | 256 | 545 | 490 | 2400 000 |
| Plextor M6V | 7500 | 256 | 535 | 335 | 1500 000 |
| Samsung 850 EVO | 10 500 | 250 | 540 | 520 | 1500 000 |
| Samsung 850 PRO | 10 600 | 256 | 550 | 520 | 2000 000 |
| Smartbay Revival | 6000 | 240 | 525 | 500 | 2000 000 |
| Smartbay Ignition 4 | 5900 | 240 | 550 | 320 | 1200 000 |
| Toshiba Q300 PRO | 7900 | 256 | 550 | 520 | 1500 000 |
| Transcend SSD370S | 7600 | 256 | 560 | 460 | 1500 000 |

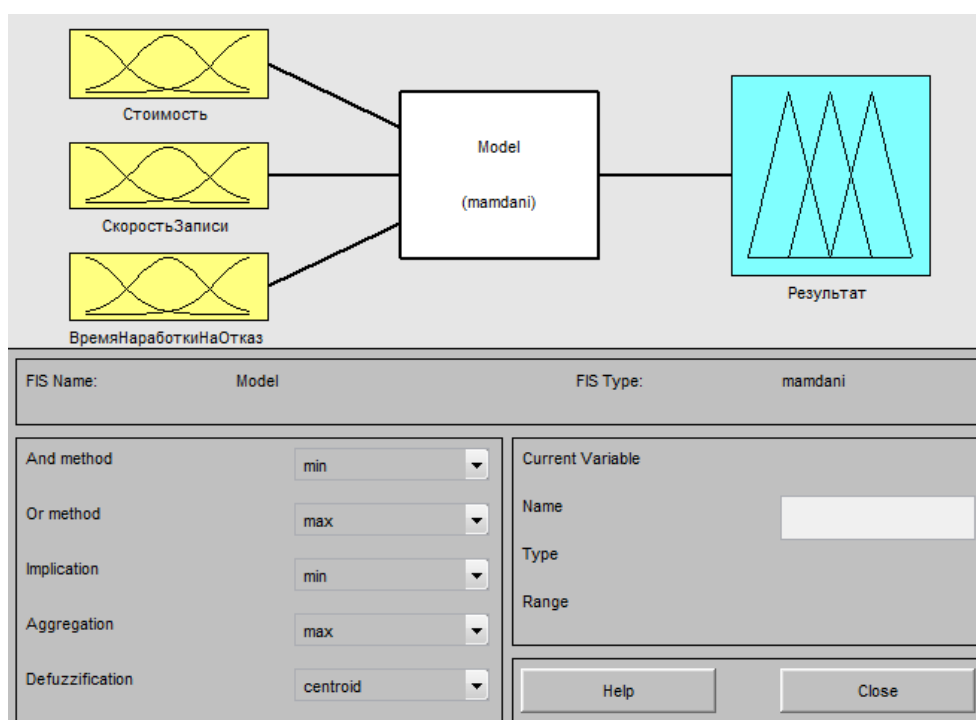


Рис. 1. Схема разрабатываемой модели

Имеются входные переменные «стоимость», «скорость записи» и «время наработки на отказ». Используя их значения, построим базу правил для вычисления выходной переменной РЕЗУЛЬТАТ.

- если стоимость НИЗКАЯ, скорость записи ВЫСОКАЯ и время наработки на отказ ДЛИТЕЛЬНОЕ, то считается, что рассматриваемый накопитель подходит;
- если стоимость СРЕДНЯЯ, скорость записи ВЫСОКАЯ и время наработки на отказ ДЛИТЕЛЬНОЕ, то считается, что рассматриваемый накопитель подходит;
- если стоимость ВЫСОКАЯ, скорость записи НИЗКАЯ и время наработки на отказ КОРОТКОЕ, то считается, что рассматриваемый накопитель не подходит;
- если стоимость СРЕДНЯЯ, скорость записи НИЗКАЯ и время наработки на отказ КОРОТКОЕ, то считается, что рассматриваемый накопитель не подходит;

• если стоимость ВЫСОКАЯ, скорость записи СРЕДНЯЯ и время наработки на отказ КОРОТКОЕ, то считается, что рассматриваемый накопитель не подходит;

• если стоимость не НИЗКАЯ, скорость записи не ВЫСОКАЯ и время наработки на отказ не ДЛИТЕЛЬНОЕ, то считается, что рассматриваемый накопитель условно подходит.

На рис. 2 показано диалоговое окно редактора базы правил системы MATLAB.

Следующим шагом в построении модели является определение функций принадлежности входных и выходных переменных. Их вид показан на рис. 3–6.

Рассмотрим некоторые SSD-диски из таблицы и выберем оптимальный с помощью алгоритма нечеткого вывода. Первой оценим модель Intel 730 Series: стоимость 13 000 руб., скорость записи 270 Мбайт/с, время наработки на отказ

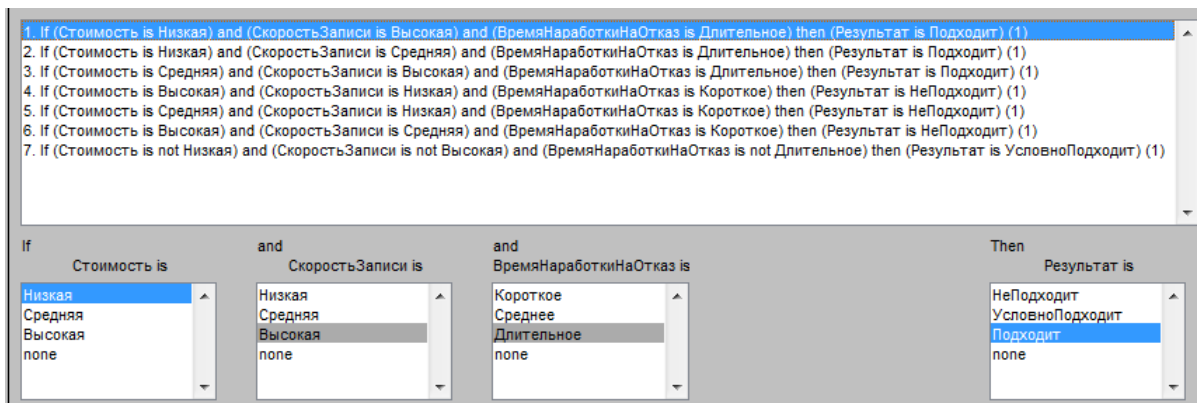


Рис. 2. База правил разрабатываемой модели

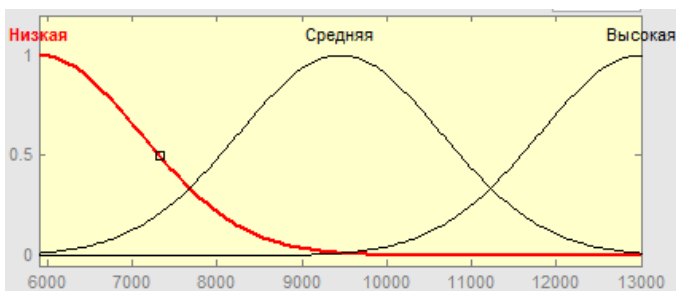


Рис. 3. Функция принадлежности входной переменной «стоимость», руб.

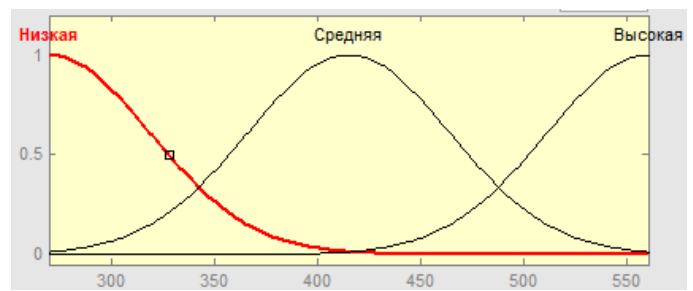


Рис. 4. Функция принадлежности входной переменной «скорость записи», Мбайт/с

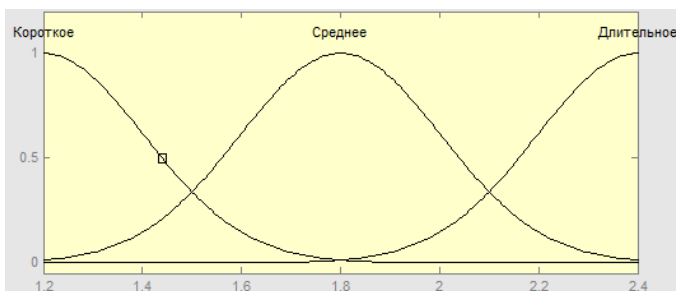


Рис. 5. Функция принадлежности входной переменной «время наработки на отказ», 10^6 ч

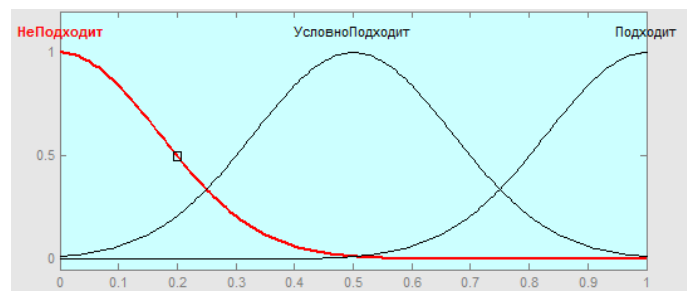


Рис. 6. Функция принадлежности выходной переменной «результат»

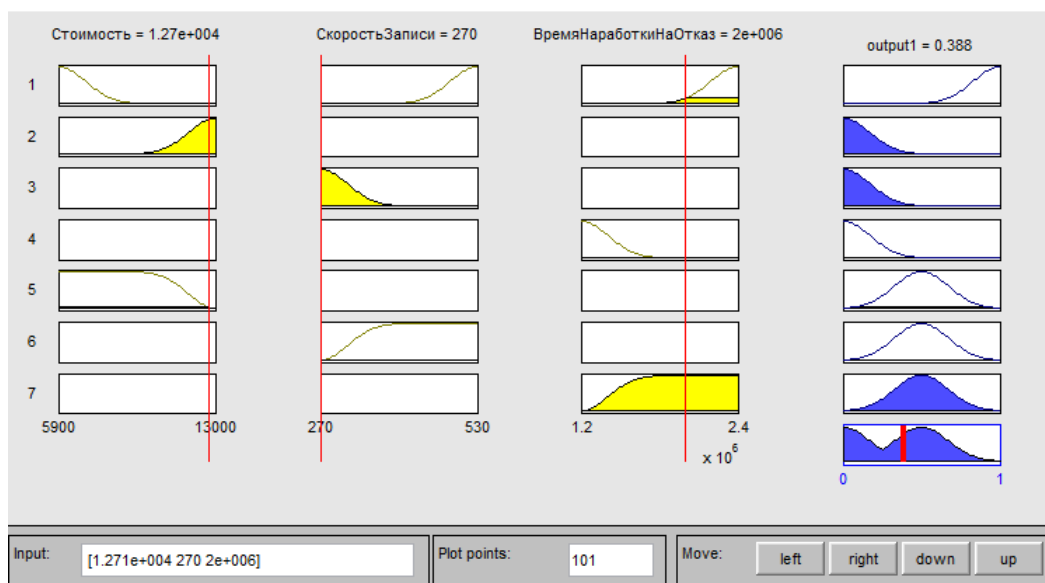


Рис. 7. Результат моделирования для диска Intel 730 Series

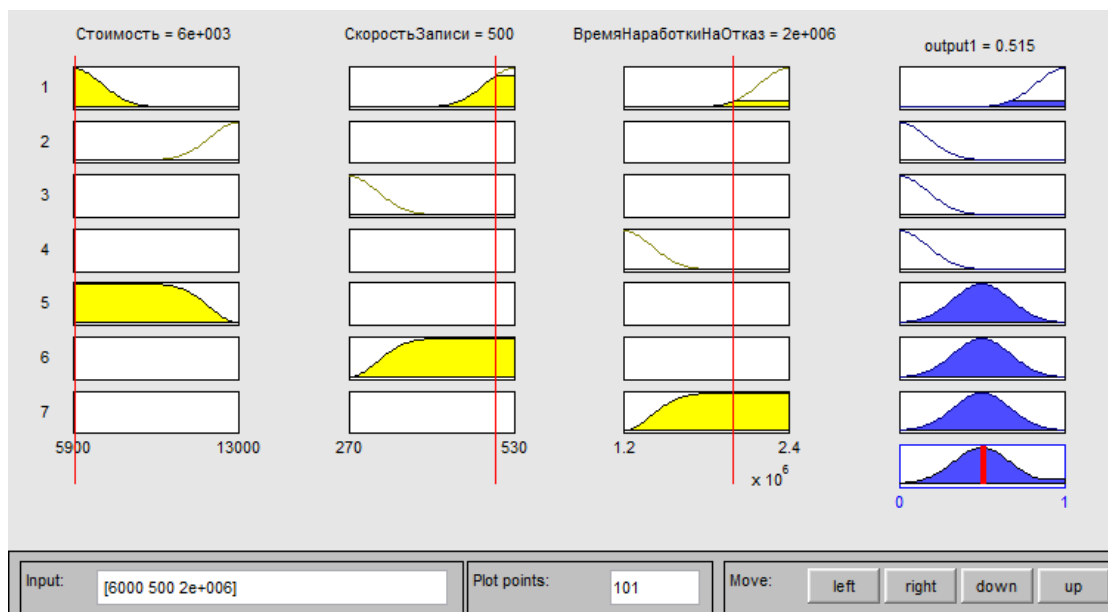


Рис. 8. Результат моделирования для диска Smartbay Revival

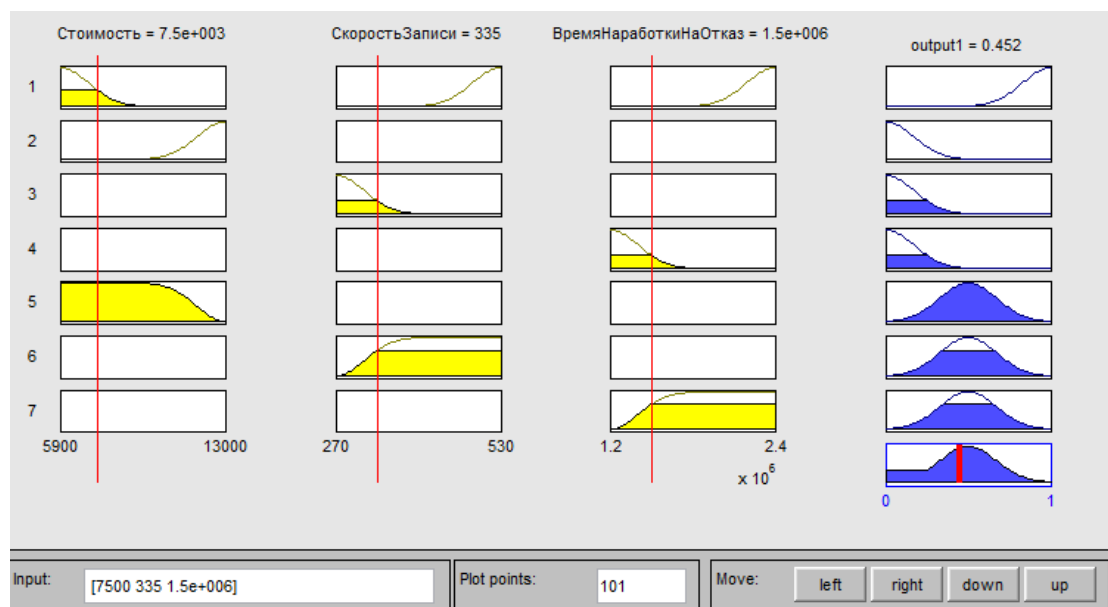


Рис. 9. Результат моделирования для диска Plextor M6V

2000000 ч. Выходная переменная «результат» имеет значение 0,388 (рис. 7), что означает, что рассматриваемая модель не подходит (см. рис. 6). И действительно, при высокой стоимости мы получаем низкую скорость записи и длительное время наработки на отказ, что не является оптимальным выбором. Также оценим модели Smartbay Revival и Plextor M6V (рис. 8, 9). По результатам моделирования можно сделать вывод, что диск Smartbay Revival является оптимальным среди всех представленных SSD-накопителей, так как он обладает наименьшей стоимостью, высокой скоростью записи и длительным временем наработки на отказ.

Вывод

Современные SSD-диски уже прошли этап своего становления как технологии и сегодня являются вполне само-

достаточными устройствами. Они обеспечивают в 3–5 раз большую скорость чтения/записи данных, что позитивно сказывается на быстродействии системы в целом. При этом основной недостаток в виде ограниченности количества циклов перезаписи не так уж страшен при длительном времени наработки на отказ. В представленной статье разработан подход к выбору модели SSD-накопителя на основе алгоритма нечеткого вывода. С его помощью выбрана оптимальная модель SSD-диска из предложенного списка.

ЛИТЕРАТУРА

1. Прикладные нечеткие системы / под ред. Т. Тэрано, К. Асаи, М. Сугено. – М.: Мир, 1993. 368 с.
2. Lee C. C. Fuzzy Logic in Control Systems / C. C. Lee // IEEE Trans. Syst. Man Cybern., SMC. 1990. Vol. 20, № 2. P. 404-435.

3. Zadeh L. Preface / L. Zadeh; ed. R. J. Marks II // Fuzzy Logic Technol. Appl., IEEE Publ. 1994.

4. Борисов А. Н. Принятие решений на основе нечетких моделей: примеры использования / А. Н. Борисов, О. А. Крумберг, И. П. Федоров. – Рига: Зинатне, 1990. 184 с.

5. Поддержка систем нечеткой логики и нечеткого вывода. – М.: Физматлит, 2002. 252 с.

6. Леоненков А. Нечеткое моделирование в среде MATLAB и fuzzyTech / А. Леоненков. – СПб.: БХВ-Петербург, 2003. 736 с.

7. Ротштейн А. П. Нечеткий многокритериальный анализ вариантов с применением парных сравнений / А. П. Ротштейн, С. Д. Штовба // Изв. РАН. Теория и системы управления. 2001. № 3. С. 150-154.

8. Штовба С. Д. Введение в теорию нечетких множеств и нечеткую логику проекта / С. Д. Штовба. URL: <http://matlab.exponenta.ru/fuzzylogic/book1>.

9. Ярушкина Н. Г. Основы теории нечетких и гибридных систем: учеб. пособие / Н. Г. Ярушкина. – М.: Финансы и статистика, 2004. 320 с.

10. Ross T. J. Fuzzy logic with engineering applications / T. J. Ross. – McGraw-Hill, 1995. 600 p.

11. Хомоненко А. Д. Устранение семантических противоречий в eLibrary.ru на основе нечеткого вывода / А. Д. Хомоненко, С. В. Войцеховский, С. В. Логашев, В. Л. Дашонок // Проблемы информационной безопасности. Компьютерные системы. 2015. № 1. С. 24-33.

The Choice of an Optimal Model of SSD-Drive Based on Fuzzy Logic Algorithm

Klimkina A. A., Valieva A. O., Logashev S. V.
Mozhaisky Military Space Academy
St. Petersburg, Russia
anitaklimkina@gmail.com, baksi123@mail.ru,
loga1977@yandex.ru

Khomonenko A. D.
Emperor Alexander I Petersburg State Transport University,
Mozhaisky Military Space Academy
St. Petersburg, Russia
khomon@mail.ru

Abstract: an approach to the choice of SSD that matches the specified parameters proposing. The choice of drive is due to the formation of fuzzy rule base and then applying the algorithm of Mamdani fuzzy inference. We analyze popular models of SSD storage on the market. It is given an example of choosing the optimal model of SSD drive for a computer system with specified parameters.

Keywords: SSD drive, fuzzy inference, data storage, hard disk, MATLAB.

REFERENCES

1. Applied Fuzzy Systems [Prikladnye nechetkie sistemy] / ed. T. Tjerano, K. Asai, M. Sugeno. Moscow, Mir, 1993, 368 p.
2. Lee C. C. Fuzzy Logic in Control Systems, *IEEE Trans. Syst. Man Cybern., SMC*, 1990, Vol. 20, no. 2, pp. 404-435.
3. Zadeh L. Preface; ed. R. J. Marks II, *Fuzzy Logic Technol. Appl., IEEE Publ*, 1994.
4. Borisov A. N., Krumberg O. A., Fedorov I. P. Decision-making Based on Fuzzy Models: Examples of Using [Prinyatie reshenij na osnove nechetkikh modelej: primery ispol'zovaniya]. Riga, Zinatne, 1990, 184 p.
5. Support of Fuzzy Logic and Fuzzy Inference Systems [Podderzhka sistem nechetkoj logiki i nechetkogo vyvoda]. Moscow, Fizmatlit, 2002, 252 p.
6. Leonenkov A. Fuzzy Modeling in MATLAB [Nechetkoe modelirovanie v srede MATLAB i fuzzyTech]. St. Petersburg, BHV-Peterburg, 2003, 736 p.
7. Rotshtejn A. P., Shtovba S. D. Fuzzy Multicriterion Analysis Options from Application Pair Comparisons [Nechetkij mnogokriterial'nyj analiz variantov s primeneniem parnykh sravnenij], *Proc. Rus. Acad. Sci. Theory and systemos of management [Izvestiya RAN. Teoriya i sistemy upravleniya]*, 2001, no. 3, pp. 150-154.
8. Shtovba S. D. Introducing into Theory of Fuzzy Sets and Fuzzy Logic [Vvedenie v teoriyu nechetkikh mnozhestv i nechetkuyu logiku proekta]. Available at: <http://matlab.exponenta.ru/fuzzylogic/book1>.
9. Yarushkina N. G. Foundation of Theory Fuzzy and Hybrid Systems [Osnovy teorii nechetkikh i gibridnykh system], Moscow, Finansy i statistika, 2004, 320 p.
10. Ross T. J. Fuzzy logic with engineering applications. McGraw-Hill, 1995, 600 p.
11. Khomonenko A. D., Voitsekhovskii S. V., Logashev S. V., Dashonok V. L. Resolving Semantic Inconsistencies in ELIBRARY.RU Based on Fuzzy Inference [Ustranenie semanticheskikh protivorechij v ELIBRARY.RU na osnove nechetkogo vyvoda], *Automatic Control and Comput. Sci. [Problemy Informatsonnoi Bezopasnosti. Komp'yuternye Sistemy]*, 2015, no. 1, pp. 24-33.

Исследование позиционирования цели для всенаправленного мобильного манипулятора с 3 степенями свободы на основе машинного зрения

Яо Ду

Пекинский транспортный университет, Пекин, Китай
Петербургский государственный университет путей сообщения Императора Александра I,
Санкт-Петербург, Россия
15121222@bjtu.edu.cn

Цзиву Ван, Вэньшэн Сюй

Механический, электронный и контрольный факультет,
Пекинский транспортный университет, Пекин, Китай

Сугишака Масанори

Alife Robotics Corporation Ltd, Япония
и Открытый университет, Великобритания
15121244@bjtu.edu.cn*

Аннотация. Рассматривается всенаправленный мобильный робот с тремя степенями свободы, для которого обеспечивается улучшение контроля операционной позиции и точности работы манипулятора в узком или переполненном рабочем месте по сравнению с общим манипулятором. Решаемая задача заключается в улучшении гибкости робота при работе с несколькими разными объектами. При этом эффективным решением является распознавание цели с обработкой изображений. На основе обработки изображения можно определить положение и позу цели. Затем сигнал отправляется в систему управления манипулятором. В статье изучаются условия освещения, искажения и т. д. При распознавании цели с помощью обработки изображений ее позиция сверяется с реальными координатами. Эксперименты показывают, что распознавание целей с помощью обработки изображений позволяет эффективно улучшить гибкость работы робота.

Ключевые слова: мобильный робот, машинное зрение, манипулятор с тремя степенями свободы.

ВВЕДЕНИЕ

Сегодня степень автоматизации заводов и складов становится все выше [1]. Однако трудно расширить функции манипулятора, поскольку его база фиксированная. В этой статье описывается всенаправленный мобильный манипулятор с тремя степенями свободы, который может повысить гибкость манипулятора и значительно увеличить его функциональность.

Сначала через анализ манипулятора с тремя степенями свободы устанавливается модель кинематики манипулятора методом Д-Н (Denavit-Hartenberg), на основе этой модели выводится уравнение кинематики манипулятора. Изучен метод решения обратной кинематической задачи манипулятора. Получено аналитическое решение обратной кинематической задачи манипулятора.

Затем проверяются и анализируются аналитические решения уравнений прямой кинематики и обратных решений. Экспериментальные результаты доказывают эффективность

метода получения обратного решения манипулятора и метода целевого местоположения.

СИСТЕМНЫЙ ОБЗОР

Система управления роботом очень важна при реализации автоматического управления им. Рассматриваемый в статье робот использует четыре колеса Mecanum для обеспечения всенаправленного движения платформы робота. В составе системы управления роботом есть четыре части: ПС (персональный компьютер), главная панель управления, драйверы шасси и манипулятор (рис. 1).

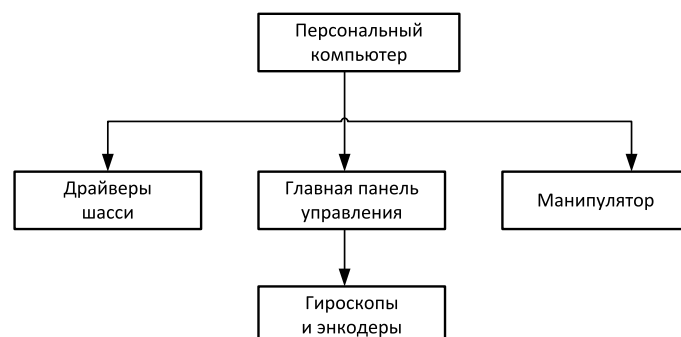


Рис. 1. Схема управления роботом

ПС запускает операционную систему Windows через последовательный порт для установления связи с основной панелью управления. Основная плата управления связывается с двумя управляющими платами привода через шину CAN.

ДИЗАЙН ВСЕНАПРАВЛЕННОГО МОБИЛЬНОГО ШАССИ НА ОСНОВЕ КОЛЕСА MECANUM

Четыре колеса Mecanum установлены для всенаправленного движения платформы (рис. 2) [2].

* Опубликовано: ISBN 978-4-9908350-2-6: Jiwu Wang, Yao Du, Wensheng Xu, Sugisaka Masanori. Study On The Target Positioning For An Omni-Directional 3DOF Mobile Manipulator Based On Machine Vision. The 2017 International Conference on Artificial Life and Robotics (ICAROB2017), Seagaia Convention Center, Miyazaki, Japan, January 19-22, 2017. (на английском).



Рис. 2. Колесо Mecanum

На рис. 3 представлены четыре варианта установки Mecanum. Каждое колесо приводится в движение только двигателем щетки постоянного тока с левым и правым вращением.

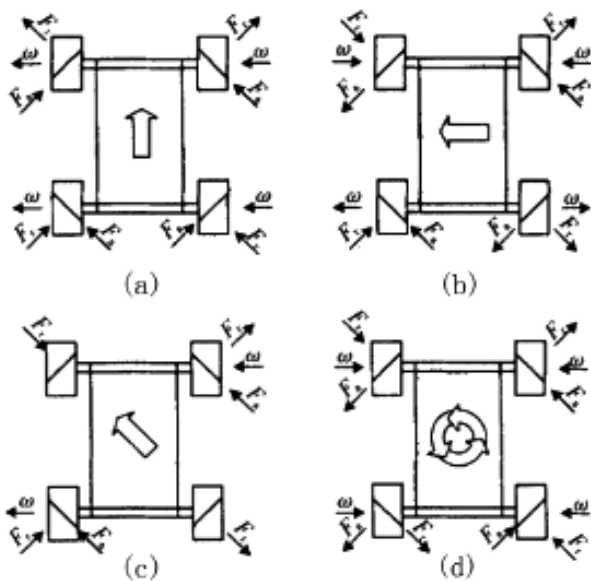


Рис. 3. Варианты установки шасси

На рис. 4 показана система координат модели шасси с четырьмя колесами Mecanum. Система координат $O_i X_i Y_i$ ($i = 1, 2, 3, 4$) является центром каждого колеса, а исходная система координат – центром положения робота.

Как показано на рис. 4, длина тела робота составляет $2L$, ширина тела $2l$, скорость шасси робота $\vec{V} = (V_x, V_y)$, угловая скорость робота вокруг оси Z равна ω_z , линейная скорость колеса $\vec{V}_{iw} = \omega_i R$, где ω_i – угловая скорость каждого колеса; R – радиус колеса. Ролик и контакт заземления, когда скорость линии \vec{V}_{ir} . Предположим, что скорость каждого колеса $\vec{V}_i = (V_{ix}, V_{iy})$. Под $O_i X_i Y_i$ ($i = 1, 2, 3, 4$) можно разложить

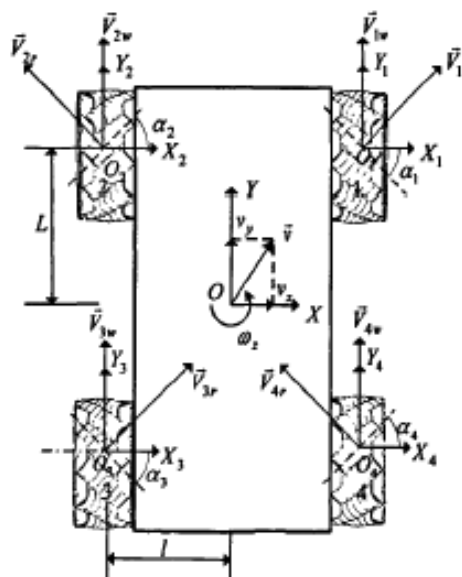


Рис. 4. Моделирование координат всенаправленного мобильного робота

вдоль X_i и Y_i , так как \vec{V}_{iw} и \vec{V}_{ir} , а V_{ix} можно выразить как $-V_{ir} \sin \alpha_i$, V_{iy} – сумма \vec{V}_{iw} и $\vec{V}_{ir} \cos \alpha_i$, которые удовлетворяют соотношениям

$$\begin{aligned} V_{1x} &= -V_{1r} \sin \alpha_1, V_{1y} = -V_{1w} + V_{1r} \cos \alpha_1; \\ V_{2x} &= -V_{2r} \sin \alpha_2, V_{2y} = -V_{2w} + V_{2r} \cos \alpha_2; \\ V_{3x} &= -V_{3r} \sin \alpha_3, V_{3y} = -V_{3w} + V_{3r} \cos \alpha_3; \\ V_{4x} &= -V_{4r} \sin \alpha_4, V_{4y} = -V_{4w} + V_{4r} \cos \alpha_4. \end{aligned}$$

В формуле α_i – круглая ось ролика и угол оси ступицы ($i = 1, 2, 3, 4$).

В целом скорость каждого колеса \vec{V}_i – это сумма скорости робота и относительного центра колеса. То есть $V = \vec{v}_i + \vec{\omega}_z \cdot OO_1$ рассматривают как векторную направленность вдоль координат XY и $X_i Y_i$. Можно получить формулу декомпозиции координат:

$$\begin{aligned} V_{1x} &= V_x - L\omega_z, V_{1y} = V_y + l\omega_z; \\ V_{2x} &= V_x - L\omega_z, V_{2y} = V_y - l\omega_z; \\ V_{3x} &= -V_x + L\omega_z, V_{3y} = V_y - l\omega_z; \\ V_{4x} &= V_x + L\omega_z, V_{4y} = V_y + l\omega_z. \end{aligned}$$

Принимая во внимание то, что скорость ролика не контролируется, и исключив её, получим уравнение всенаправленной обратной кинематики робота:

$$\begin{aligned} W_1 &= \frac{1}{R} [-V_x \cot \alpha + V_y + (l + L \cot \alpha) \omega_z]; \\ W_2 &= \frac{1}{R} [V_x \cot \alpha + V_y - (l + L \cot \alpha) \omega_z]; \\ W_3 &= \frac{1}{R} [-V_x \cot \alpha + V_y - (l + L \cot \alpha) \omega_z]; \\ W_4 &= \frac{1}{R} [-V_x \cot \alpha + V_y + (l + L \cot \alpha) \omega_z]. \end{aligned}$$

Это уравнение отображает способ управления роботом в целом.

ПРОЕКТИРОВАНИЕ МНОГОСТУПЕНЧАТОЙ СВОБОДЫ ЗАХВАТА МАНИПУЛЯТОРА

Конструкция рычага робота в сумме трех степеней свободы: направление по оси X, два шатуна – это оси Y и Z.

Управление движением ручки манипулятора линейной интерполяции

Расчет показывает, что есть взаимосвязь между позицией сустава робота и позицией руки:

$$\theta_2 = \arccos \frac{p_y^2 + p_z^2 - l_1^2 - l_2^2}{2l_1 l_2};$$

$$\theta_1 = \arccos \frac{p_y(l_1 + l_2 \cos \theta_2) - p_z l_2 \sin \theta_2}{(l_1 + l_2 \cos \theta_2)^2 + l_2^2 \sin^2 \theta_2}.$$

Для положения пространства руки робота, когда она перемещается от (y_1, z_1) до (y_2, z_2) по прямой линии, линия интерполируется. Из-за простой интерполяции по оси X или оси Y много неравномерности.

Предполагая, что наклон линии k , когда $y_1 \neq y_2$, $k = (z_2 - z_1)/(y_2 - y_1)$, угол наклона прямой:

$$\alpha = \arctan k.$$

Предполагая, что d – расстояние от любой точки (y, z) до (y_1, z_1) на этом отрезке, точка, соответствующая $d(y, z)$, равна

$$\begin{cases} y = y_1 + d \cos \alpha \\ z = z_1 + d \sin \alpha \end{cases},$$

где d находится в диапазоне $[0, \sqrt{(x_2 - x_1)^2 + (y_2 - y_1)^2}]$. Когда d равномерно изменяется в этом интервале, движение руки изменяется равномерно. Полученное описанным уравнением (y, z) подставляется в выражение позиции сустава, чтобы реализовать прямолинейное движение руки.

Управление скоростью руки манипулятора робота

Соотношением между пространственным положением руки робота и переменной сустава является соотношение

$$\begin{cases} p_y = l_2 c_1 c_2 - l_2 s_1 s_2 + l_1 c_1 \\ p_z = l_2 c_2 s_1 - l_2 c_1 s_2 + l_1 s_1 \end{cases}.$$

Дифференцированные производные из предыдущей формулы могут быть представлены в виде

$$\begin{bmatrix} dp_y \\ dp_z \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -l_2 s_{12} - l_1 s_1 & l_2 c_1 c_2 \\ l_2 c_{12} + l_1 c_1 & l_2 c_{12} \end{bmatrix}.$$

В матричной форме

$$\left\{ \begin{aligned} dp_y &= \frac{\partial y}{\partial \theta_1} d\theta_1 + \frac{\partial y}{\partial \theta_2} d\theta_2 = (-l_2 s_{12} - l_1 s_1) d\theta_1 + (-l_2 s_{12}) d\theta_2 \\ dp_z &= \frac{\partial z}{\partial \theta_1} d\theta_1 + \frac{\partial z}{\partial \theta_2} d\theta_2 = (l_2 s_{12} - l_1 c_1) d\theta_1 + (-l_2 c_{12}) d\theta_2 \end{aligned} \right\}.$$

Как видно из определения матрицы Якоби,

$$\dot{p} = J \dot{q}.$$

Матрица Якоби для манипулятора может быть получена по формуле

$$J = \begin{bmatrix} -l_2 s_{12} - l_1 s_1 & l_2 c_1 c_2 \\ l_2 c_{12} + l_1 c_1 & l_2 c_{12} \end{bmatrix}.$$

Якобианская матрица в основном используется для описания дифференциального отношения смещения сустава и пространственного положения, являющееся соотношением между пространственной скоростью руки робота и угловой скоростью сустава:

$$v = J \dot{\theta}.$$

И наоборот: скорость движения каждого сустава может быть определена с помощью желаемой скорости руки:

$$\dot{\theta} = J^{-1} v.$$

Согласно расчетам,

$$J^{-1} = \begin{bmatrix} -\frac{c_{12}}{l_1 c_{12} s_1} - l_1 s_{12} c_1 & -\frac{s_{12}}{l_1 c_{12} s_{12}} - l_1 s_{12} c_1 \\ \frac{l_2 c_{12} l_1 c_1}{l_1 l_2 c_{12} s_1} - l_1 l_2 s_{12} c_1 & \frac{l_2 s_{12} + l_1 s_1}{l_1 l_2 c_{12} s_1} - l_1 l_2 s_{12} c_1 \end{bmatrix}.$$

ДИЗАЙН ОБРАБОТКИ ИЗОБРАЖЕНИЙ

Согласование шаблонов – это поиск целевого изображения [3]. Для этого необходимо измерить сходство между двумя изображениями по некоторым критериям подобия.

Согласование шаблонов на основе серого значения

Когда шаблон скользит по изображению, сопоставим подобия. Простейшей мерой сходства является вычисление суммы абсолютных значений различий между шаблоном и изображением или суммой квадратов всех различий (SAD и SSD).

$$sad(r, c) = \frac{1}{n} \sum_{(u,v) \in T} |t(u, v) - f(r + u, c + v)|;$$

$$sad(r, c) = \frac{1}{n} \sum_{(u,v) \in T} x |t(u, v) - f(r + u, c + v)|^2,$$

где $f(r + u, c + v)$ – серое значение строки $r + u$ столбца $c + v$ изображения, которое должно быть измерено; $t(r, c)$ – серое значение шаблона изображения T строки r столбца c

[4]. Когда свет меняется, значение серого становится больше или меньше. Независимо от этого разница между значениями после изменения и их средним значением мала, затем они станут нулевыми средними и единичными дисперсиями, разделив дисперсию так, чтобы изображение было менее чувствительным к изменению яркости уровня и обладало сильной устойчивостью.

$$ncc(r, c) = \frac{1}{n} \sum_{(u,v) \in T} \frac{t(u, v) - m_c}{\sqrt{s_t^2}} \cdot \frac{f(r + u, c + v) - m_f(r, c)}{\sqrt{s_f^2(r, c)}}$$

где m_c – среднее значение серого шаблона; s_t^2 – дисперсия всех значений серого измеряемого изображения, (r, c) – среднее значение серого измеряемого изображения.

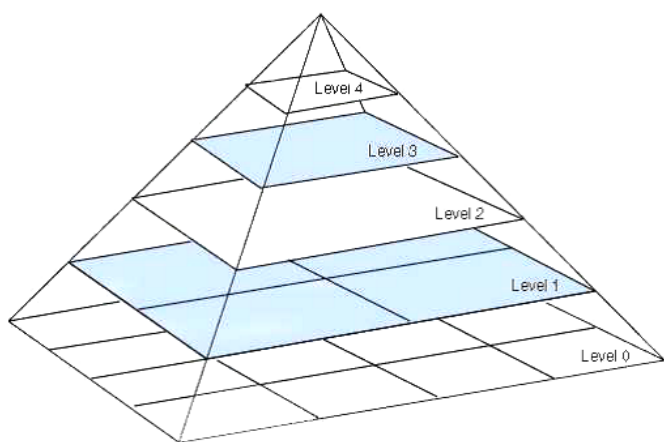


Рис. 5. Схематическая пирамида изображения

Как показано на рис. 5, стратегия поиска на основе пирамиды такова: от верхней к нижней части поиска в поиске высокого уровня изображения для отслеживания экземпляра шаблона в нижней части пирамиды изображения, затем в небольшой области досопоставить в следующей области поиска, чтобы найти результаты сопоставления небольшой области, на которой рассчитываются степень подобия, которая сегментируется порогом, и локальные экстремумы.

Реализация обхода

Чтобы обеспечить автоматический обход роботов, мы должны получить фактическое местоположение предметов в мировой системе координат.

Как показано на рис. 6, сначала должны быть исходная коррекция искажения изображения и сглаживание шума; затем извлеките изображение компонента S насыщения из пространства изображения HSV, мы можем ясно видеть, что насыщающая компонента объекта, который мы хотим обойти, относительно высока; третий шаг – получить область изображения с высокой насыщенностью с помощью метода динамического порога. Последний шаг – отобразить полученную область и получить информацию об ориентации области и информацию об ориентации бутылки.



Рис. 6. Шаги по поиску предметов

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В статье представлен всенаправленный мобильный манипулятор с тремя степенями свободы, основанный на машинном зрении. Однако в реальных экспериментах робот контролировался, чтобы схватить бутылку. Наши эксперименты показали, что относительное желаемое положение и ориентация между камерой и объектом поддерживаются в пределах нескольких сантиметров. Следующий шаг заключается в дальнейшем улучшении способа обработки изображений, чтобы ускорить обработку изображения, чтобы робот более точно понимал окружающую среду. Добавление некоторых датчиков, таких как лидар, дает роботу возможность планировать путь и предотвращать столкновения с препятствиями. Надо увеличить подвесную систему шасси, чтобы адаптироваться к более неровной местности.

ЛИТЕРАТУРА

1. Birmal Singh N. Vision Based Autonomous Navigation of Mobile Robots. – India, Kolkata, Jadavpur Univ., 2010.
2. Shi J., Tomasi C. Good features to track. Computer Vision and Pattern Recognition.
3. Tomasi C., Kanade T. Detection and tracking of point features // Tech. Rept. CMU-CS-91132.
4. Davison A. J. Real-time simultaneous localisation and mapping with a single camera // Computer Vision, IEEE. 2003. P. 1403-1410.
5. Civera J., Davison A. J., Montiel J. Inverse depth parametrization for monocular SLAM. IEEE Trans. Rob. 2008. № 24 (5). P. 932-945.
6. Civera J., Grasa O. G., Davison A. J., et al. L-Point RANSAC for extended Kalman filtering: Application to real-time structure from motion and visual odometry // J. Field Rob. 2010. № 7 (5). P. 609-631.
7. Yilmaz O. Javed, Shah M. Object tracking // A survey ACM Comput. Surv. 2006. Vol. 38, № 4. P. 13.

8. Edgar R. Arce-Santana, Jose M. Luna-Rivera, Daniel U. Campos-Delgado, and Ulises Pineda-Rico. Real-Time Vision Tracking Algorithm // IJCV, 2006.

9. Neira J., Beiro M.1., Tardos J.D. Mobile Robot Localisation and MaP Building Using Monoocular Vision. In Proc. Int. 1 Symp. on Intell. Rob. Systems, 1997. P. 1-10.

10. Friedman J.K., Bentley J.L., Finkel R.A. An algorithm for finding best matches in logarithmic expected time // ACM Trans. on Math. Software. 1977. № 3. P. 209-226.

11. Arya S., Mount D.M., Netanyahu N.S., Silverman R., Wu A. An optimal algorithm for approximate nearest neighbor searching // ACM. 1998. № 45. P. 891-923.

12. Zhang Z. A flexible new technique for camera calibration. IEEE Trans. Pattern Anal. Mach. Intell. 2000. № 22 (11). P. 1330-1334.

13. Bouguet J.-Y. Camera Calibration Toolbox for Matlab. URL: http://www.vision.caltech.edu/bouguetj/calib_doc.

14. Intel OpenCV Computer Vision Library (C++). URL: <http://www.intel.com/research/mrl/research/opencv>.

15. Fischler M.A., Bolles R.C. Random Sample Consensus: A Paradigm for Model Fitting with Applications to Image Analysis and Automated Cartography // Comm. of the ACM. 1981. Vol. 24. P. 381-395.

16. Rafael C. Gonzalez, Richard E. Woods. Digital image processing. Addison Wesley Publ. Company, 1992.

17. Sim R. Mobile Robot Localization Using Learned Landmarks // J. NY Entomol. Soc. 1998. № 4. P. 166-169.

18. Nayar S. K., Murase H., Nene S. A. Learning, positioning, and tracking visual appearance // IEEE Int. Conf. Rob. Autom. Proc. IEEE. 1994. Vol. 4. P. 3237-3244.

19. Nikolić N. Mobile Robot Localization Using Computer Vision and Artificial Landmarks. 2008.

20. Murphy R. R. Sensor and information fusion for improved vision-based vehicle guidance // IEEE Expert. 1998. № 13 (6). P. 49-56.

Study On The Target Positioning For An Omni-Directional 3 DOF Mobile Manipulator Based On Machine Vision

Yao Du

School of Mechanical, Electronic and Control Engineering,
Beijing Jiaotong University
Beijing, China,
Emperor I Petersburg State Transport University,
St. Petersburg, Russia
15121222@bjtu.edu.cn

Jiwu Wang, WenSheng Xu

School of Mechanical, Electronic and Control Engineering,
Beijing Jiaotong University
Beijing, China

Sugisaka Masanori

Alife Robotics Corporation Ltd, Japan
Open University, United Kingdom
15121244@bjtu.edu.cn

Abstract. The omni-directional mobile robot with multi DOF, because the operation posture and operation accuracy of the manipulator can be better controlled in a narrow or crowded workplace compared with the general manipulator, is getting more interested in practical applications. The present problem is to improve its flexibility for operating multiple different targets. Target recognition with image processing is an effective solution. Based on the image processing, the position and posture of the target can be determined. Then the signal will be sent to the arm control system. In this paper, the illumination conditions, distortion, etc. are studied in the target recognition. The target position with image processing, is verified with real coordinates. The experiments show target recognition with image processing can effectively improve the flexibility of our robot.

Keywords: mobile robot, machine vision, 3 DOF manipulator, omni-direction.

REFERENCES

1. Singh B. N. Vision Based Autonomous Navigation of Mobile Robots. Jadavpur Univ., Kolkata, India, 2010.
2. Shi J., Tomasi C. Good features to track, *Computer Vision and Pattern Rec.*
3. Tomasi C., Kanade T. Detection and tracking of point features, *Tech. Rept. CMU-CS-91132*.
4. Davison A.J. Real-time simultaneous localisation and mapping with a single camera. *Comp. Vision, IEEE*, 2003, pp. 1403-1410.
5. Civera J., Davison A. J., Montiel J. Inverse depth parametrization for monocular SLAM. *IEEE Trans. Rob.*, 2008, no. 24 (5), pp. 932-945.
6. Civera J., Grasa O. G., Davison A. J., et al. 1-Point RANSAC for extended Kalman filtering. Application to real-time structure from motion and visual odometry. *J. Field Rob.*, 2010, no. 27 (5), pp. 609-631.
7. Javed Yi. O., Shah M. Object tracking. *A survey, ACM Comput. Surv.*, 2006, vol. 38, no. 4, p. 13.
8. Arce-Santana E. R., Luna-Rivera J. M., Campos-Delgado D. U., Pineda-Rico U. Real-Time Vision Tracking Algorithm. *IJCV*, 2006.
9. Neira J., Beiro M.1., Tardos J.D. Mobile Robot Localisation and MaP Building Using Monoocular Vision. In Proc. Int. 1 Symp. on Intell. Rob. Systems, 1997, pp. 1-10.
10. Friedman J.K., Bentley J.L., Finkel R.A. An algorithm for finding best matches in logarithmic expected time, *ACM Trans. on Math. Software*, 1977, no. 3, pp. 209-226.
11. Arya S., Mount D.M., Netanyahu N.S., Silverman R., Wu A. An optimal algorithm for approximate nearest neighbor searching, *ACM*, 1998, no. 45, pp. 891-923.
12. Zhang Z. A flexible new technique for camera calibration, *IEEE Trans. Pattern Anal. Mach. Intell.*, 2000, no. 22 (11), pp. 1330-1334.
13. Bouguet J.-Y. Camera Calibration Toolbox for Matlab. Available at: http://www.vision.caltech.edu/bouguetj/calib_doc.
14. Intel OpenCV Computer Vision Library (C++). Available at: <http://www.intel.com/research/mrl/research/opencv>.
15. Fischler M.A., Bolles R. C. Random Sample Consensus: A Paradigm for Model Fitting with Applications to Image Analysis and Automated Cartography, *Comm. of the ACM*, 1981, Vol. 24, pp. 381-395.
16. Gonzalez R. C., Woods R. E. Digital image processing. Addison Wesley Publishing Company, 1992.
17. Sim R. Mobile Robot Localization Using Learned Landmarks, *J. NY Entomol. Soc.*, 1998, vol. 4, pp. 166-169.
18. Nayar S. K., Murase H., Nene S. A. Learning, positioning, and tracking visual appearance, *IEEE Int. Conf. Rob. Automat.*, 1994. Proc. IEEE, 1994, vol. 4, pp. 3237-3244.
19. Nikolić N. Mobile Robot Localization Using Computer Vision and Artificial Landmarks. 2008.
20. Murphy R. R. Sensor and information fusion for improved vision-based vehicle guidance, *IEEE Expert*, 1998, vol. 13 (6), pp. 49-56.

Сравнение производительности способов получения содержимого дорожки СКД-тома и ее CRC-кода

Клименко С. В.

Петербургский государственный университет путей сообщения Императора Александра I
Санкт-Петербург, Россия
s.klimenko@live.ru

Аннотация. В статье рассмотрены способы получения содержимого и CRC-кода дорожки СКД-диска. Подробно описаны принцип работы канальных команд и их формат, а также способы того, как организовать проверку контроля целостности данных на томах между системой хранения данных и мейнфреймом. Для каждого рассматриваемого способа определены среднее время отклика на исполнение запроса и временная эффективность. По результатам сделан вывод, какой способ оптимален для использования.

Ключевые слова: системы хранения данных, CRC, СКД, производительность, эффективность, дорожка, том.

ВВЕДЕНИЕ

Для хранения и обработки больших объемов информации во многих случаях ведущие компании используют системы хранения данных (СХД). Такие системы чаще всего работают под управлением мейнфреймов. Сегодня мейнфреймы применяются в области, где важна надежность. Многие крупные компании, которые сталкиваются с интенсивной пакетной и оперативной транзакционной обработкой, отдают предпочтение мейнфрейму.

Одной из наиболее распространенных операционных систем на мейнфреймах является операционная система z/OS. Основным объектом системы организации данных в z/OS является набор данных [1]. Наборы данных размещают-

ся на томах СКД (Count Key Data) (рис. 1). СКД – это модель дисковой организации данных, в которой предполагается, что диск состоит из фиксированного числа дорожек, каждая из которых имеет максимальную вместимость данных. Название архитектуры СКД происходит от формата записи, который состоит из полей, счётчика (Count), необязательного поля ключа (Key) и самих данных (Data).

Запись является наименьшей адресуемой единицей данных, хранящейся на диске. Одна или более записей могут быть записаны на дорожку. Дорожка – это наименьшая единица дискового пространства, которая может быть независимо отформатирована или защищена от неавторизованного доступа. Каждый СКД-диск (том) состоит из определенного числа цилиндров, каждый цилиндр содержит 15 дорожек. Механизм, перемещающий головки чтения/записи в заданное место магнитной поверхности, называется актуатором.

Размер каждой дорожки составляет 47 476 байт для тома модели 3380 и 56 664 байт – для тома модели 3390 [2]. Далее рассмотрим модель тома 3390.

Для защиты данных от потери, реализации аварийного восстановления, а также для переноса данных в новые места используется репликация данных. Репликация – это процесс копирования данных в массиве в другое пространство в пределах этого же массива в другой отдельный массив или в удаленный массив [3]. Целью может быть перемещение данных, защита данных в другом местоположении или пере-

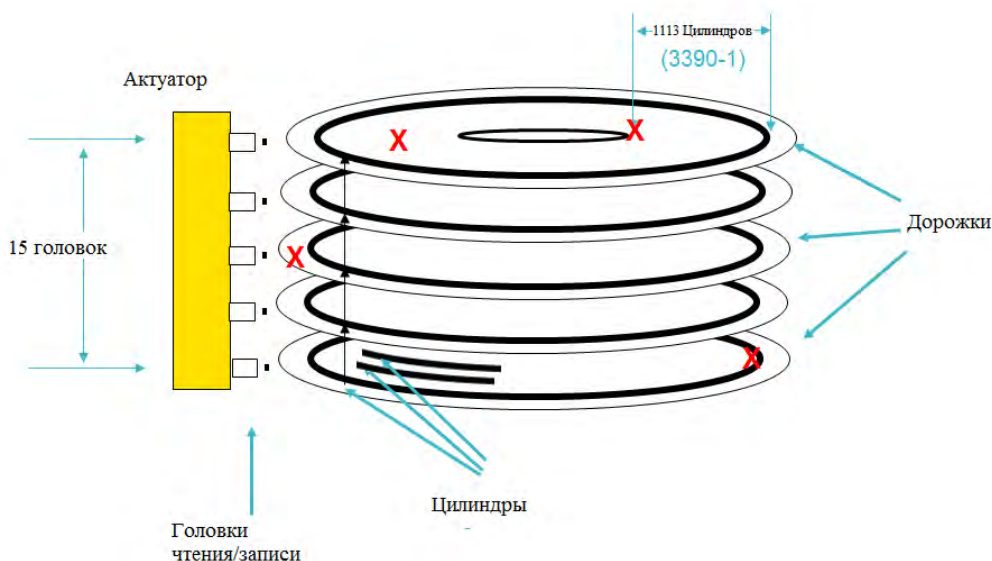


Рис. 1. Структура СКД-тома 3390

дача данных во вспомогательный центр обработки данных для ведения из него своей деятельности.

После создания реплики часто возникает потребность в проверке целостности данных между дисковыми массивами. Под целостностью понимается, что после процесса репликации данные на томах идентичны друг другу.

Получить содержимое, хранящееся на диске, для последующего сравнения можно несколькими способами.

Проконтролировать целостность исходного и целевого томов для заданных дорожек и цилиндров после репликации можно следующими способами:

- воспользоваться стандартными средствами операционной системы z/OS и составить каналную программу, которая будет считывать содержимое в выделенные заранее буферы и проверять непосредственно сами данные между собой;
- воспользоваться возможностями СХД и запрашивать контрольную сумму (CRC-код) содержимого и проверять контрольные суммы между собой.

Под контрольной суммой понимается некоторое значение, рассчитанное по набору данных путём применения определённого алгоритма, используемое для проверки целостности данных при их передаче или хранении [4].

Главное различие между двумя этими способами состоит в том, что в первом сравнивается содержимое исходного и целевого томов, а во втором – контрольные суммы содержимого.

Второй способ осуществим благодаря тому, что современные СХД обладают расширенными функциональными возможностями и могут производить подсчет контрольных сумм (Cyclic Redundancy Check (CRC) кодов) по запросу, в частности, могут подсчитывать контрольную сумму всей дорожки. Например, такой возможностью обладает программный продукт для проверки целостности данных на томах DiskCompare [5].

Данные способы были исследованы с использованием СХД Symmetrix VMAX 40K, подключенной по FICON-каналу к мейнфрейму, работающему под управлением операционной системы z/OS1.12.

Рассматриваемые способы различаются и количеством требуемой памяти для временного хранения содержимого дорожек или их CRC-кодов.

При этом размер одной дорожки составляет 56 Кбайт, а поскольку в проверке целостности участвуют два тома, необходимо иметь два буфера (2·56 Кбайт) для хранения содержимого дорожек томов. Размер CRC-кода одной дорожки составляет 4 байта, соответственно, размер буферов будет существенно меньше.

КАНАЛЬНЫЕ КОМАНДЫ DE и A6

Для получения содержимого дорожки заданного цилиндра имеются каналные команды Channel Command Word (CCW – каналное слово каналной программы). Канальная программа состоит из набора CCW-команд. Она исполняется путем последовательного считывания команд CCW и выполнения задаваемых в CCW-командах операций с периферийным устройством [6]. Среди таких команд есть:

- Read Track – каналная команда DE;
- Read Track Data – каналная команда A6.

На рис. 2. представлена схема взаимодействия СХД и мейнфрейма для сравнения содержимых треков.

Команда Read Track передает несколько записей в канал. Эта команда предназначена, главным образом, для служебных программ дампа или восстановления. Эта команда управляет все записи с логического тома без предварительного определения количества записей на дорожке и их форматов. После прочтения последней записи на дорожке содержимое передается на канал.

Команда Read Track Data передает несколько записей с дорожки на канал. Чтение данных дорожки действительно только в домене команды «Локальная запись», в которой указан код операции «Чтение дорожки» или команда «Найти запись», которая указывает «Прочитать дорожку» или код операции «Чтение дорожки» [7].

СТРУКТУРА CCW-КОМАНДЫ

CCW – это операция ввода-вывода, используемая для связи с подсистемой канала. CCW содержит команду канала, например чтение, запись или управление, а также адрес данных области данных. Данные передаются в подсистему каналов. Подсистема канала передает состояние ввода-вывода обратно в выдающее приложение.

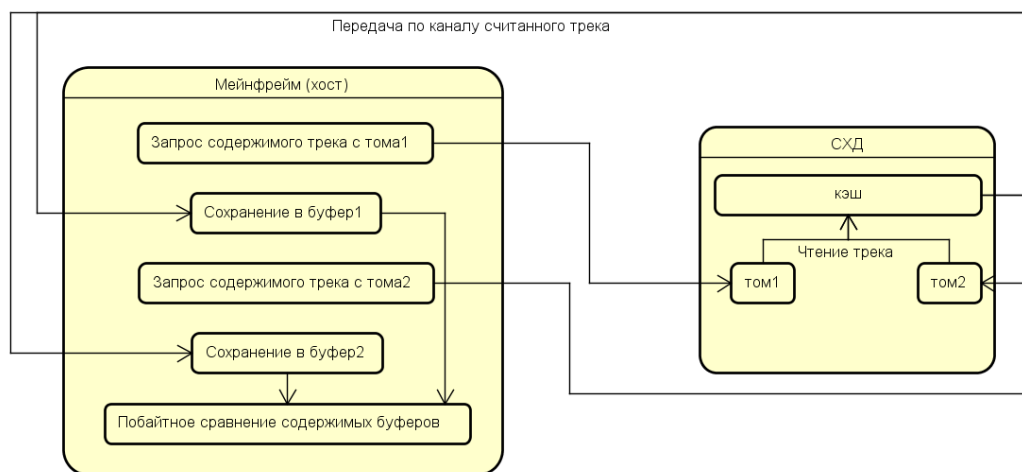


Рис. 2. Взаимодействие СХД и мейнфрейма для сравнения содержимого треков

Рассмотрим пример канальной программы с использованием канальной команды DE для получения содержимого одиннадцатой дорожки (B_{16}) тридцатого цилиндра ($1E_{16}$) с тома:

```
* CKD CHANNEL PROGRAM TO READ TRACK
* 0123456789 A B C D E F
* BLKS CCCCNNNNCCCCNNNN
DXPARM DC X' C0C00000000000000001E000B001
E000B'
* XXCCCCNNNNCCCCNNNNRR
LRPARM DC X' 4C000001001E000B001E000B00F
F0000'
TRACK1 DC XLFFFF
CCW0 63, DXPARM, 40, 10 DEFINE EXTENT
CCW0 47, LRPARM, 40, 10 LOCATE RECORD
CCW0 DE, TRACK1, 20, FFFF READ TRACK
```

Сопоставим структуру команды с командой CCW0 DE, TRACK1, 20, FFFF:

- CCW0 – ключевое слово;
- DE – код операции;
- TRACK1 – адрес данных;
- 20 – флаги;
- FFFF – счетчик данных.

Результат выполнения канальной программы приведен в сокращенном виде (так как результат выполнения команды составляет 56 Кбайт) на рис. 3.

Под кодировкой EBCDIC (Extended Binary Coded Decimal Interchange Code – расширенный двоично-десятичный код обмена информацией) понимается стандартный восьмибитный код, разработанный корпорацией IBM для использования на мейнфреймах собственного производства и совместимых с

ними. К примеру, код «C1» в кодировке EBCDIC соответствует латинской букве «А».

Из результата мы можем увидеть поле resp-time (далее – время отклика), которое дает представление о времени получения данных с дорожки.

Получение CRC-кода

Программное обеспечение EMC для управления дисковым массивом на низком уровне использует протокол связи, называемый системным вызовом (syscall). Под системным вызовом понимается набор специальных канальных команд, которые могут быть понятны СХД Symmetrix.

Системные вызовы могут объединяться в Symmetrix Application Programming Interface (SymmAPI) и представлять собой API к операционной системе хранения данных.

Программные модули SymmAPI находятся на хост-системе (мейнфрейме) и позволяют системным интеграторам и независимым поставщикам программного обеспечения получать доступ к системе хранения данных. SymmAPI взаимодействует с системой хранения данных путем использования канальных команд. Хост-система и система Symmetrix связаны через один или несколько физических интерфейсов.

В ответ на запрос от приложения, работающего на хосте, SymmAPI отправляет системный вызов к СХД Symmetrix и получает в ответ данные от СХД.

На рис. 4. представлена схема взаимодействия СХД и мейнфрейма для сравнения CRC-кодов содержимого треков.

Чтобы получить контрольные суммы (CRC коды) дорожек, необходимо сформировать корректный запрос посредством системного вызова к СХД.

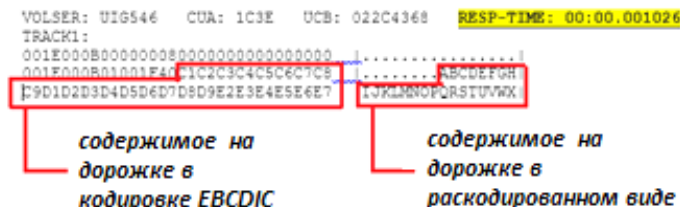


Рис. 3. Результат выполнения команды

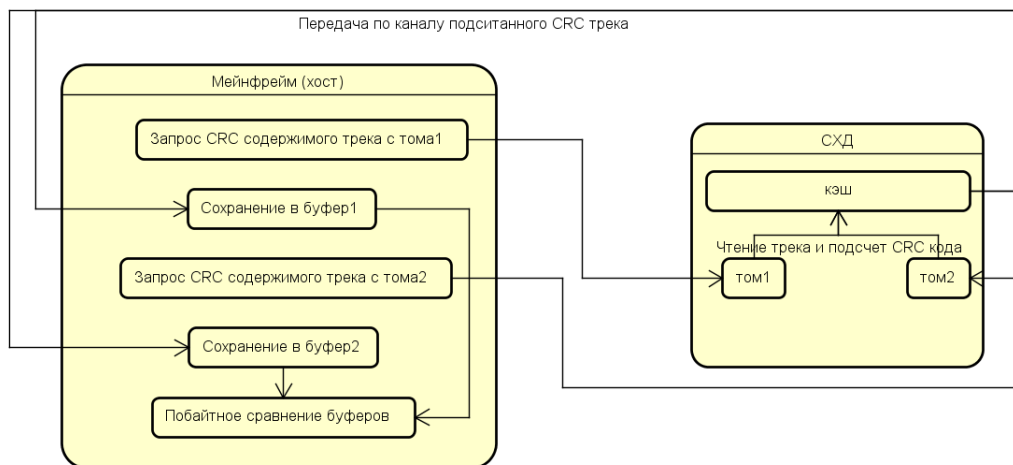


Рис. 4. Взаимодействие СХД и мейнфрейма для сравнения CRC-кодов содержимого треков


```

>>> Response Time:      0.002240 Seconds
>>> Data:
      полученное число
      CRC кодов          номер диска номер цилиндра
00000000 00000001 00000010 000013A1 00000001 * .....
00000010 00000000 48E7AA00 ----- CRC код * ....H...
-----
      End of Syscall Response -----
      номер дорожки
    
```

Рис. 5. Результат выполнения системного вызова

В запрос входит следующая информация:

- номер системного вызова, отвечающий за подсчет контрольной суммы;
- номер диска (Symmetrix device number);
- номер цилиндра;
- число дорожек, для которых надо вернуть CRC-код (от 1 до 15).

Результат выполнения системного вызова к СХД приведен на рис. 5.

ОЦЕНКА ВРЕМЕННОЙ ЭФФЕКТИВНОСТИ

Для оценки временной эффективности разработан одинаковый набор тестов, позволяющий собрать статистику по каждому из ранее описанных способов. Под временной эффективностью понимается отношение времени отклика на получение CRC-кода ко времени отклика получения содержимого дорожек.

Статистика отражает время отклика на исполнение запросов в зависимости от числа дорожек. Время отклика получено для i -дорожек, где $i = 1, 5, 10, 15$.

Блок-схема алгоритма тестов для сбора статистики представлена на рис. 6.

Для вычисления среднеарифметического значения времени отклика на исполнение запроса использовалась формула

$$\bar{t} = \frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^N t_i, \quad (1)$$

где t_i – время отклика i -го содержимого/CRC; n – общее количество обращений к дорожке.

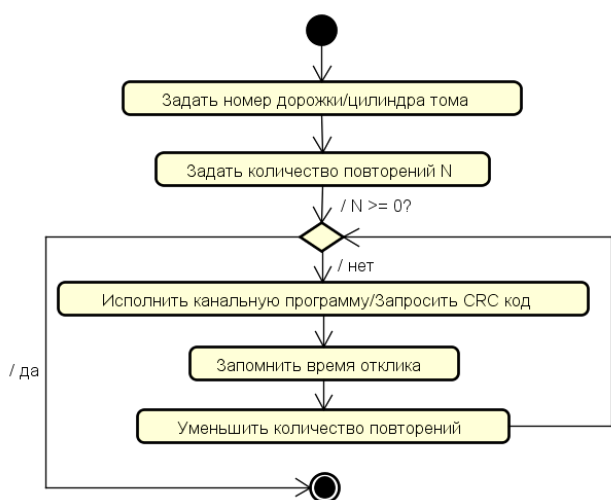


Рис. 6. Блок-схема «Структура теста»

Среднеквадратичное отклонение рассчитывалось по формуле

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^N (t_i - \bar{t})^2}, \quad (2)$$

где \bar{t} – среднеарифметическое значение.

Временная эффективность

$$\delta = 100 - \frac{\overline{t_{CRC}} + \sigma_{CRC}}{\overline{t_R} + \sigma_R} \cdot 100, \quad (3)$$

где $\overline{t_R}$ и $\overline{t_{CRC}}$ – время получения содержимого и CRC-кода, соответственно; σ_R и σ_{CRC} – их среднеквадратичные отклонения, соответственно.

Результаты измерений представлены в таблицах 1, 2.

Среднее время получения запроса – величина непостоянная, так как зависит от степени загрузки канала между хостом и СХД, а также от загруженности самого хоста и СХД. Стоит также отметить, что главное преимущество способа контроля целостности по CRC-коду – в меньшей нагрузке на канал между СХД и мейнфреймом, так как количество передаваемой информации в разы сокращается. Однако при таком способе идет дополнительная нагрузка на кэш, поскольку в нем подсчитывается CRC-код содержимого дорожки.

Таблица 1
Результаты выполнения запросов к группам дорожек

| Тип запроса к дорожке | Количество дорожек | Количество запросов | Среднее время отклика, с | Среднеквадратичное отклонение |
|-----------------------|--------------------|---------------------|--------------------------|-------------------------------|
| Получение содержимого | 1 | 100 | 0,001 | 0,0007 |
| | 5 | 50 | 0,0038 | 0,0017 |
| | 10 | | 0,0063 | 0,0013 |
| | 15 | | 0,0094 | 0,0015 |
| Получение CRC-кода | 1 | 100 | 0,0011 | 0,0001 |
| | 5 | 50 | 0,0040 | 0,0011 |
| | 10 | | 0,0068 | 0,0015 |
| | 15 | | 0,0092 | 0,0008 |

Таблица 2
Эффективность получения CRC кодов по сравнению с содержимым

| Тип запроса к дорожке | Количество дорожек | Эффективность, % |
|-----------------------|--------------------|------------------|
| Получение CRC-кода | 1 | 29,41 |
| | 5 | 7,27 |
| | 10 | -9,21 |
| | 15 | 8,26 |

Рассмотрим том размерностью 65 520 цилиндров. Его размер составляет: $65\,520 \cdot 15 \cdot 56\,664 = 55\,689\,379\,200$ байт ≈ 52 Гбайта (где 15 – количество дорожек; 56 664 – размер в байтах каждой дорожки). Соответственно, 52 Гбайта придется передать по каналу только для одного тома. Способ получения CRC-кода требует пересылки меньшего количества информации по каналу: $65\,520 \cdot 15 \cdot 4 = 3\,931\,200$ байт ≈ 4 Гбайта, где 15 – количество дорожек; 4 – размер в байтах каждого CRC-кода дорожки.

Таким образом, нагрузка на канал уменьшится в $\frac{65\,520 \cdot 15 \cdot 56\,664}{65\,520 \cdot 15 \cdot 4} = 14\,116$ раз.

Систематическое изложение вопросов, касающихся проблематики настоящей статьи, содержится в [9, 10].

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В статье описаны способы получения содержимого дорожки тома при помощи стандартных средств операционной системы z/OS и способ получения CRC-кода, который генерируется программно на стороне СХД по запросу пользователя. Собрана статистика, позволяющая оценить производительность рассматриваемых способов.

Анализ результатов показал, что способ генерации CRC-кода дорожки на стороне СХД для контроля целостности данных обладает рядом преимуществ, такими как время отклика и меньшая нагрузка на канал между СХД и мейнфреймом.

ЛИТЕРАТУРА

1. Бартедьев О. В. Особенности тестирования наборов данных в операционной системе z/OS / О. В. Бартедьев, С. В. Ключев // Программные продукты и системы. 2014. № 107 (3). С. 53-58.
2. Kuzler C. IBM Enterprise Storage Server / С. Kuzler, P. Norman, A. Pate, R. Wolf. – San Jose, California: IBM Corp., Int. Tech. Support Org., 1999. 250 с.
3. Глоссарий EMC. URL: <https://russia.emc.com/corporate/glossary/replication.htm> (дата обращения 20.09.2017).
4. Мыцко Е. А. Особенности программной реализации вычисления контрольной суммы CRC32 на примере PKZIP, WINZIP, ETHERNET / Е. А. Мыцко, А. Н. Мальчуков // Вестн. науки Сибири. 2011. № 1 (1). С. 279-282.
5. New Features in EMC Enginuity 5876 for Mainframe Environments. 2012. 19 p.
6. Варфоломеев В. А. Архитектура платформ IBM eServer zSeries / В. А. Варфоломеев, Э. К. Лецкий, М. И. Шамров, В. В. Яковлев. – М.: Интуит, 2016. 640 с.
7. Internal Disk Subsystem: Reference Guide / Int. Bus. Mach. Corp. 1999. 264 p.
8. High Level Assembler for z/OS & z/VM & z/VSE Language Reference Version 1 Release 6 / Int. Bus. Mach. Corp. 6 ed., 2008. 484 p.
9. Hennessy J. L. Computer Architecture a Quantitative Approach / J. L. Hennessy, David A. Patterson. 5 ed., Elsevier, Inc., 2012. 851 p.
10. Bruce J. Memory Systems Cache, Dram, Disk / J. Bruce, N. Spencer W., T. Wang David. Morgan Kaufmann Publ., 2008. 982 p.

Comparison of the Performance of the Methods for Obtaining the Content of the Track CKD Volume and its CRC Code

Klimenko S. V.

Emperor Alexander I Petersburg State Transport University
St. Petersburg, Russia
s.klimenko@live.ru

Abstract. The article describes methods of obtaining content and CRC code of the CKD track. The principle of the operation of the channel commands and their format are described in detail, as well as ways to organize a check of data integrity control between storage and mainframe volumes. For each of the methods considered, the average response time for execution of the request and time efficiency are determined. Based on the results obtained, it is concluded which of the methods is optimal for use.

Keywords: storage systems, CRC, CKD, performance, efficiency, track, volume.

REFERENCES

1. Bartenev O. V., Klyuev S. V. Peculiarities of data sets testing in the z/OS operating system [Osobennosti testirovaniya naborov dannykh v operatsionnoy sisteme z/OS], *Software and Systems [Programmnye produkty i sistemy]*, 2014, no. 107 (3), pp. 53-58.
2. Kuzler C., Norman P., Pate A., Wolf R. IBM Enterprise Storage Server. San Jose, California, IBM Corp., Int. Tech. Support Org., 1999. 250 p.
3. EMC Glossary. Available at: <https://russia.emc.com/corporate/glossary/replication.htm> (accessed 20 September 2017).
4. Mytsko E. A., Malchukov A. N. Features of the software implementation of CRC32 checksum calculation using the example of PKZIP, WINZIP, ETHERNET [Osobennosti programmnoy realizatsii vychisleniya kontrolnoy summy CRC32 na primere PKZIP, WINZIP, ETHERNET], *Newsletter of Siberian Sci. [Vestnik nauki Sibiri]*, 2011, no.1 (1), pp. 279-282.
5. New Features in EMC Enginuity 5876 for Mainframe Environments, 2012, 19 p.
6. Varfolomeev V. A., Letskiy E. K., Shamrov M. I., Jakovlev V. V. Architecture of IBM platforms eServer zSeries [Arkhitektura platform IBM eServer zSeries], Moscow, Intuit, 2016, 640 p.
7. Internal Disk Subsystem: Reference Guide. Int. Bus. Mach. Corp. 1999, 264 p.
8. High Level Assembler for z/OS & z/VM & z/VSE Language Reference Version 1 Release 6. Int. Bus. Mach. Corp. 6 ed., 2008. 484 p.
9. Hennessy J. L., Patterson D. A. Computer Architecture a Quantitative Approach. 5 ed. Elsevier, Inc., 2012. 851 p.
10. Bruce J., Spencer N. W., David W. T. Memory Systems Cache, Dram, Disk. Morgan Kaufmann Publ., 2008. 982 p.