



ИЗМЕРИТЕЛЬНАЯ ТЕХНИКА 2022 №6



Всемирный
день метрологии



Метрология в эпоху цифровизации



ИЗМЕРИТЕЛЬНАЯ ТЕХНИКА 2022 № 6 июнь

Ежемесячный
научно-технический
журнал

Основан в 1939 г.

С 1958 г. переводится
на английский язык
под названием
«Measurement Techniques»
издательством
Springer Nature
www.springer.com/11018

УЧРЕДИТЕЛИ

Федеральное агентство
по техническому регулированию
и метрологии

ФГУП «Всероссийский
научно-исследовательский
институт метрологии
им. Д. И. Менделеева»

ФГУП «Всероссийский
научно-исследовательский
институт оптико-физических
измерений»

ФГУП «Всероссийский
научно-исследовательский
институт физико-технических и
радиотехнических измерений»

ФГБУ «Всероссийский
научно-исследовательский
институт метрологической
службы»

МОО «Метрологическая академия»

СОДЕРЖАНИЕ

■ ГОСУДАРСТВЕННЫЕ ЭТАЛОНЫ

- А. В. Коудельный, И. М. Малай, А. И. Матвеев, В. А. Перепелкин, И. П. Чирков.**
Государственный первичный эталон единицы мощности электромагнитных
колебаний в диапазоне частот 37,5–118,1 ГГц ГЭТ 167-2021 3

■ ОБЩИЕ ВОПРОСЫ МЕТРОЛОГИИ И ИЗМЕРИТЕЛЬНОЙ ТЕХНИКИ

- С. Ф. Левин.** Руководство JCGM GUM-6:2020: комментарии к переводу на русский
язык 9
- А. Н. Жирабок, А. В. Зуев, А. А. Проценко, Ким Чхун Ир.** Методы построения
робастных виртуальных датчиков 17
- Г. И. Козырев, А. В. Кибенко, В. Д. Усиков.** Расчёт допустимой временной
задержки дискретных отсчётов при измерениях в режиме реального времени 23
- С. Н. Григорьев, П. Н. Емельянов, Д. А. Мастеренко, С. Е. Педь.** Выборочный
измерительный контроль партий деталей с распределением размера
по закону Рэлея 28

■ ЛИНЕЙНЫЕ И УГЛОВЫЕ ИЗМЕРЕНИЯ

- С. В. Двойнишников, В. Г. Меледин, И. К. Кабардин, В. В. Рахманов, В. О. Зуев.**
Метод фазовой триангуляции со статистической фильтрацией для измере-
ний в условиях случайных аддитивных помех и ограниченного динамического
диапазона фотоприёмника 36

■ ОПТИКО-ФИЗИЧЕСКИЕ ИЗМЕРЕНИЯ

- Н. Н. Евтихийев, В. Г. Родин, Е. А. Савченкова, Р. С. Стариков, П. А. Черёмхин.**
Адаптивный итеративный метод подбора весовых коэффициентов операции
диффузии ошибки для бинаризации цифровых голограмм 41

■ ТЕПЛОФИЗИЧЕСКИЕ ИЗМЕРЕНИЯ

- А. В. Мамонтов, В. Н. Нефёдов, С. А. Хриткин.** Совершенствование методики
измерений распределения температуры полимерных композитных листовых
материалов при нагреве микроволновым излучением 46

■ ЭЛЕКТРОМАГНИТНЫЕ ИЗМЕРЕНИЯ

- В. В. Давыдов, Н. С. Мязин, Р. В. Давыдов.** Мультифазный ядерно-магнитный
расходомер-релаксометр для контроля состояния и быстроизменяющихся
расходов нефтяных смесей 52

■ АКУСТИЧЕСКИЕ ИЗМЕРЕНИЯ

- А. В. Савченко, В. В. Савченко.** Адаптивный метод измерения частоты основного
тона с использованием двухуровневой авторегрессионной модели речевого
сигнала 60

■ ФИЗИКО-ХИМИЧЕСКИЕ ИЗМЕРЕНИЯ

- И. П. Аронов, П. М. Аронов, Е. П. Собина.** Повышение точности измерений
коэффициента абсолютной газопроницаемости методом стационарной
фильтрации 67



ИЗМЕРИТЕЛЬНАЯ

ТЕХНИКА

Izmeritel'naya Tekhnika

Главный редактор

В. Н. Крутиков

Редакционная коллегия:

И. В. Емельянова

(зам. гл. редактора)

В. И. Белоцерковский

С. И. Донченко

Л. К. Исаев

А. Д. Козлов

Е. П. Кривцов

А. Ю. Кузин

С. В. Медведевских

В. В. Окрепилов

В. Н. Храменков

И. А. Шайко

В. В. Швыдун

Научный редактор *Грачева И. Л.*

Корректор *Бучная М. В.*

Иллюстрации *Бабаев И. Н.*

Компьютерная верстка *Номт С. А.*

Реклама, распространение и подписка *Керсова Л. А.*

Тел.: +7(495)430-28-02, kersova@vniims.ru

Сдано в набор: 24.05.2022.

Подписано в печать: 29.06.2022.

Формат 60х90 1/8. Бумага мелованная. Печать офсетная.

Усл. п.л. 9,0. Уч.-изд. л. 11,5. Тир. 200 экз. Зак. 22-48е.

Свободная цена.

Отпечатано в ООО «Типография «Миттель Пресс»,
127254, Москва, ул. Руставели, 14, с. 6, оф. 7.

Издание зарегистрировано Роскомнадзором
Свидетельство о регистрации: ПИ № ФС77-21572
от 15.07.2005.

Издатель: ФГБУ «ВНИИМС».

Адрес редакции и издателя: 119361, Москва,

ул. Озёрная, 46, ФГБУ «ВНИИМС».

Тел.: +7(495)781-48-70

E-mail: izmt@vniims.ru

Сайт: www.izmt.ru

Редакция не несёт ответственности за содержание
рекламных материалов.

Точка зрения редакции может не совпадать с позицией
авторов.

Полное или частичное воспроизведение материалов
допускается с письменного разрешения редакции.

При перепечатке материалов ссылка на журнал
«Измерительная техника» обязательна.

Все поступившие в редакцию материалы подлежат
рецензированию.

Материалы, переданные в редакцию, не возвращаются.

Требования к оформлению статей размещены на сайте
www.izmt.ru

Знаком информационной продукции не маркируется.

CONTENTS

■ STATE STANDARDS

- A. V. Koudelny, I. M. Malay, A. I. Matveev, V. A. Perepelkin, I. P. Chirkov.** State primary standard of the unit of power of electromagnetic oscillations in the frequency range from 37.5 to 118.1 GHz GET 167-2021 3

■ GENERAL PROBLEMS OF METROLOGY AND MEASUREMENT TECHNIQUES

- S. F. Levin.** Guide JCGM GUM-6:2020: comments on the translation into Russian 9
- A. N. Zhirabok, A. V. Zuev, A. A. Protchenko, Kim Chung Il.** Methods of robust virtual sensor design 17
- G. I. Kozyrev, A. V. Kibenko, V. D. Usikov.** Calculation of the permissible time delay of discrete samples during real-time measurements 23
- Sergey N. Grigoriev, Petr N. Emelianov, Dmitry A. Masterenko, Sergey E. Ped'.** Sampling by variables for Rayleigh distributed lots 28

■ LINEAR AND ANGULAR MEASUREMENTS

- S. V. Dvoynishnikov, V. G. Meledin, I. K. Kabardin, V. V. Rakhmanov, V. O. Zuev.** Phase triangulation method with statistical filtering for measurements under conditions of random additive noise and a limited dynamic range of a photodetector 36

■ OPTICOPHYSICAL MEASUREMENTS

- N. N. Evtikhiev, V. G. Rodin, E. A. Savchenkova, R. S. Starikov, P. A. Cheremkhin.** Adaptive iterative method of selecting weight coefficients for digital holograms binarization using error diffusion 41

■ TERMOPHYSICAL MEASUREMENTS

- A. V. Mamontov, V. N. Nefedov, S. A. Khritkin.** Improvement of the method of measuring the temperature distribution of polymer composite sheet materials when heated by microwave radiation 46

■ ELECTROMAGNETIC MEASUREMENTS

- V. V. Davydov, N. S. Myazin, R. V. Davydov.** Multiphase nuclear-magnetic flowmeter-relaxometer for control of condition and rapidly changing expenditures of oil mixtures 52

■ ACOUSTIC MEASUREMENTS

- A. V. Savchenko, V. V. Savchenko.** An adaptive method for measuring the pitch frequency using a two-level autoregressive model of a speech signal 60

■ PHYSICOCHEMICAL MEASUREMENTS

- I. P. Aronov, P. M. Aronov, E. P. Sobina.** Increasing the accuracy of measurements of the coefficient of absolute gas permeability by the steady-state method 67

Государственный первичный эталон единицы мощности электромагнитных колебаний в диапазоне частот 37,5–118,1 ГГц ГЭТ 167-2021

Александр Владимирович Коудельный^{1✉}, Иван Михайлович Малай^{2✉}, Алексей Игоревич Матвеев³,
Владимир Анатольевич Перепелкин⁴, Игорь Петрович Чирков⁵

1, 2, 3, 4, 5 Всероссийский научно-исследовательский институт физико-технических и радиотехнических измерений,
г. п. Менделеево, Московская обл., Россия

¹akou@vniiftri.ru✉, <https://orcid.org/0000-0003-2895-8408>

²malay@vniiftri.ru✉, <https://orcid.org/0000-0003-3148-7336>

³mtvv@vniiftri.ru, <https://orcid.org/0000-0002-6916-1035>

⁴prpl@vniiftri.ru, <https://orcid.org/0000-0002-5665-405X>

⁵chirkov@vniiftri.ru, <https://orcid.org/0000-0002-7722-2184>

Аннотация. Рассмотрены вопросы измерения мощности электромагнитных колебаний как основного параметра, характеризующего интенсивность электромагнитного излучения на сверхвысоких частотах в закрытых передающих трактах. Измерения мощности электромагнитных колебаний в диапазоне миллиметровых длин волн широко применяются в радиосвязи, радионавигации, радиолокации. С целью обеспечения единства измерений мощности электромагнитных колебаний в диапазоне частот 78,33–118,1 ГГц усовершенствован Государственный первичный эталон единицы мощности электромагнитных колебаний в волноводных трактах в диапазоне частот от 37,5 до 78,33 ГГц ГЭТ 167-2017. Для увеличения верхней частоты ГЭТ 167-2017 разработан комплект болометрических измерительных преобразователей в волноводных трактах 2,4×1,2 и 2,54×1,27 мм (WR10), калориметрическая и компарирующая установки. Приведены структурная схема, технические характеристики и результаты метрологических исследований Государственного первичного эталона единицы мощности электромагнитных колебаний в волноводных трактах в диапазоне частот 37,5–118,1 ГГц ГЭТ 167-2021. С учётом особенностей, вызванных уменьшением сечения волноводного тракта, уточнены методики оценки составляющих погрешностей воспроизведения и передачи единицы мощности электромагнитных колебаний. Результаты исследований подтвердили высокие показатели точности эталона, который теперь занимает лидирующую позицию среди аналогичных национальных эталонов.

Ключевые слова: мощность электромагнитных колебаний, первичный эталон, микрокалориметр, ваттметр

Для цитирования: Коудельный А. В., Малай И. М., Матвеев А. И., Перепелкин В. А., Чирков И. П. Государственный первичный эталон единицы мощности электромагнитных колебаний в диапазоне частот 37,5–118,1 ГГц ГЭТ 167-2021 // Измерительная техника. 2022. № 6. С. 3–8.
<https://doi.org/10.32446/0368-1025it.2022-6-3-8>

State primary standard of the unit of power of electromagnetic oscillations in the frequency range from 37.5 to 118.1 GHz GET 167-2021

Alexander V. Koudelny^{1✉}, Ivan M. Malay^{2✉}, Alexey I. Matveev³, Vladimir A. Perepelkin⁴, Igor P. Chirkov⁵

1, 2, 3, 4, 5 Russian Metrological Institute of Technical Physics and Radio Engineering, Mendeleevo, Moscow region, Russia

¹akou@vniiftri.ru✉, <https://orcid.org/0000-0003-2895-8408>

²malay@vniiftri.ru✉, <https://orcid.org/0000-0003-3148-7336>

³mtvv@vniiftri.ru, <https://orcid.org/0000-0002-6916-1035>

⁴prpl@vniiftri.ru, <https://orcid.org/0000-0002-5665-405X>

⁵chirkov@vniiftri.ru, <https://orcid.org/0000-0002-7722-2184>

Abstract. Radio frequency power is the main parameter characterizing the intensity of electromagnetic radiation at microwave frequencies in closed transmission paths. Measurement of the RF power in the millimeter wavelength range is widely used in radio communications, radio navigation, and radar. In order to ensure the uniformity of measurements of the RF power in the frequency range from 78.33 to 118.1 GHz, the State Primary Standard of the unit of RF power in waveguide paths in the frequency range from 37.5 to 78.33 GHz GET 167-2017

has been improved. To ensure the possibility of increasing the upper frequency of the GET 167-2017, the development of sets of bolometric measuring transducers in waveguide paths 2.4×1.2 and 2.54×1.27 mm (WR10), calorimetric and comparing installations. The block diagram, technical characteristics and results of metrological studies of the State primary standard of the unit of RF power in waveguide paths in the frequency range of 37.5–118.1 GHz GET 167-2021 are given. Taking into account the features caused by a decrease in the cross section of the waveguide path, methods for estimating error components are refined. reproduction and transmission of a unit of RF power. The research results confirmed the high accuracy of the standard, which now occupies a leading position among similar national standards.

Keywords: radio frequency power, primary standard, microcalorimeter, power meter

Введение. Наблюдаемый за последние десятилетия рост количества новых разработок радиотехнических систем и устройств, работающих в диапазоне миллиметровых волн, создал соответствующий спрос на точные измерения на частотах от 40 до 300 ГГц. При разработке и эксплуатации таких систем решение задач метрологического обеспечения испытаний и контроля качества потребовало применения широкого спектра измерительных приборов: генераторов сигналов, ваттметров сверхвысокой частоты (СВЧ), анализаторов спектра, векторных анализаторов, аттенюаторов и т. д. Требования к диапазонам частот и мощностей составляют основу метрологических характеристик радиотехнических систем, что определяет необходимость прослеживаемости измерений этих величин к национальным первичным эталонам. В этом контексте разработки первичных эталонов мощности электромагнитных колебаний в диапазоне частот 75–110 ГГц и исследования возможности прослеживаемости измерений мощности к эталонам на более высоких частотах, выполненные в последние годы в ведущих национальных метрологических институтах [1–3], оказались вполне обоснованными, а исследования по разработке средств измерений (СИ) мощности электромагнитных колебаний в диапазоне сверхвысоких частот весьма актуальными.

Во ВНИИФТРИ разработана аппаратура высшей точности для измерений мощности электромагнитных колебаний миллиметровых длин волн. Основная цель разработки аппаратуры – обеспечение единства измерений мощности электромагнитных колебаний в волноводных трактах сечениями 2.4×1.2 и 2.54×1.27 мм (тракт WR10), обеспечение метрологической прослеживаемости к национальному эталону Российской Федерации при калибровке и поверке ваттметров СВЧ, измерительных генераторов и приёмников, используемых в радиолокационной и радионавигационной технике, технике связи, радиовещании и телевидении. Достигнутая точность позволяет воспроизводить единицу мощности СВЧ в диапазоне 78,33–118,1 ГГц и передавать её рабочим эталонам и СИ мощности в указанном диапазоне частот.

Созданная аппаратура использована при совершенствовании Государственного первичного эталона единицы мощности электромагнитных колебаний в волноводных и коаксиальных трактах ГЭТ 167-2017 [4] и обеспечивает увеличение его верхней частоты с 78,33 ГГц до 118,1 ГГц. В результате проведённых

исследований и разработок утверждён Государственный первичный эталон единицы мощности электромагнитных колебаний в диапазоне частот от 37,5 до 118,1 ГГц ГЭТ 167-2021¹.

Состав ГЭТ 167-2021. Основу практически всех национальных эталонов единицы мощности СВЧ как в коаксиальных, так и в волноводных трактах составляют приёмные тепловые преобразователи (термисторные, болометрические, термоэлектрические), работающие по принципу замещения мощности СВЧ мощностью постоянного тока [5–7]. Воспроизведение единицы мощности СВЧ в микрокалориметре обеспечивает совпадение (единство) ватта электромагнитного излучения и ватта электрической мощности постоянного тока, связывая единицу мощности СВЧ с эталонами основных единиц Международной системы единиц.

ГЭТ 167-2021 включает в себя калориметрическую и компарирующую установки, эталонные ваттметры, комплект вспомогательных СИ и оборудования.

Состав калориметрической установки: микрокалориметрические компараторы в волноводных трактах $5,2 \times 2,6$; $3,6 \times 1,8$; $2,4 \times 1,2$ мм и $2,54 \times 1,27$ мм (WR10); первичные болометрические измерительные преобразователи ПБП-5, ПБП-3, ПБП-2.4, ПБП-WR10; нановольтметр; устройство управления.

Компарирующая установка предназначена для сличения эталонных ваттметров, входящих в состав ГЭТ 167-2021, а также для передачи единицы мощности рабочим эталоном. Установка работает в диапазоне частот 37,5–118,1 ГГц и состоит из компараторов в трактах $5,2 \times 2,6$; $3,6 \times 1,8$; $2,4 \times 1,2$ мм и WR22, WR15, WR10.

В компарирующей установке можно выделить две функциональные части – генераторную и индикационную. Генераторная часть обеспечивает требуемые значения мощности и частоты сигнала. Заданная частота поддерживается в процессе измерений с помощью модуля фазовой автоподстройки частоты. Индикационная часть обеспечивает необходимые режимы работы приёмных преобразователей мощности СВЧ и преобразовывает измеряемую мощность СВЧ в цифровой код. Обе части работают согласованно под управлением компьютера со специализированным программным обеспечением. В качестве ваттметров проходного типа используются специально отобранные направленные ответвители с преобразователями мощности в боковом плече.

¹ Приказ Федерального агентства по техническому регулированию и метрологии от 2 февраля 2021 г. № 66 «Об утверждении Государственного первичного эталона единицы мощности электромагнитных колебаний в диапазоне частот от 37,5 до 118,1 ГГц ГЭТ 167-2021».

Вспомогательные средства измерений и оборудование – это средства контроля окружающей температуры, давления, влажности, волноводно-волноводные и волноводно-коаксиальные переходы, управляемые выключатели мощности СВЧ и пр.

Принцип работы ГЭТ 167-2021. Основа ГЭТ 167-2021 – эталонные ваттметры, для определения характеристик которых применяется калориметрическая установка, а передача единицы мощности СВЧ происходит с помощью модернизированной компарирующей установки.

Эталонный ваттметр из состава ГЭТ 167-2021 аналогичен по конструкции эталонному ваттметру из состава ГЭТ 167-2017 [7, 9] и состоит из автобалансной мостовой схемы и болометрического преобразователя мощности СВЧ. Чувствительный элемент преобразователя изготовлен в виде V-образного поглощающего клина из монокристаллического кремния с разрезом вдоль продольной оси [9]. К контактам, сформированным на концах V-образного поглощающего элемента, припаяны проволочные выводы для подключения поглощающего элемента к системе автоматического замещения. Конструкция преобразователя позволяет добиться хорошего согласования чувствительного элемента с трактом СВЧ, модуль коэффициента отражения входа ваттметра находится в диапазоне 0,01–0,07.

Работа преобразователя мощности СВЧ основана на методе замещения. В исходном состоянии мостовая схема уравновешена в результате подачи на преобразователь напряжения U_0 , приводящего к установлению рабочего сопротивления R_6 болометра. При этом в чувствительном элементе преобразователя рассеивается мощность смещения U_0^2/R_6 . При подаче мощности СВЧ значительная её часть поглощается в чувствительном элементе и вызывает дополнительный нагрев болометра. Изменение сопротивления болометра, вызванное нагревом чувствительного элемента, приводит к разбалансу болометрического моста. При подаче мощности СВЧ мост автоматически уменьшает мощность подогрева постоянным током на значение, необходимое для сохранения баланса. По окончании переходного процесса напряжение постоянного тока, подаваемое на преобразователь, уменьшается до значения U_p и на чувствительном элементе рассеивается мощность U_p^2/R_6 .

Мощность замещения постоянного тока $P_{зм}$ и мощность СВЧ, поглощённую в преобразователе $P_{СВЧ}$, рассчитаем соответственно по формулам

$$P_{зм} = (U_0^2 - U_p^2) / R_6; \quad (1)$$

$$P_{СВЧ} = P_{зм} / K_{эфф}, \quad (2)$$

где $K_{эфф}$ – коэффициент эффективности преобразователя, определяемый в микрокалориметре.

Мощность СВЧ, падающую на вход преобразователя P_n , определим как

$$P_n = \frac{P_3}{K_{эфф}(1 - |\Gamma|^2)} = \frac{P_3}{K_k}, \quad (3)$$

где Γ – коэффициент отражения входа преобразователя мощности СВЧ; K_k – калибровочный коэффициент преобразователя.

Коэффициент эффективности $K_{эфф}$ болометрического преобразователя измеряют в сухом дифференциальном микрокалориметре теплового потока. Это общепризнанный способ определения $K_{эфф}$, применяемый национальными метрологическими институтами для независимого воспроизведения единицы мощности СВЧ. Выделяемые мощность СВЧ и мощность замещения, преобразованные в приращение температуры преобразователя, сравнивают с помощью детекторов разности температур – чувствительных чип-термисторов, расположенных на опорных плоскостях симметричных теплоизолированных каналов микрокалориметра.

Схематичное изображение узлов микрокалориметра приведено на рис. 1. В конструкции двойного микрокалориметра использована симметричная тепловая схема, содержащая два идентичных измерительных канала (тепловые развязки) – рабочий и опорный. Тепловые развязки должны быть максимально близки по тепловым свойствам и служат для тепловой изоляции аттестуемого преобразователя от теплового экрана при сохранении возможности подачи мощности СВЧ на вход преобразователя. Одна развязка обеспечивает тепловой поток от аттестуемого преобразователя к теплового экрана и служит подводящим волноводом, вторая соединяет опорный преобразователь с тепловым экраном. Таким

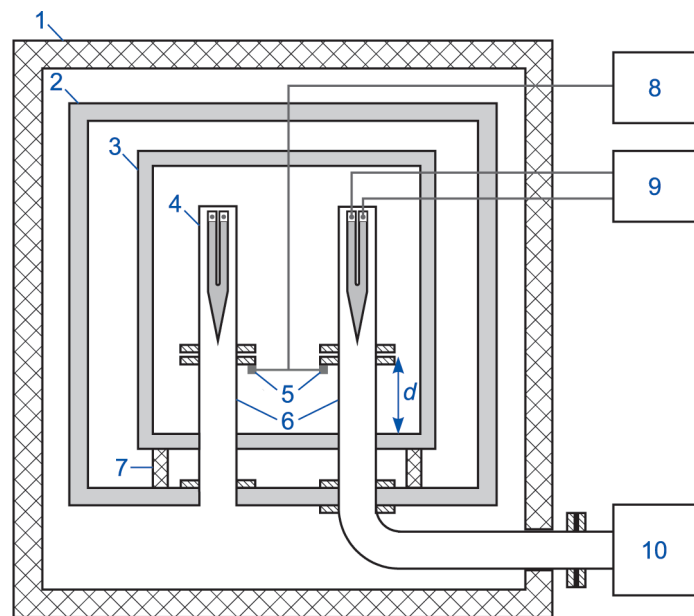


Рис. 1. Схема микрокалориметра, работающего в диапазоне частот 75–118,1 ГГц:

1 – теплоизолированный отсек; 2, 3 – тепловые экраны соответственно I, II; 4 – болометрические преобразователи; 5 – термисторные датчики температуры; 6 – тепловые развязки (d – рабочая длина тепловой развязки); 7 – регулируемые опоры; 8 – цифровой вольтметр; 9 – система измерения мощности замещения; 10 – генератор СВЧ

Fig. 1. Schematic representation of microcalorimeter nodes with a range of operating frequencies from 75 to 118.1 GHz:

1 – insulated compartment; 2 – heat shield I; 3 – heat shield II; 4 – bolometric converters; 5 – thermistor temperature sensors; 6 – thermal isolation (d – working length of thermal isolation); 7 – adjustable support; 8 – digital voltmeter; 9 – power measurement system; 10 – microwave generator

образом, обе развязки создают симметричную по отношению к тепловым потокам схему, обеспечивающую минимальное воздействие колебаний температуры окружающей среды на сигнал, регистрирующий разность температур рабочего и опорного преобразователей. Волноводы тепловых развязок выполнены методом гальванопластики. После припайки фланцев тепловые развязки покрыты серебром. В конструкции микрокалориметра применена оригинальная система крепления внутреннего теплового экрана, обеспечивающая возможность регулировки длины тепловой развязки и соответственно изменение чувствительности системы индикации.

Измеритель разности температур между рабочим и опорным каналами микрокалориметра реализован в виде двух термисторов, один из которых имеет тепловой контакт с преобразователем мощности СВЧ, а другой – с телом сравнения. При такой схеме включения отсутствует тепловой поток между преобразователем мощности и телом сравнения. Кроме того, термисторный датчик позволяет контролировать температуру аттестуемого преобразователя.

Перечислим технические решения, позволившие улучшить характеристики микрокалориметра:

применение тепловых развязок в виде тонкостенных (толщина стенок 100 мкм) волноводов, изготовленных из никеля методом гальванопластики, а также чувствительных чип-термисторов, расположенных на опорных плоскостях (фланцах) симметричных теплоизолированных каналов микрокалориметра, позволило получить чувствительность системы индикации микрокалориметра не менее 1 мВ/мВт;

применение конструкции фланца, описанной в [8], обеспечивает хорошую повторяемость результатов при повторном подключении преобразователей мощности;

применение в качестве рабочего и опорного каналов тепловых развязок с близкими размерами сечений (соответственно

2,4×1,2 и 2,54×1,27 мм) позволяет непосредственно определять $K_{эфф}$ преобразователей, работающих в любом из указанных трактов без применения дополнительных волноводно-волноводных переходов, что позволяет измерять $K_{эфф}$ преобразователей мощности СВЧ с одинаковой точностью независимо от сечения тракта;

возможность регулирования длины тепловой развязки подвижным креплением её к корпусу микрокалориметра существенно упрощает сборку микрокалориметра и позволяет экспериментально оценить влияние потерь в тепловой развязке на результат измерения $K_{эфф}$ аттестуемого преобразователя.

Микрокалориметрический компаратор размещён в термоизолированной камере – выделенном в лабораторном помещении блоке с пассивной термоизоляцией. Для минимизации тепловых воздействий на результаты измерений регистрирующая аппаратура и генератор СВЧ находятся вне этой камеры. Конструкция дифференциального микрокалориметра предусматривает двухконтурную защиту от внешней тепловой помехи и обеспечивает чувствительность не менее 1 мВ/мВт.

Измерениями на микрокалориметре управляет компьютерная программа. Современная вычислительная техника и широкий выбор исполнительных устройств и СИ, снабжённых интерфейсами для подключения к компьютерам, позволяют не только регистрировать и обрабатывать результаты измерений, но также дают возможность управлять происходящими в микрокалориметре процессами согласно заданным алгоритмам.

Схема калориметра, а также входящее в состав калориметрической установки оборудование и измерительные приборы позволяют измерять коэффициент эффективности болометрических, термисторных и термоэлектрических преобразователей, работающих в режиме автоматического замещения поглощённой мощности СВЧ, эквивалентной по тепловому воздействию мощностью постоянного тока.

Прослеживаемость воспроизводимой единицы [Вт] мощности электромагнитных колебаний к основным единицам Международной системы единиц обеспечивается за счёт применения нановольтметра и магазина сопротивлений, которые воспроизводят единицы электрического напряжения и сопротивления. Прослеживаемость информативного параметра частота воспроизводимой единицы [Гц] обеспечивается применением калиброванных гармониковых смесителей, опорного генератора сигналов и частотомера, а также системой фазовой автоподстройки частоты. На рис. 2 показан внешний вид микрокалориметра с установленным болометрическим преобразователем.

На рис. 3 приведена типичная частотная зависимость коэффициента эффективности полупроводникового болометрического преобразователя ПБП-2.4, измеренная в калориметре в диапазоне частот 78,33–118,1 ГГц. Зависимость коэффициента эффективности $K_{эфф}$ от частоты f падающей электромагнитной волны имеет плавный характер, что позволяет использовать преобразователь для измерений мощности СВЧ на любой произвольной частоте в диапазоне частот волновода. Аналогичные характеристики получены

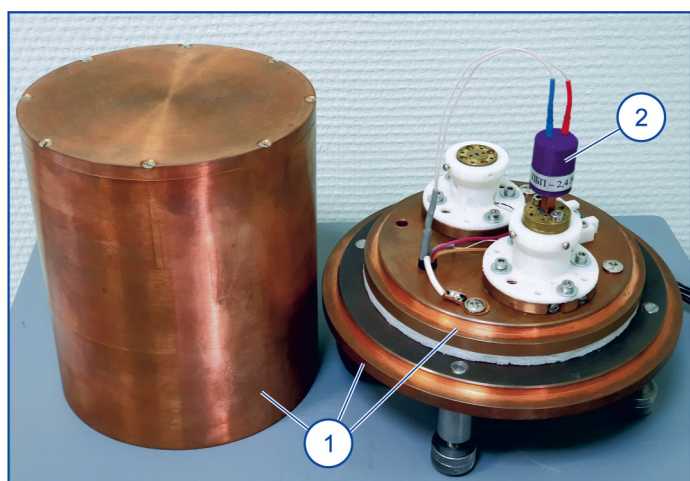


Рис. 2. Внешний вид микрокалориметра с подключённым болометрическим преобразователем:

1 – тепловые экраны; 2 – болометрический преобразователь

Fig. 2. Appearance of a microcalorimeter with a bolometric converter connected:

1 – heat shields; 2 – bolometric converter

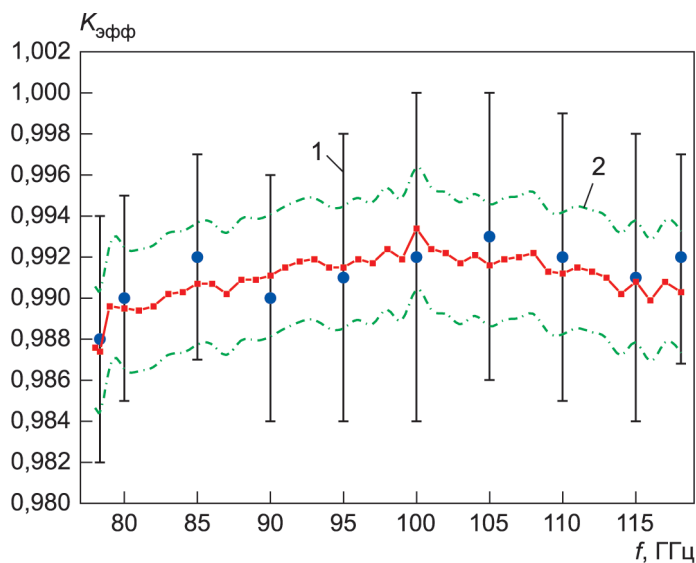


Рис. 3. Частотная зависимость $K_{эфф}(f)$ первичного болометрического измерительного преобразователя в диапазоне частот 78,33–118,1 ГГц в 2019 г. (●) и 2020 г. (■):

1 – границы погрешности измерений коэффициента эффективности $K_{эфф}$; 2 – допустимые границы нестабильности $K_{эфф}$

Fig. 3. Typical frequency dependence of the PBP K_{eff} in the frequency range from 75 to 118.1 GHz in 2019 (●) and 2020 (■):

1 – the limits of the measurement error of the efficiency coefficient of the K_{eff} ; 2 – the permissible limits of the instability of the K_{eff}

для всех болометрических преобразователей мощности СВЧ из состава ГЭТ 167-2021.

Метрологические и технические характеристики ГЭТ 167-2021. Основные составляющие неисключённой систематической погрешности (НСП) ГЭТ 167-2021 оценены следующими значениями:

$\Theta_1 < 0,15\%$ – составляющая определения $K_{эфф}$ болометрического преобразователя в микрокалориметре из-за потерь в подводящем волноводе тепловой развязки;

$\Theta_2 < 0,1\%$ – составляющая определения $K_{эфф}$ болометрического преобразователя в микрокалориметре из-за неэквивалентности тепловых потерь в корпусе преобразователя;

$\Theta_3 < 0,1\%$ – составляющая определения поправки на отражённую мощность для болометрического преобразователя с модулем коэффициента отражения входа $|\Gamma| < 0,04$ при погрешности измерения коэффициента стоячей волны по напряжению менее 3 %;

$\Theta_4 < 0,06\%$ – составляющая измерения мощности замещения постоянного тока при использовании калибратора тока с погрешностью порядка 0,01 % и магазина сопротивлений класса 0,05;

$3S_{K_{эфф}} < 0,2\%$ – случайная погрешность измерения $K_{эфф}$ в микрокалориметре по результатам обработки рядов по 5–10 наблюдениям.

Технические и метрологические характеристики ГЭТ 167-2021 приведены в таблице.

Международное сотрудничество в рамках сличений. В период 2011–2014 гг. в рамках международных ключевых

Характеристики ГЭТ 167-2021

Характеристика	Значение
Диапазон частот, ГГц	37,5–118,1
Мощность электромагнитных колебаний, Вт	$1 \cdot 10^{-3}$ – $1 \cdot 10^{-2}$
Стандартная неопределённость	
по типу А	$5 \cdot 10^{-4}$ – $2 \cdot 10^{-3}$
по типу В	$2 \cdot 10^{-3}$ – $5 \cdot 10^{-3}$
Суммарная стандартная неопределённость	$2 \cdot 10^{-3}$ – $6 \cdot 10^{-3}$
Расширенная неопределённость ($k^*=2$)	$4 \cdot 10^{-3}$ – $1,2 \cdot 10^{-2}$
СКО** случайной погрешности воспроизведения	$5 \cdot 10^{-4}$ – $2 \cdot 10^{-3}$
Границы НСП воспроизведения	$5 \cdot 10^{-3}$ – $1,5 \cdot 10^{-2}$

Примечание. * k – коэффициент охвата; **СКО – среднее квадратическое отклонение

сличений CCEM.RF-K25.W–RF power from 33 to 50 GHz in waveguide по измерениям мощности электромагнитных колебаний при участии Консультативного комитета по электричеству и магнетизму Международного бюро мер и весов подтверждена эквивалентность воспроизводимой первичным эталоном единицы в диапазоне частот 38–50 ГГц с расширенными неопределённостями 0,1–1,2 %. В настоящее время проходят международные ключевые сличения CCEM.RF-K27.W–RF power from 50 to 75 GHz in waveguide. Участниками сличений завершены измерения, идет подготовка отчёта к опубликованию. Запланированы пилотные сличения в диапазоне частот 75–110 ГГц.

Заключение. Разработанный комплекс аппаратуры ГЭТ 167-2021 позволяет воспроизводить единицу мощности СВЧ, а также калибровать и поверять используемые в радиолокационной технике и технике связи ваттметры СВЧ, измерительные генераторы и приёмники, обеспечивая единство измерений мощности электромагнитных колебаний в волноводных трактах в диапазоне частот 37,5–118,1 ГГц.

Список источников

- Shimaoka K., Kinoshita M., Fujii K., Tosaka T., Calibration of mm-wave power meters using a broadband calorimeter in the frequency range from 110 GHz to 170 GHz, *2013 38th International Conference on Infrared, Millimeter, and Terahertz Waves (IRMMW-THz)*, 2013, pp. 1–2. <https://doi.org/10.1109/IRMMW-THz.2013.6665712>
- He Wei, Zhang Weiwei, Qi Wanquan, Yin Hongcheng, Design of a 110 GHz to 170 GHz calorimeter, *2017 International Workshop on Electromagnetics: Applications and Student Innovation Competition*, 2017, pp. 71–73. <https://doi.org/10.1109/iWEM.2017.7968788>
- Kwon J., Hong Y., Kang N., D-Band Waveguide Microcalorimeter for Millimeter-Wave Power Standard, *2018 Conference on Precision Electromagnetic Measurements (CPEM 2018)*, 2018, pp. 1–2. <https://doi.org/10.1109/CPEM.2018.8501192>

4. Перепелкин В. А., Семенов В. А., Чирков И. П., Павлов А. В., Жогун М. В., Коудельный А. В. Государственный первичный эталон единицы мощности электромагнитных колебаний в диапазоне частот от 37,5 до 78,33 ГГц ГЭТ 167-2017 // Измерительная техника. 2017. № 10. стр. 3–6.

<https://doi.org/10.32446/0368-1025it.2017-10-3-6>

5. Lau Y. S., Denning T., Oleson C., Millimeter wave power measurement above 110 GHz, *2006 67th ARFTG Conference*, 2006, pp. 97–102. <https://doi.org/10.1109/ARFTG.2006.4734350>

6. Judaschke R. H., Kuhlmann K., Reichel T. M., Perndl W., Millimeter-Wave Thermoelectric Power Transfer Standard, in *IEEE Transactions on Instrumentation and Measurement*, vol. 64, no. 12, pp. 3444–3450, Dec. 2015. <https://doi.org/10.1109/TIM.2015.2454632>

7. Kwon J., Kang T., Kang N., V-band waveguide microcalorimeter for millimeter-wave power standards, *2016 Conference on Precision Electromagnetic Measurements (CPEM 2016)*, 2016, pp. 1–2, <https://doi.org/10.1109/CPEM.2016.7540466>

8. Семенов В. А. Проект изменения стандарта на присоединительные размеры элементов соединения СВЧ трактов электронных измерительных приборов // Метрология в радиоэлектронике: Тез. докл. XI Всерос. науч.-техн. конф. 19–21 июня 2018 г., Менделеево: ВНИИФТРИ, 2018. С. 116–125.

9. Коудельный А. В., Мыльников А. В., Перепелкин В. А. Разработка и исследование полупроводниковых болометрических преобразователей мощности СВЧ оконечного типа. Исследования в области радиотехнических измерений // Сборник научных трудов. М.: ВНИИФТРИ, 1987. С. 27–34.

10. Chirkov I., Perepelkin V., Semenov V., Russian primary standards of microwave power, *29th Conference on Precision Electromagnetic Measurements (CPEM 2014)*, 2014, pp. 166–167. <https://doi.org/10.1109/CPEM.2014.6898311>

References

1. Shimaoka K., Kinoshita M., Fujii K., Tosaka T., Calibration of mm-wave power meters using a broadband calorimeter in the frequency range from 110 GHz to 170 GHz, *2013 38th*

International Conference on Infrared, Millimeter, and Terahertz Waves (IRMMW-THz), 2013, pp. 1–2.

<https://doi.org/10.1109/IRMMW-THz.2013.6665712>

2. He Wei, Zhang Weiwei, Qi Wanquan, Yin Hongcheng, Design of a 110GHz to 170GHz calorimeter, *2017 International Workshop on Electromagnetics: Applications and Student Innovation Competition*, 2017, pp. 71–73.

<https://doi.org/10.1109/iWEM.2017.7968788>

3. Kwon J., Hong Y., Kang N., D-Band Waveguide Microcalorimeter for Millimeter-Wave Power Standard, *2018 Conference on Precision Electromagnetic Measurements (CPEM 2018)*, 2018, pp. 1–2. <https://doi.org/10.1109/CPEM.2018.8501192>

4. Perepelkin V. A., Semenov V. A., Chirkov I. P., Pavlov A. V., Zhogun M. V., Koudel'nyi A. V., *Measurement Techniques*, 2018, vol. 60, no. 10, pp. 973–978. <https://doi.org/10.1007/s11018-018-1303-y>

5. Lau Y. S., Denning T., Oleson C., Millimeter wave power measurement above 110 GHz, *2006 67th ARFTG Conference*, 2006, pp. 97–102. <https://doi.org/10.1109/ARFTG.2006.4734350>

6. Judaschke R. H., Kuhlmann K., Reichel T. M., Perndl W., Millimeter-Wave Thermoelectric Power Transfer Standard, in *IEEE Transactions on Instrumentation and Measurement*, vol. 64, no. 12, pp. 3444–3450, Dec. 2015. <https://doi.org/10.1109/TIM.2015.2454632>

7. Kwon J., Kang T., Kang N., V-band waveguide microcalorimeter for millimeter-wave power standards, *2016 Conference on Precision Electromagnetic Measurements (CPEM 2016)*, 2016, pp. 1–2, <https://doi.org/10.1109/CPEM.2016.7540466>

8. Semenov V. A., *Proc. XI All-Russian Sci.-Tech. conference Metrology in Radio Electronics*, June 19–21, 2018, Mendeleevo, VNIIFTRI Publ., 2018, pp. 116–125. (In Russ.)

9. Koudelny A. V., Mylnikov A. V., Perepelkin V. A., Research in the field of radio engineering measurements, *Collection of Scientific Papers*, Mendeleevo, VNIIFTRI Publ., 1987, pp. 27–34. (In Russ.)

10. Chirkov I., Perepelkin V., Semenov V., Russian primary standards of microwave power, *29th Conference on Precision Electromagnetic Measurements (CPEM 2014)*, 2014, pp. 166–167. <https://doi.org/10.1109/CPEM.2014.6898311>

Статья поступила в редакцию 21.04.2022; одобрена после рецензирования 15.05.2022; принята к публикации 20.05.2022.
The article was submitted 21.04.2022; approved after reviewing 15.05.2022; accepted for publication 20.05.2022.

Научная статья

УДК 519.25:53.08

<https://doi.org/10.32446/0368-1025it.2022-6-9-16>

Руководство JCGM GUM-6:2020: комментарии к переводу на русский язык

Сергей Фёдорович Левин

Московский институт экспертизы и испытаний (МИЭИ), Москва, Россия, miei-metrolog@yandex.ru

Аннотация. Дана краткая характеристика содержания переведённого на русский язык руководства JCGM GUM-6:2020 “Guide to the expression of uncertainty in measurement – Part 6: Developing and using measurement models” по вопросам неадекватности математических моделей объектов измерений. Показано, что несмотря на верную в общих чертах постановку проблемы неадекватности описания «измеряемых величин» в «Руководстве по выражению неопределённости измерения» (перевод 1999 г.) её решение не доведено до конкретизации количественного показателя «врождённой неопределённости». Эту проблему не удалось решить и в руководстве JCGM GUM-6:2020, хотя в его тексте упомянута правильная идея – использовать погрешности экстраполяции модели в качестве критерия её идентификации, и приведён ряд частных и полезных, но известных математических рекомендаций.

Ключевые слова: измерительная задача, метод решения измерительной задачи, метод косвенного измерения, погрешность неадекватности, распределение вероятностей, композиция, свёртка

Для цитирования: Левин С. Ф. Руководство JCGM GUM-6:2020: комментарии к переводу на русский язык // Измерительная техника. 2022. № 6. С. 9–16. <https://doi.org/10.32446/0368-1025it.2022-6-9-16>

Guide JCGM GUM-6:2020: comments on the translation into Russian

Sergey F. Levin

Moscow Institute of Expertise and Testing (MIEI), Moscow, Russia, miei-metrolog@yandex.ru

Abstract. The article gives a brief description of the contents of the manual JCGM GUM-6:2020 “Guide to the expression of uncertainty in measurement – Part 6: Developing and using measurement models”, translated into Russian, on the inadequacy of mathematical models of measurement objects. It is shown that, despite the correct statement of the problem of the inadequacy of the description of “measured quantities” in the “Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement” (1999 translation), its solution was not brought to the specification of the quantitative indicator of “intrinsic uncertainty”. This problem, in the presence of a number of particular and useful, but well-known mathematical recommendations, could not be solved by the management of JCGM GUM-6:2020, although its text mentions the right idea – to use the errors of extrapolation of the model as a criterion for its identification.

Keywords: measurement problem, method of solving a measurement problem, indirect measurement method, inadequacy error, probability distribution, composition, convolution

Введение. В 2022 г. Белорусский государственный институт метрологии (БелГИМ) и ВНИИМ им. Д. И. Менделеева подготовили перевод на русский язык [1] международного руководства JCGM GUM-6:2020 “Guide to the expression of uncertainty in measurement – Part 6: Developing and using measurement models”. Электронная версия оригинала появилась в свободном доступе на сайте Международного бюро мер и весов¹ три года тому назад. Руководство GUM-6:2020 было анонсировано ещё в проекте ревизии GUM [2], поскольку в Руководстве [3] не было рекомендаций по построению «моделей измерений» и количественному оцениванию «врождённой неопределённости» (неадекватности) [3, D.3.4], эти вопросы относились к постановочному этапу основной измерительной задачи GUM [4]. Теперь, как следует из перевода, GUM-6:2020 «предлагает рекомендации по разработке

и использованию *моделей измерений*, а также *оценке* их *адекватности*» [1, с. 1]. Но сейчас эти рекомендации уже априори вызывают сомнения, так как определения ключевых для [1] терминов *модель измерений* и *измерение* словаря [5] до сих пор не согласованы, а *адекватность* моделей противопоставлена их неполноте только *качественно*.

Так, если определение термина [5]

2.1 (2.1) **измерение** – процесс экспериментального получения одного или более значений величины, которые могут быть обоснованно приписаны величине.

ПРИМЕЧАНИЕ 1 Измерения не применяют в отношении качественных свойств.

ПРИМЕЧАНИЕ 2 Измерение подразумевает сравнение величин и включает счёт объектов.

¹ Международное бюро мер и весов [Сайт]: URL: <https://www.bimp.org> (дата обращения: 25.05.2022).

ПРИМЕЧАНИЕ 3 Измерение предусматривает описание величины в соответствии с предполагаемым использованием результата измерения, методики измерений и откалиброванную измерительную систему, функционирующую в соответствии с регламентированной методикой измерений и с учётом условий измерений.

расходится с прямым смыслом слов русского языка *измерение* (в отношении множественного числа) и *счёт*, то согласно определениям терминов [5]

2.48 модель измерений, модель – математическая связь между всеми величинами, о которых известно, что они участвуют в измерении.

ПРИМЕЧАНИЕ В общем виде модель измерений есть уравнение $h(Y, X_1, \dots, X_n)=0$, где Y – выходная величина в модели измерений, является измеряемой величиной, значение которой должно быть получено исходя из информации о входных величинах в модели измерений $X_1, \dots, X_n$.

2.49 функция измерений – функция величин, значение которой, вычисленное с использованием известных значений входных величин в модели измерений, является измеренным значением выходной величины в этой модели измерений.

ПРИМЕЧАНИЕ 1 Если модель измерений $h(Y, X_1, \dots, X_n)=0$ может быть записана в явном виде как $Y=f(X_1, \dots, X_n)$, где Y – выходная величина в модели измерений, то функция f есть функция измерений. В общем случае f может обозначать алгоритм, по которому для значений входных величин $x_1, \dots, x_n$ получается соответствующее единственное значение выходной величины $y=f(x_1, \dots, x_n)$.

модель измерений есть формула для **вычисления измеренного** значения «выходной величины в этой модели измерений». Но, строго говоря, «модель *измеренного* значения» есть $Y=X$, где X – показание средства измерений (СИ).

Еще в Примечании 1 к термину 4.19 **прямое измерение** РМГ 29-99 «ГСИ. Метрология. Основные термины и определения» было отмечено, что «строго говоря, измерение всегда прямое...», но в РМГ 29-2013 добавлено Примечание 2: «В основу разделения измерений на прямые, косвенные, совместные и совокупные может быть положен вид модели измерений. В этом случае граница между косвенными и прямыми измерениями размыта, поскольку большинство измерений в метрологии относится к косвенным, поскольку подразумевает учёт влияющих факторов, введение поправок и т. д.».

Эта «размытость» устранена определением уравнения *метода косвенного измерения* в Р 50.2.004-2000 «ГСИ. Определение характеристик математических моделей зависимостей между физическими величинами при решении измерительных задач. Основные положения»². И упомянутая в РМГ 29-2013 граница не размыта, так как, например, дополнение *уравнения*

метода прямого измерения поправкой f превращает его в *уравнение метода косвенного измерения* вида $Y=X+f(x_1, \dots, x_n)$, где $x_1, \dots, x_n$ – значения влияющих величин.

Тот же эффект даёт приведение *уравнения метода прямого измерения* к виду $Y=f(X)$, т. е. к *уравнению метода косвенного измерения* как метода решения измерительных задач согласно определению Р 50.2.004-2000.

Несмотря на верную в общих чертах постановку проблемы неадекватности описания «измеряемых величин» в [3, 6], её решение не доведено до конкретизации количественного показателя «врожденной неопределённости» [6, D.3.4]. Введение в [5] нового термина

2.27 дефинициальная неопределённость – составляющая неопределённости измерений, являющаяся результатом ограниченной детализации в определении измеряемой величины.

ПРИМЕЧАНИЯ:

1. Дефинициальная неопределённость есть практический минимум неопределённости измерений при любом измерении данной величины.
2. Любое изменение детализации в определении величины ведет к другой дефинициальной неопределённости.
3. В ISO/IEC Guide 98-3:2008, D.3.4, и в IEC 60359 для понятия «дефинициальная неопределённость» используется термин «собственная неопределённость» (“intrinsic uncertainty”).

оказалось бесполезным, так как «в GUM дефинициальная³ неопределённость рассматривается как пренебрежимо малая по сравнению с другими составляющими неопределённости измерений» [5, с. 10], а каких-либо оценок нет.

Алгебраическая система множества действительных чисел допускает существование математических моделей только четырёх типов: величины, функции, функционала и оператора. Модели трёх последних типов могут быть использованы в качестве *моделей измерения* [5] или согласно определениям Р 50.2.004-2000 в качестве *уравнения метода косвенного измерения*.

Особо отметим, «рекомендации по разработке и использованию *моделей измерений* [1, с. 1]» без количественных оценок их *адекватности* или *неадекватности*, как в целом, так и в отношении любых дополнений или детализаций, смысла не имеют. Поэтому центральным вопросом GUM-6:2020 [1], упомянутым в руководстве [3] мельком, на что было обращено внимание в [7] сразу после появления перевода [6], должны быть рекомендации по оцениванию адекватности для уравнений *метода косвенного измерения*.

Цель настоящей статьи – анализ рекомендаций по оцениванию адекватности для уравнений *метода косвенного измерения*.

² Здесь и далее для комментариев принята терминология Р 50.2.0004-2000 и МИ 2916-2005 «ГСИ. Идентификация распределений вероятностей при решении измерительных задач».

³ В [6] и в ГОСТ Р 54500.3-2011/Руководство ИСО/МЭК 98-3:2008 «Неопределённость измерения. Часть 3: Руководство по выражению неопределённости измерения» в пункте D.3.4 – «врожденная».

Понятие об адекватности или неадекватности моделей. Согласно ГОСТ 24026-80 (Переиздание 1991 г.) «Исследовательские испытания. Планирование эксперимента. Термины и определения»

34. Адекватность математической модели, адекватность модели – соответствие математической модели экспериментальным данным по выбранному критерию.

Если таким критерием является критерий Фишера, то адекватность или неадекватность модели зависит от выбора уровня значимости. В руководстве [6] «адекватность модели измерений» как качественная характеристика противопоставлена её неполноте⁴ путём сравнения расчётных значений модели с данными наблюдений [6, с. 15–17], т. е. количественно. При этом ссылка на «использование хорошо спланированных экспериментов» – тавтология, так как и в этом случае требуется проверка плана измерений на адекватность [8]. Такую проверку, например для систематической составляющей погрешности, которая тоже является математической моделью, в МИ 188-86 «Методические указания ГСИ. Средства измерений. Установление значений параметров методик поверки» характеризует параметр Ω_p .

Показательны некоторые примечания в [6]:

4.1.1 В большинстве случаев измеряемую величину Y не измеряют непосредственно, а определяют через N других величин $X_1, X_2, \dots, X_N$ посредством функциональной зависимости f :

$$Y = f(X_1, \dots, X_N). \quad (1)$$

Примечание 1 В настоящем *Руководстве* для упрощения записи один и тот же символ используется для обозначения как физической величины (измеряемой величины), так и случайной величины...

4.1.2 ... если данные показывают, что функциональная зависимость f не моделирует измерение с требуемой точностью⁵, то для устранения неадекватности модели в неё должны быть включены дополнительные входные величины...

Примечание В то же время формула (1) может иметь самый простой вид, например, $Y = X_1 - X_2$. Такая модель соответствует, к примеру, сравнению двух определений одной и той же величины X .

Пояснение «как физической величины (измеряемой величины)» в п. 4.1.1 неоднозначно с точки зрения смысла слов *измерить* и *вычислить* и термина «**4.3 Косвенное измерение**» ГОСТ 16263-70 «ГСИ. Метрология. Термины и определения», что иллюстрирует пример из [6, п. 4.1.2]. Ведь если X_1 – показание поверяемого СИ, а X_2 – значение величины,

заданное средством поверки, то разность Y как результат вычисления⁶ является расчётной, т. е. нефизической величиной. В методиках поверки её называют «погрешностью», хотя в действительности это только случайная (наблюдаемая) составляющая погрешности.

Соответствие математической модели экспериментальным данным тоже определяется формулой «самого простого вида», где X_1 – измеренное значение выходной переменной модели, X_2 – расчётное значение этой переменной. Эта разность, согласно Р 50.2.004-2000, в методе *совместных измерений* является случайной составляющей погрешности неадекватности модели:

3.1 ...погрешность неадекватности математической модели объекта измерений – расчетная величина, характеризующая разность расчетного значения данной физической величины как выходной переменной математической модели объекта измерений и результата ее независимого измерения в соответствующих расчёту условиях.

В этих условиях вычисления по данным повторных измерений дают статистическое распределение случайной составляющей погрешности неадекватности, а свёртка или композиция его вероятностной оценки с распределениями погрешностей измерений, которые оценивают по данным поверки или калибровки СИ, образует функцию погрешности модели [9].

Такое определение погрешности неадекватности включает и понятие неопределённости результата идентификации математической модели, что согласуется с новым положением ГОСТ Р ИСО 3534-1-2019 «Статистические методы. Словарь и условные обозначения. Часть 1. Общие статистические термины и термины, используемые в теории вероятностей» [п. 2.11]: ***вероятностное распределение полностью описывает вероятностные свойства неопределённости результата.***

Тем не менее, постановка вопроса об адекватности или неадекватности математических моделей объектов измерений и их количественных показателей в ходе анализа требует уточнения.

Рекомендации JCGM GUM-6:2022 по оцениванию (не) адекватности. «Модель измерений является адекватной, если в значение оценки измеряемой величины, полученной с её использованием, внесены поправки на все известные эффекты, а связанная с ней неопределённость отражает все факторы, которые могут в обоснованной степени оказать влияние на значение оценки» [1, с. 61]. И это определение не лишено ряда недостатков.

Во-первых, в определении слишком много оговорок: «все известные эффекты», «все факторы» и «в обоснованной степени».

⁴ Такое свидетельство должно быть количественным, и оно должно характеризовать неадекватность модели!

⁵ Это ещё один аргумент в пользу того, что количественно неадекватность модели связана с её точностью.

⁶ В Примечании 2 к термину 2.1 «Физическая величина» (см. ГОСТ 16263-70) отмечено: «Термин допускается применять для свойств, изучаемых не только в физике, но и в химии или других науках, если для сравнения их количественного содержания в разных объектах требуется применение физических методов». Видимо, вычисления к физическим методам не относятся.

Во-вторых, **предполагается**, что вносимые в модель поправки являются адекватными, но они подпадают под определение «моделей измерений». И оказывается, что определение «адекватности модели измерения» через «неполноту» – тоже тавтология. Об этом прямо указано в [5, с. 10]: «Цель измерения в концепции неопределённости – не в том, чтобы определить истинное значение настолько возможно точно. Скорее, здесь признается, что информация, полученная при измерении, позволяет лишь приписать измеряемой величине интервал достаточно обоснованных значений, исходя из **предположения**, что при выполнении измерений не было сделано ошибок».

Тавтологией в определении *дефинициальной неопределённости* является и «детализация», её синоним – «уточнение». «Детализация» связана с практическим минимумом «неопределённости измерений при любом измерении данной величины» [5], тогда как двоичный код структуры позволяет выделить модель оптимальной сложности, причём минимум погрешности неадекватности определяется её размерностной составляющей [10].

В-третьих, само название «модель измерения» содержит противоречие, которое А. Лебег назвал «метафизическим» [11], а А. Н. Колмогоров в предисловии к переводу на русский язык [12] книги [11] пояснил причину этого противоречия: гомоморфизм математических операций и физических измерительных преобразований. Ведь «модель измерения» в прямом смысле этих слов и в контексте типов математических моделей должна представлять собой математическую модель измерительной цепи СИ – от первичного измерительного преобразователя до «метафизического» преобразователя «аналог – цифра», роль которого во многих случаях берет на себя оператор.

В-четвёртых, используя правило подстановки определений терминов [5], можно получить: «дефинициальная неопределённость» → «неотрицательный параметр, характеризующий рассеяние значений величины» → «параметр рассеяния». Этот параметр характеризует отклонения совокупности расчетных значений модели от данных совместных измерений или погрешности аппроксимации (интерполяции). В регрессионном анализе [13, с. 167], принятом в [3, 7], «хорошо известно, что n точек $\{y_i\}$ можно аппроксимировать полиномом $(n-1)$ -й степени. В этом случае для каждого i получим $\hat{y}_i = y_i$. [Как было отмечено ранее, если $\{y_i\}$ случайные величины, то подобная кривая скорее всего не имела бы ничего общего с истинной кривой $\eta(x)$.] В каждой точке i остаток равен нулю, $y_i - \hat{y}_i = 0$, а значит, и остаточная сумма квадратов равна нулю» [13, с. 168]. Поэтому дисперсию совокупности для полинома степени $r < n$ оценивают с учётом числа степеней свободы $v = n - r - 1$ или числа параметров полинома как «математическое ожидание остаточной суммы квадратов» [13, с. 174].

В-пятых, истинность и погрешность объединяет аналогия: как «характеристика истинности относится именно к мыслям, а не к самим вещам и средствам их языкового выражения» [14], так и погрешность относится не к самим физическим объектам, а к средствам их математического описания – моделям.

Здесь необходимо заметить, что в математической теории планирования эксперимента адекватность математической модели оценивают по «ошибкам предсказания», которыми фактически являются остаточные отклонения или погрешности аппроксимации (интерполяции). В действительности «ошибкам предсказания» соответствуют погрешности экстраполяции, точнее, их случайная составляющая в схеме перекрёстного наблюдения Р 50.2.004-2000 (см. п. 6.2).

«Некорректное применение статистических методов может привести к неверным заключениям. Все (возможно, и не высказанные явно) предположения, относящиеся к теоретическому распределению, должны быть проверены. Никогда не следует применять одну и ту же выборку для оценки и для проверки» [15, с. 537]. Эту идею реализует схема *перекрёстной проверки*, на которой основаны методы «складного ножа» [16], группового учёта аргументов [17], минимума информационного критерия [18], упорядоченной минимизации среднего риска [19], максимума компактности [20], локальной аппроксимации [21] и динамического градуировочного фильтра [22–24]. Схема перекрёстной проверки представляет собой пассивный вариант эмпирической логики статистического вывода и после 1986 г. рассматривается как перспективное направление развития вероятностно-статистических методов и обеспечения реальной гарантированности получаемых с их помощью результатов [25].

В [1, п. 12.2] перечислены наиболее распространённые, но «косвенные» виды проверки адекватности моделей – экспериментальные способы: межлабораторные сличения; сертифицированные стандартные образцы; сравнение данных, полученных в результате применения моделей, с приведенными в литературе или со справочными данными. Однако конкретных сведений, кроме ссылок на документы [26], ISO Guide 33:2015 “Reference materials – Good practice in using reference materials” этот пункт не содержит.

Согласно [1, п. 12.3, с. 61–62] «в дополнение к экспериментальным способам оценки адекватности данных, полученных в результате применения модели измерений, может оказаться полезным целенаправленно проверить конкретные этапы методики измерений, оценить аспекты методики, такие как, например:

- калибровочная функция и (отклонения от) линейности средства измерений;
- отбор проб;
- подготовка проб;

влияющие факторы воспроизводимости, но не ограничиваться только ими. Использование данных, полученных при валидационных исследованиях и контроле качества, может также оказаться полезным при выполнении этих оценок». И опять ничего конкретного.

В [1, п. 12.4, с. 62] утверждается, что «сравнение рассчитанных результатов с теми, которые приводятся в соответствующих стандартах, обеспечивает доказательство адекватности модели». В пп. 12.5–12.10 [1] также много рекомендаций общего характера со ссылками на более ранние разделы документа, в которых вопросы адекватности не рассматриваются.

В разделе 13 «Использование моделей измерений» [1, п. 13.1] указано, что «главное назначение модели измерений состоит в расчёте на её основании значения оценки измеряемой величины и связанной с ним неопределённости», и содержится пример «Неспособность закона трансформирования неопределённостей трансформировать неопределённость в случае нелинейной модели».

В [1, п. 13.2, с. 65] внесено предупреждение: «в общем случае не рекомендуется использовать модель измерений для экстраполяции за пределы диапазона, для которого была подтверждена её адекватность (также см. 5.8 и пример в 10.6.4). Как правило “небезопасно” подгонять эмпирическую или гибридную модель за пределами диапазона данных, для которых была подобрана модель».

В [1, п. 5.8, с. 5] утверждается, что «модель измерений следует использовать только в пределах диапазонов всех величин, для которых она была разработана и для которых была оценена её адекватность. См. 13.2».

Ситуацию мог бы прояснить п. 10.6.4, но и здесь дана ссылка на п. 13.2.

Пример, приведённый в [1, п. 10.6.4 «Дрейф значения эталонной меры сопротивления»], посвящён «калибровке эталонных мер сопротивления на основании вторичных рабочих эталонов, которые в свою очередь калибруются примерно каждые шесть месяцев с использованием первичного эталона номинального сопротивления 200 Ом. Из-за известных физических явлений в значении эталона номинального сопротивления 200 Ом проявляется дрейф. При этом опыт работы с большим количеством разнообразных высококачественных эталонов подсказывает, что дрейф можно описать эмпирической линейной моделью» [1, с. 39]. А на основании предположения о принадлежности погрешностей измерений нормальному распределению можно оценить расширенную неопределённость для заданной вероятности охвата [1, с. 40].

Несмотря на то, что использование модели за пределами диапазона, для которого проверена её адекватность для чисто эмпирических функций, таких как полиномы или полиномиальные сплайны является «опасной», внимания заслуживает пример «Количественный анализ, основанный на определении изотопного состава: использование теоретических и эмпирических моделей» из работы [27], приведённый в [1, п. 13.2 с. 65–66]:

В повседневно применяемом в химических измерениях количественном анализе, основанном на определении изотопного состава, измеряемой величиной является отношение количеств изотопов исследуемого вещества (аналита) в «неизвестной» пробе. Это отношение определяется калибровочной функцией, устанавливающей зависимость между отношением количеств изотопов и отношением масс. Калибровочную функцию определяют с помощью регрессионного анализа на основании набора данных, состоящего из нескольких пар значений. Каждая пара соответствует «известной» пробе, для которой

значение R_{AB} , изотопное отношение смеси, наблюдается (измеряется) в зависимости от значения q , отношения масс пробы (аналита) А и изотопно-меченного внутреннего стандарта В. См. данные, обозначенные на рисунке 9 закрашенными кружками.

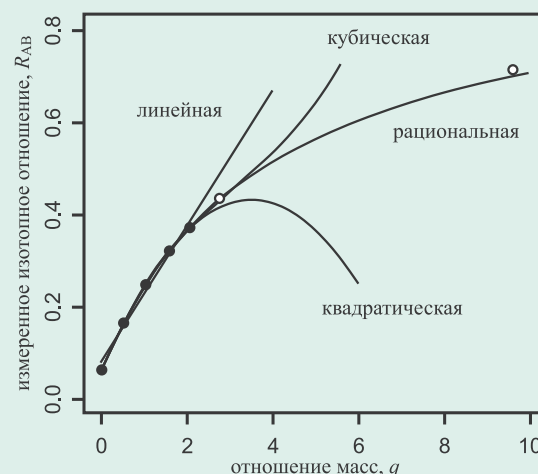


Рисунок 9 – Теоретическая (рациональная) модель изотопного разбавления и эмпирические модели, подогнанные к данным калибровки и используемые для предсказания

Отличительной особенностью изотопного разбавления от многих других методов аналитической химии является изначально присущая методу нелинейная теоретическая калибровочная функция вида:

$$R_{AB} = \frac{a_0 + a_1 q}{1 + a_2 q}, \quad (28)$$

которая является рациональной функцией, имеющей первую степень полинома в числителе и в знаменателе, где a_0 , a_1 и a_2 – это параметры, рассчитанные с помощью регрессионного анализа на основании полученных данных. Затем для пробы с заданным значением отношения масс q на основании функции (28) определяется соответствующее значение R_{AB} .

В настоящее время при применении калибровки, основанной на изотопном разбавлении, либо пренебрегают кривизной функции (из-за отсутствия члена, включающего a_2), либо вместо этого используют эмпирическую модель, такую как полином 2-й или 3-й степени. С помощью таких эмпирических моделей как правило невозможно добиться хорошей экстраполяции за пределами интервала, заданного данными калибровки. На рисунке 9 показано использование линейного полинома или прямой линии (соответствующей случаю с пренебрежением членом $a_2 q$), а также квадратических и кубических полиномов, подогнанных к пяти точкам калибровки (закрашенные кружки). На нем также показана функция (28), подогнанная к этим же данным. Незакрашенные кружки соответствуют двум дополнительным пробам за пределами диапазона данных калибровки. В данном случае преимущество

теоретической модели по сравнению с другими претендующими на использование эмпирическими моделями является очевидным. Дополнительная информация по этому вопросу приводится в [27]⁷.

В [27] для рисунка 9 были указаны не пары значений, а только отношения масс бромида

$q = \{0,00; 0,51; 1,02; 1,6; 2,08; 2,77; 9,63\}$ мкг/г,

а вопрос об определении диапазона калибровки (неужели 0,00–2,08?) остался открытым. И это не такой простой вопрос, как может показаться на первый взгляд. Он связан с соотношением диапазона калибровки и, можно сказать, «интервала адекватности», т. е. интервала, в пределах которого калибровочная функция полагается «адекватной».

С рисунком 9 из [1, с. 66] связано несколько обстоятельств.

Во-первых, очевидность преимущества теоретической модели калибровочной функции по сравнению с другими эмпирическими моделями связана с «хорошей экстраполяцией» на контрольные данные.

Во-вторых, отсутствие подобных контрольных данных в примере калибровки термометра [6, НЗ], которым испытательные и калибровочные лаборатории вынуждены пользоваться в качестве образца при оформлении областей аккредитации, следует рассматривать как грубую ошибку.

В-третьих, использование погрешностей экстраполяции является не столько аргументом в пользу использования именно теоретических моделей, сколько одним из принципов обеспечения условий наблюдаемости погрешностей неадекватности любых моделей в схеме перекрёстного наблюдения.

Последующие пункты раздела 13 [1] непосредственно рекомендаций по оцениванию адекватности/неадекватности математических моделей не содержат, а перечисляют возможные виды «моделей измерений» и их устройство.

Тем же недостатком страдают и Приложения из [1]. Вместе с тем, названия некоторых Приложений вроде бы связаны с вопросами адекватности.

Так, в Приложении Е «Причинно-следственный анализ» отмечено:

Е.1.1 Причинно-следственная диаграмма (также известная как диаграмма Исикавы или диаграмма «рыбий скелет») является иерархической диаграммой, которая показывает, как объединяются несколько факторов, влияющих на результат. Диаграммы такого рода могут оказаться полезными при разработке модели измерений, которая изначально была основана на принципе измерений.

Диаграмма Исикавы упоминается в ГОСТ Р ИСО/МЭК 31010-2011 «Менеджмент риска. Методы оценки риска» (с. 61): «Причинно-следственную диаграмму обычно применяют для определения качественных оценок. Можно предположить, что вероятность возникновения проблемы составляет 1, и распределить вероятности по обобщённым

причинам, затем по подпричинам, основываясь на степени доверия или значимости. Однако зачастую между факторами, которые могут вызвать события, существует взаимосвязь, она способствует возникновению результата более сложным способом, что делает количественную оценку недостоверной».

В связи с введением ГОСТ Р ИСО/МЭК 17025-2019 «Общие требования к компетентности испытательных и калибровочных лабораторий» ГОСТ Р ИСО/МЭК 31010-2011 был заменён на ГОСТ Р 58771-2019 «Менеджмент риска. Технологии оценки риска», в котором вместо «недостатков» метода фигурируют «ограничения».

Приведём сравнительные характеристики причинно-следственной диаграммы Исикавы из двух стандартов. В ГОСТ Р ИСО/МЭК 31010-2011 указано, что метод имеет следующие недостатки:

группа экспертов может не иметь необходимой компетентности;

для разработки рекомендаций метод необходимо применять только как часть анализа первопричины;

метод предназначен для проведения мозгового штурма, а не самостоятельного анализа;

разделение причинных факторов на основные категории в начале анализа означает, что взаимосвязи между категориями причин могут быть не рассмотрены должным образом, например, отказ оборудования, вызванный ошибкой оператора, или ошибки оператора, вызванные недостатками конструкции системы.

В ГОСТ Р 58771-2019 приведены следующие ограничения:

разделение причинно-следственных факторов на основные категории в начале анализа означает, что взаимодействие между категориями может не быть адекватным;

не выявлены потенциальные причины, не охватываемые выбранными категориями.

Однако переименование «адекватности» ситуации не изменило. Во всех Приложениях к [1] слово «адекватность» встречается только в Приложении F «Линеаризация модели измерений и проверка её адекватности», но при этом какие-либо оценки «врожденной» или дефиниционной неопределённости отсутствуют. Фактически же речь идет о «проверке возможности использования закона трансформирования неопределённости в случае применения нелинейной модели измерений» [1, с. 89].

Заключение. Как и ожидалось, в силу отсутствия каких-либо специальных математических результатов, содержание руководства GUM-6:2020 ограничилось рассмотрением особенностей построения математических моделей, используемых в качестве уравнений метода косвенного измерения, которые действительно «могут оказаться полезными при разработке модели измерений». Но эти особенности ничего нового не содержат. Центральный же вопрос руководства GUM-6:2020 из числа анонсированных в [2] – рекомендации по оцениванию адекватности для уравнений метода косвенного измерения – так и остался открытым.

⁷ В оригинале источник имеет номер [132].

К сожалению, разработчики GUM-6:2020 не уделили должного внимания цитируемой работе [27], близкой к работам [15–25], в которых погрешности неадекватности рассматривались как погрешности экстраполяции моделей на данные, не использованные при их построении. Возможно, более полный комментарий к работе Э. Пальяно, З. Местера и Ю. Мейя из Национального исследовательского совета Канады сделал бы перевод [1] полезнее для специалистов-метрологов, аспирантов и научных работников.

В целом следует поблагодарить за качественный перевод специалистов БелГИМ и ВНИИМ им. Д. И. Менделеева.

Целесообразно, чтобы при последующем тиражировании руководства GUM-6:2020 появилась позиция научного редактора в отношении проблемы адекватности математических моделей для уравнений метода косвенного измерения, которая не нашла практического решения ни в «Руководстве по выражению неопределённости измерения» [6], ни в связанных с ним документах, ни в проекте ревизии.

Список источников

1. Руководство по выражению неопределённости в измерениях. Часть 6. Разработка и использование моделей измерений: Пер. с англ. БелГИМ и ВНИИМ им. Д. И. Менделеева. Минск, БелГИМ, 2022. 114 с.
2. Bich W., Cox M. G., Dybkaer R. et al., *Metrologia*, 2012, vol. 49, pp. 702–705.
<https://doi.org/10.1088/0026-1394/49/6/702>
3. Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement (GUM): First edition, ISO, Switzerland, 1993, 101 p.
4. Кокс М., Харрис П. Основные положения Приложения 1 к Руководству по выражению неопределённости измерений // Измерительная техника. 2005. № 4. С. 17–24.
5. Международный словарь по метрологии: основные и общие понятия и соответствующие термины: пер. с англ. и фр. ВНИИМ им. Д. И. Менделеева, БелГИМ. Изд. 2-е, испр. СПб.: НПО «Профессионал», 2010. 82 с.
6. Руководство по выражению неопределённости измерения: Пер. с англ. / Научный редактор проф. В. А. Слаев. СПб.: ВНИИМ им. Д. И. Менделеева, 1999. 134 с.
7. Левин С. Ф. Метрология. Математическая статистика. Легенды и мифы XX века: Легенда о неопределённости // Партнеры и конкуренты. 2001. № 1. С. 13–25.
8. Левин С. Ф. Математическая теория измерительных задач: Приложения. Основная измерительная задача испытаний средств измерений в целях утверждения типа // Контрольно-измерительные приборы и системы. 2018. № 5. С. 32–38.
9. Левин С. Ф. Измерительная задача идентификации функции погрешности // Законодательная и прикладная метрология. 2016. № 4. С. 27–33.
10. Левин С. Ф. Дефинициальная неопределённость и погрешность неадекватности // Измерительная техника. 2019. № 11. С. 7–17.
<https://doi.org/10.32446/0368-1025it.2019-11-7-17>
11. Lebesgue H. L., *La mesure des grandeurs*, Geneve, L'Enseignement mathématique, 1955, 184 p. (In Fr.)

12. Лебег А. Об измерении величин: Пер. с фр. Кисловской-Карской О. И. / Под ред. и с предисловием А. Н. Колмогорова. М.: Госучпедгиз, 1938. 216 с.

13. Худсон Д. Статистика для физиков. Лекции по теории вероятностей и элементарной статистике: Пер. с англ. В. Ф. Грушина / Под ред. Е. М. Лейкина. М.: Изд-во МИР, 1967. 243 с.

14. Философский словарь / Под ред. И. Т. Фролова. 5-е изд. М.: Политиздат, 1987. 590 с.

15. Корн Г., Корн Т. Справочник по математике для научных работников и инженеров. М.: Наука, 1968. 720 с.

16. Quenouille M. H., Approximate tests of correlation in time-series, *Journal of Royal Statistical Society*, 1949, B 11, pp. 68–84.

17. Ивахненко А. Г. Метод группового учёта аргументов – конкурент метода стохастической аппроксимации // Автоматика. 1968. № 3. С. 58–72.

18. Akaike H., *IEEE Transaction Automatic Control*, 1974, vol. AC-19, pp. 716–723. <https://doi.org/10.1109/TAC.1974.1100705>

19. Валник В. Н. Восстановление зависимостей по эмпирическим данным. М.: Наука, 1979. 448 с.

20. Левин С. Ф. Статистический анализ систем обеспечения эксплуатации технических объектов // Вопросы кибернетики, ВК-94. М.: АН СССР, Научный совет по кибернетике, 1982. С. 105–122.

21. Катковник В. Н. Непараметрическая идентификация и сглаживание данных: метод локальной аппроксимации. М.: Наука, 1985. 336 с.

22. Левин С. Ф. Основы метрологии. Учебно-методическое пособие. М.: ВВИА им. профессора Н. Е. Жуковского, 1995. 44 с.

23. Левин С. Ф., Чантуридзе С. С., Чернуха В. Н., Пособило В. А. Задача динамической градуировки термомеханического измерительного преобразователя на основе эффекта памяти формы // Метрологическое обеспечение испытаний и эксплуатации сложных объектов. Научно-методические материалы. М.: ВВИА им. проф. Н. Е. Жуковского, 1996. С. 29–35.

24. Левин С. Ф., Маркова Е. В., Пособило В. А. Системы метрологического сопровождения измерительных задач // Контрольно-измерительные приборы и системы. 1997. № 4. С. 13–14.

25. Marron J. S., Will art of smoothing ever become a science?, *Contemporaneous Mathematic*, 1986, no. 59, pp. 169–178.

26. Взаимное признание национальных измерительных эталонов и сертификатов калибровки и измерений, выдаваемых национальными метрологическими институтами. Париж, 14 октября 1999. Техническое приложение, пересмотренное в октябре 2003.

27. Pagliano E., Mester Z., Meija J., *Analytica Chimica Acta*, 2015, vol. 896, pp. 63–67.
<https://doi.org/10.1016/j.aca.2015.09.020>

References

1. *Rukovodstvo po vyrazheniyu neopredelennosti v izmereniyah – Pt.6: Razrabotka i ispol'zovanie modelej izmerenij*, Minsk, BelGIM, 2022, 114 p. (In Russ.)
2. Bich W., Cox M. G., Dybkaer R. et al., *Metrologia*, 2012, vol. 49, pp. 702–705.
<https://doi.org/10.1088/0026-1394/49/6/702>

3. Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement (GUM): First edition, ISO, Switzerland, 1993, 101 p.
4. Cox M., Harris P., *Measurement Techniques*, 2005, vol. 48, no. 4, pp. 336–345. <https://doi.org/10.1007/s11018-005-0146-5>
5. International Vocabulary of Metrology – Basic and General Concepts and Associated Terms. VIM. 3rd edition, 2007, 146 p.
6. *Rukovodstvo po vyrazheniyu neopredelennosti izmereniya*, in engl., ed. prof. V. A. Slaev, St. Petersburg, VNIIM Publ., 1999, 135 p. (In Russ.)
7. Levin S. F., *Metrologiya. Matematicheskaya statistika. Legendy i mify XX-go veka: Legenda o neopredelennosti, Partnery i konkurenty*, 2001, no. 1, pp. 13–25. (In Russ.)
8. Levin S. F., *Matematicheskaya teoriya izmeritel'nykh zadach: Prilozheniya. Osnovnaya izmeritel'naya zadacha ispytaniy sredstv izmereniy v celyakh utverzhdeniya tipa, Kontrol'no-izmeritel'nye pribory i sistemy*, 2018, no. 5, pp. 32–38. (In Russ.)
9. Levin S. F., *Izmeritel'naya zadacha identifikatsii funktsii pogreshnosti, Zakonodatel'naya i prikladnaya metrologiya*, 2016, no. 4, pp. 27–33. (In Russ.)
10. Levin S. F., *Measurement Techniques*, 2020. vol. 62, no. 11, pp. 933–944. <https://doi.org/10.1007/s11018-020-01716-0>
11. Lebesgue H. L., *La mesure des grandeurs*, Geneve, L'Enseignement mathematique, 1955, 184 p. (In Fr.)
12. Lebeg A., *Ob izmerenii velichin*, translated from the French Kislovskoy-Karskoj O. I., ed. A. N. Kolmogorov, Moscow, Gosuchpedgiz Publ., 1938, 216 p. (In Russ.)
13. Hudson Derek J., *Statistics. Lecture on Elementary Statistics and Probability*, Geneva, 1964, 116 p.
14. *Filosofskij slovar'*, ed. I. T. Frolov, Moscow, Politizdat Publ., 1987, 590 p. (in Russ.)
15. Korn G., Korn T., *Mathematical Handbook for Scientists and Engineers*, New York, Toronto, London, MGRW Hill Book Company, Inc., 1961, 943 p.
16. Quenouille M. H., Approximate tests of correlation in time-series, *Journal of Royal Statistical Society*, 1949, B 11, pp. 68–84.
17. Ivahnenko A. G., *Metod gruppovogo ucheta argumentov – konkurent metoda stohasticheskoy approksimatsii, Avtomatika*, 1968, no. 3, pp. 58–72. (In Russ.)
18. Akaike H., *IEEE Transaction Automatic Control*, 1974, vol. AC-19, pp. 716–723. <https://doi.org/10.1109/TAC.1974.1100705>
19. Vapnik V. N., *Vosstanovlenie zavisimostey po empiricheskim dannym*, Moscow, Nauka Publ., 1979, 448 p. (In Russ.)
20. Levin S. F., *Statisticheskij analiz sistem obespecheniya ekspluatatsii tekhnicheskikh ob'ektov*, in *Voprosy kibernetiki, VK-94. Statisticheskie metody v teorii obespecheniya ekspluatatsii*, Moscow, NSK, AN SSSR Publ., 1982, pp. 105–122. (In Russ.)
21. Katkovnik V. N., *Neparametricheskaya identifikatsiya i sglazhivanie dannyh: metod lokal'noj approksimatsii*, Moscow, Nauka Publ., 1985, 336 p. (In Russ.)
22. Levin S. F., *Osnovy metrologii. Uchebno-metodicheskoe posobie.*, Moscow, VVIA im. prof. N. E. Zhukovskogo Publ., 1995, 44 p. (In Russ.)
23. Levin S. F., Chanturidze S. S., Chernuha V. N., Posobilo V. A., *Zadacha dinamicheskoy graduirovki termomekhanicheskogo izmeritel'nogo preobrazovatelya na osnove efekta pamyati formy, Metrologicheskoe obespechenie ispytaniy i ekspluatatsii slozhnykh ob'ektov. Nauchno-metodicheskie materialy*, Moscow, VVIA im. prof. N. E. Zhukovskogo Publ., 1996, pp. 29–35. (In Russ.)
24. Levin S. F., Markova E. V., Posobilo V. A., *Sistemy metrologicheskogo soprovozhdeniya izmeritel'nykh zadach, Kontrol'no-izmeritel'nye pribory i sistemy*, 1997, no. 4, pp. 13–14. (In Russ.)
25. Marron J. S., Will art of smoothing ever become a science?, *Contemporaneous Mathematic*, 1986, no. 59, pp. 169–178.
26. Mutual recognition of national measurement standards and of calibration and measurement certificates issued by national metrology institutes, Paris, 14 October 1999, Technical Supplement revised in October 2003 (pp. 38–41).
27. Pagliano E., Mester Z., Meija J., *Analytica Chimica Acta*, 2015, vol. 896, pp. 63–67. <https://doi.org/10.1016/j.aca.2015.09.020>

Статья поступила в редакцию 04.05.2022; одобрена после рецензирования 05.05.2022; принята к публикации 06.05.2022.
The article was submitted 04.05.2022; approved after reviewing 05.05.2022; accepted for publication 06.05.2022.

Научная статья

УДК 519.7

<https://doi.org/10.32446/0368-1025it.2022-6-17-22>

Методы построения робастных виртуальных датчиков

Алексей Нилович Жирабок^{1✉}, Александр Валерьевич Зуев², Александр Анатольевич Проценко³,
Ким Чхун Ир⁴

^{1, 2, 3} Институт проблем морских технологий ДВО РАН, Владивосток, Россия

^{1, 2, 4} Дальневосточный федеральный университет, Владивосток, Россия

¹zhirabok@mail.ru✉, <https://orcid.org/0000-0001-5927-7117>

²alvzuev@yandex.ru, <https://orcid.org/0000-0002-0934-6222>

³protsenkoalan@yandex.ru, <https://orcid.org/0000-0002-0260-8031>

⁴kim.ci@dvfu.ru

Аннотация. Описана задача повышения эффективности технических систем методами функционального диагностирования с применением виртуальных датчиков в случаях, когда имеющихся физических датчиков недостаточно для уменьшения сложности средств диагностирования или для локализации дефектов с требуемой глубиной. Использование дополнительных физических датчиков для достижения необходимого результата может потребовать дополнительных затрат, кроме того, надёжность таких датчиков, как правило, невысокая. Поставлена и решена задача построения робастных виртуальных датчиков для технических систем, описанных нелинейными моделями, в условиях действия внешних возмущений. Предложены два способа решения этой задачи на основе идентификационной и жордановой канонических форм. Приведены соотношения, позволяющие построить датчик минимальной сложности для оценки заданной компоненты вектора состояния технической системы. При этом построенный датчик будет нечувствителен или минимально чувствителен к возмущениям, что достигается путём использования сингулярного разложения матриц, описывающих возмущения и исходную систему. Синтезированный виртуальный датчик может стать дополнительным к имеющимся физическим датчикам или заменить отказавший физический датчик. Теоретические положения проиллюстрированы практическим примером. Полученные результаты можно использовать для решения задач построения отказоустойчивых систем.

Ключевые слова: системы, модели, виртуальные датчики, канонические формы, наблюдатель

Финансирование: Работа выполнена при поддержке Российского научного фонда, проект № 22-29-01303.

Для цитирования: Жирабок А. Н., Зуев А. В., Проценко А. А., Ким Чхун Ир. Методы построения робастных виртуальных датчиков // Измерительная техника. 2022. № 6. С. 17–22. <https://doi.org/10.32446/0368-1025it.2022-6-17-22>

Methods of robust virtual sensor design

Alexey N. Zhirabok^{1✉}, Alexander V. Zuev², Alexander A. Protchenko³, Kim Chung Ir⁴

^{1, 2, 3} Institute of Marine Technology Problems, Vladivostok, Russia

^{1, 2, 4} Far Eastern Federal University, Vladivostok, Russia

¹zhirabok@mail.ru✉, <https://orcid.org/0000-0001-5927-7117>

²alvzuev@yandex.ru, <https://orcid.org/0000-0002-0934-6222>

³protsenkoalan@yandex.ru, <https://orcid.org/0000-0002-0260-8031>

⁴kim.ci@dvfu.ru

Abstract. The problem of technical system efficiency increasing by application of virtual sensors is considered. The problem arises when physical sensors are deficient for reducing diagnostic system complexity or solving fault isolation problem. The use of physical sensors to achieve the necessary results may be expensive; besides such sensors as a rule are of non high reliability. The problem of robust virtual sensors design in technical systems described by nonlinear models subjected to the unmatched disturbances is studied. To design such sensors, two different canonical forms are used: identification and Jordan canonical forms. The relations allowing to design virtual sensor of minimal dimension estimating prescribed component of the state vector of the system and insensitive or having minimal sensitivity to the disturbances are obtained. Minimal sensitivity is achieved by using singular value decomposition of the matrices describing the disturbances and the original system. The virtual sensors can be used in addition to existing physical sensors or for replacing the faulty sensor. Theoretical results are illustrated by practical example. The obtained results can be used to solve the problem of fault tolerant system design.

Keywords: systems, models, virtual sensors, canonical forms, observer

Financial Support: The work is supported by Russian Scientific Foundation, project 22-29-01303.

Введение. Действенным методом повышения эффективности технических систем является функциональное диагностирование. Одним из препятствий при реализации этого метода может быть недостаточное число датчиков системы. Использование дополнительных датчиков не всегда возможно на практике, к тому же физические датчики, как правило, характеризуются не очень высокой надёжностью. Более перспективно использование так называемых виртуальных датчиков. Проблеме построения и применения виртуальных датчиков посвящена обширная литература, например [1–7]. Детальная процедура построения виртуальных датчиков в линейных системах описана в [1], причём датчики построены на основе исходной системы, и, следовательно, их размерность совпадает с размерностью этой системы. Кроме того, предполагается, что внешние возмущения отсутствуют.

Цель настоящей работы – построение виртуальных датчиков минимальной размерности, оценивающих заданные компоненты вектора состояния нелинейной системы в условиях действия внешних возмущений.

Основные модели. Рассмотрим класс технических систем, описываемых нелинейной моделью

$$\left. \begin{aligned} \dot{\mathbf{x}}(t) &= \mathbf{F}\mathbf{x}(t) + \mathbf{G}\mathbf{u}(t) + \mathbf{C}\Psi[\mathbf{x}(t), \mathbf{u}(t)] + \mathbf{L}\mathbf{p}(t); \\ \mathbf{y}(t) &= \mathbf{H}\mathbf{x}(t), \end{aligned} \right\} \quad (1)$$

где $\mathbf{x}(t) \in R^n$, $\mathbf{u}(t) \in R^m$, $\mathbf{y}(t) \in R^l$ – векторы соответственно состояния, управления и измерений; R – множество действительных чисел; $\mathbf{F} \in R^{n \times n}$, $\mathbf{G} \in R^{n \times m}$, $\mathbf{L} \in R^{n \times q}$, $\mathbf{H} \in R^{l \times n}$ – известные постоянные матрицы; $\mathbf{p}(t) \in R^p$ – неизвестная функция времени, описывающая действующие на систему возмущения; $\Psi(\mathbf{x}, \mathbf{u})$ – нелинейная составляющая,

$$\Psi(\mathbf{x}, \mathbf{u}) = \begin{pmatrix} \varphi_1(\mathbf{A}_1 \mathbf{x}, \mathbf{u}) \\ \vdots \\ \varphi_q(\mathbf{A}_q \mathbf{x}, \mathbf{u}) \end{pmatrix};$$

$\mathbf{A}_1, \dots, \mathbf{A}_q$ – известные постоянные матрицы-строки; $\varphi_1, \dots, \varphi_q$ – нелинейные функции.

Предполагается, что функция $\mathbf{C}\Psi(\mathbf{x}, \mathbf{u})$ удовлетворяет условию Липшица по аргументу $\mathbf{x}$:

$$\mathbf{C}[\Psi(\mathbf{x}, \mathbf{u}) - \Psi(\mathbf{x}', \mathbf{u})] \leq M \|\mathbf{x} - \mathbf{x}'\|,$$

где $M > 0$ – некоторая константа.

Задачу поставим следующим образом: для заданной переменной $y_v(t) = H_v \mathbf{x}(t)$ с известной матрицей H_v требуется построить виртуальный датчик минимальной размерности, оценивающий переменную $y_v(t)$.

В основе решения задачи лежит модель исходной системы минимальной размерности (редуцированная модель); задача решается с помощью наблюдателя Люенбергера для этой модели, оценивающего переменную $y_v(t)$. Такой наблюдатель будем строить на базе одной из канонических форм – идентификационной (ИКФ) или Жордана (ЖКФ). В ИКФ дополнительно к $y_v(t)$ наблюдатель должен оценить

некоторую переменную $y_*(t)$ для генерации невязки с целью обеспечения устойчивости наблюдателя. Такой наблюдатель для случая полной развязки от возмущений предложен в [7]. В ЖКФ переменную $y_*(t)$ можно не оценивать, так как вследствие особенностей ЖКФ устойчивость линейного наблюдателя обеспечивается автоматически. Данное обстоятельство позволяет в ряде случаев уменьшить размерность модели.

Построить модель, нечувствительную к возмущению, удаётся далеко не всегда, в этом случае задача решается на основе модели, имеющей минимальную чувствительность к возмущению, для чего предлагаем использовать робастные методы на основе сингулярного разложения.

Решение задачи опирается на нелинейную модель общего вида

$$\left. \begin{aligned} \dot{\mathbf{x}}_*(t) &= \mathbf{F}_* \mathbf{x}_*(t) + \mathbf{G}_* \mathbf{u}(t) + \mathbf{J}_* \mathbf{y}(t) + \\ &+ \mathbf{C}_* \Psi[\mathbf{x}_*(t), \mathbf{y}_0(t), \mathbf{u}(t)] + \mathbf{K}_* \mathbf{r}(t) + \mathbf{L}_* \mathbf{p}(t); \\ y_*(t) &= \mathbf{H}_* \mathbf{x}_*(t); \\ y_v(t) &= \mathbf{H}_{*v} \mathbf{x}_*(t) + \mathbf{Q} \mathbf{y}(t); \\ \mathbf{r}(t) &= \mathbf{R}_* \mathbf{y}(t) - y_*(t), \end{aligned} \right\} \quad (2)$$

где $\mathbf{x}_* \in R^k$ – вектор состояния размерности $k < n$; $\mathbf{F}_*$, $\mathbf{G}_*$, $\mathbf{J}_*$, $\mathbf{C}_*$, $\mathbf{H}_{*v}$, $\mathbf{K}_*$, $\mathbf{L}_*$, $\mathbf{Q}$, $\mathbf{R}_*$ – постоянные матрицы, подлежащие определению;

$$\mathbf{y}_0(t) = \mathbf{H}_0 \mathbf{x}(t) = \begin{pmatrix} \mathbf{H} \\ \mathbf{H}_v \end{pmatrix} \mathbf{x}(t) = \begin{pmatrix} \mathbf{y}(t) \\ y_v(t) \end{pmatrix}.$$

Для решения нелинейной задачи используется логико-динамический подход [8]: сначала находят решение задачи для линейной части системы, описываемой матрицами $\mathbf{F}$, $\mathbf{G}$, $\mathbf{H}$, которое затем при выполнении определённых условий распространяется на нелинейную часть. Как и [8, 9], предположим, что при отсутствии дефектов и возмущений для матриц Φ , $\mathbf{R}_*$ выполняются равенства

$$\left. \begin{aligned} \mathbf{x}_*(t) &= \Phi \mathbf{x}(t); \\ y_*(t) &= \mathbf{R}_* \mathbf{y}(t). \end{aligned} \right\} \quad (3)$$

Условия, которым удовлетворяют указанные матрицы, приведены в [9], наиболее важное для рассматриваемого случая – $\Phi \mathbf{F} = \mathbf{F}_* \Phi + \mathbf{J}_* \mathbf{H}_0$.

Уравнение $y_v(t) = \mathbf{H}_v \mathbf{x}(t) = \mathbf{H}_{*v} \mathbf{x}_*(t) + \mathbf{Q} \mathbf{y}(t)$ с учётом соотношений (1), (3) приводит к равенству

$$\mathbf{H}_v = (\mathbf{H}_{*v} \quad \mathbf{Q}) \begin{pmatrix} \Phi \\ \mathbf{H} \end{pmatrix}. \quad (4)$$

Равенство (4) эквивалентно условию

$$\text{rank} \begin{pmatrix} \Phi \\ \mathbf{H} \end{pmatrix} = \text{rank} \begin{pmatrix} \Phi \\ \mathbf{H} \\ \mathbf{H}_v \end{pmatrix}. \quad (5)$$

Решение задачи состоит из трёх шагов: построение модели, нечувствительной или имеющей минимальную чувствительность к возмущению; проверка возможности

оценки переменной $y_v(t)$; построение наблюдателя на основе этой модели. В ИКФ на первом шаге модель должна оценивать некоторую переменную $y_*(t)$, в случае ЖКФ такая оценка не требуется.

Построение модели на основе ИКФ. Согласно [8] решение поставленной задачи начнём с линейной части системы. Для этого введём матрицы F_* , H_* размерами $k \times k$, $1 \times k$ соответственно, где k – размерность модели:

$$F_* = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 1 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \ddots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \end{pmatrix}; \quad (6)$$

$$H_* = (1 \ 0 \ 0 \ \dots \ 0).$$

Как показано в [8, 9], задача решается на основе уравнения

$$(R_* - J_{*1} \dots - J_{*k})(V^{(k)} L^{(k)}) = 0, \quad (7)$$

где

$$V^{(k)} = \begin{pmatrix} HF^k \\ H_0 F^{k-1} \\ \vdots \\ H_0 \end{pmatrix}; \quad (8)$$

$$L^{(k)} = \begin{pmatrix} HL & HFL & \dots & HF^{k-1}L \\ 0 & H_0L & \dots & H_0F^{k-2}L \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & 0 \end{pmatrix}.$$

Уравнение (7) с матрицами (8) имеет нетривиальное решение, если соблюдается неравенство

$$\text{rank}(V^{(k)} L^{(k)}) < l + (l+1)k. \quad (9)$$

Если условие (9) выполняется при некотором k , то возможно построить модель, нечувствительную к возмущению, и дальнейшее решение проводят согласно [7]. Предположим, что условие (9) не выполняется при всех $k < n$ или для построенной модели не соблюдается условие (5), поэтому далее будем искать робастное решение с минимальной чувствительностью к возмущению.

Построение модели на основе ЖКФ. В случае ЖКФ матрицу F_* в отличие от (6) будем искать в виде

$$F_* = \begin{pmatrix} \lambda_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \lambda_2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \lambda_k \end{pmatrix}. \quad (10)$$

Уравнение $\Phi F = F_* \Phi + J_* H_0$ с матрицей (10) распадается на k независимых уравнений

$$\Phi_i F = \lambda_i \Phi + J_{*i} H_0, \quad i = \overline{1, k}, \quad (11)$$

где Φ_i , J_{*i} – i -е строки матриц Φ и J_* соответственно.

Дополнительное требование $\Phi_i L = 0$ (нечувствительность к возмущениям) учтём следующим образом. Введём матрицу L_0 максимального ранга, такую, что $L_0 L = 0$, тогда для некоторой матрицы N справедливо равенство $\Phi = N L_0$ и уравнение (11) запишем в виде

$$(N_i - J_{*i}) \begin{pmatrix} L_0(F - \lambda_i I_n) \\ H_0 \end{pmatrix} = 0, \quad i = \overline{1, k}, \quad (12)$$

где I_n – единичная матрица размером $n \times n$.

Задав конкретные значения $\lambda_i < 0$, из уравнения (12) найдём строки $\Phi_i = N_i L_0$ матрицы Φ и проверим условие (5). Если оно не выполняется, то зададим другие значения $\lambda_i < 0$. В противном случае построим нелинейную составляющую модели (2).

Робастное решение. Если условие (9) не выполняется при всех $k < n$ или (5) не выполняется при всех $\lambda_i < 0$, то нечувствительная к возмущениям модель (2) не существует. Тогда возможна только приближённая оценка переменной $y_v(t)$ путём построения наблюдателя, минимально чувствительного к возмущениям.

ИКФ-реализация модели. Вклад возмущения в модель (2) традиционно оценивается нормой Фробениуса $\|\Phi L\|_F$ матрицы ΦL , представляемой в виде нормы $\|(R_* - J_{*1} \dots - J_{*k}) L^{(k)}\|_F$. Тогда задача минимизации вклада возмущения в невязку сводится к минимизации этой нормы при выполнении условия (7) с $L^{(k)} = 0$.

Для решения задачи необходимо найти все линейно независимые решения уравнения (7) с $L^{(k)} = 0$ в виде $(R_* - J_{*1} \dots - J_{*k})$ для некоторой размерности k и свести их в матрицу

$$W = \begin{pmatrix} R_*^{(1)} & -J_{*1}^{(1)} & -J_{*2}^{(1)} & \dots & -J_{*k}^{(1)} \\ R_*^{(N)} & -J_{*1}^{(N)} & -J_{*2}^{(N)} & \dots & -J_{*k}^{(N)} \end{pmatrix}.$$

Каждая строка матрицы W представляет некоторое решение уравнения (7). Его решением также является и произвольная линейная комбинация строк этой матрицы с вектором весовых коэффициентов $\mathbf{w} = (w_1, \dots, w_N)$. Требуется найти такой вектор $\mathbf{w}$, который даёт минимум нормы $\|\mathbf{w} W L^{(k)}\|_F$ при условии $\|\mathbf{w}\| = 1$, необходимом для исключения тривиальных решений.

Для решения этой задачи найдем сингулярное разложение матричного произведения $W L^{(k)}$, т. е. представим $W L^{(k)}$ как

$$W L^{(k)} = U_L \Sigma_L V_L.$$

Здесь U_L , V_L – ортогональные матрицы; Σ_L в зависимости от соотношения чисел строк и столбцов матрицы $W L^{(k)}$ имеет вид

$$\Sigma_L = (\text{diag}(\sigma_1, \dots, \sigma_s) \ 0) \quad \text{или} \quad \Sigma_L = \begin{pmatrix} \text{diag}(\sigma_1, \dots, \sigma_s) \\ 0 \end{pmatrix},$$

$s = \min(N, kp)$, $0 \leq \sigma_1 \leq \dots \leq \sigma_s$ – сингулярные числа матрицы $W L^{(k)}$, упорядоченные по возрастанию [10]. Выберем первый

транспонированный столбец матрицы U_L в качестве вектора весовых коэффициентов $\mathbf{w}=(w_1, \dots, w_N)$ и примем $(R_* -J_{*1} \dots -J_{*k})=\mathbf{w}W$.

Далее найдём матрицы Φ и $G_*= \Phi G$ – завершим синтез линейной модели, минимально чувствительной к возмущениям. Это решение будет оптимальным для заданной размерности модели; увеличение размерности сверх минимального значения может дать лучший вариант решения задачи по критерию минимума нормы $\|(R_* -J_{*1} \dots -J_{*k})L^{(k)}\|_F$.

ЖКФ-реализация модели. Для каждого $\lambda_i < 0, i=1, k$, при котором уравнение (12) с $L_0 = I_{(n-q) \times (n-q)}$ имеет решение, определим множество строк $\Phi_i^{(1)}, \dots, \Phi_i^{(n_i)}$, которые сводятся в матрицу Φ_{*i} . Далее найдём сингулярное разложение произведения $\Phi_{*i}L = U_L \Sigma_L V_L$, выберем первый транспонированный столбец матрицы U_L в качестве вектора весовых коэффициентов $\mathbf{w}=(w_1, \dots, w_{n_i})$ и определим строку $\Phi_i = \mathbf{w}\Phi_{*i}$. Если $n_i=1$, то примем $\Phi_i = \Phi_i^{(1)}$. Все найденные строки Φ_i сводятся в матрицу

$$\Phi = \begin{pmatrix} \Phi_1 \\ \vdots \\ \Phi_k \end{pmatrix}.$$

Учёт нелинейной составляющей. Согласно логико-динамическому подходу [8] решение задачи в нелинейном случае базируется на решении, полученном для линейной части системы, с дополнительной проверкой условия возможности построения нелинейных членов модели на основе матрицы Φ . Для этого, найдя решение линейной задачи, примем $C_* = \Phi C$, вычислим нелинейную составляющую

$$\Phi C \Psi(\mathbf{x}, \mathbf{u}) = C_* \Psi(\mathbf{x}_*, \mathbf{y}_0, \mathbf{u}) = \begin{pmatrix} \varphi_{j_1} \left(A_{*j_1} \begin{pmatrix} \mathbf{x}_* \\ \mathbf{y}_0 \end{pmatrix}, \mathbf{u} \right) \\ \dots \\ \varphi_{j_d} \left(A_{*j_d} \begin{pmatrix} \mathbf{x}_* \\ \mathbf{y}_0 \end{pmatrix}, \mathbf{u} \right) \end{pmatrix}, \quad (13)$$

где матрицы-строки $A_{*j_1}, A_{*j_2}, \dots, A_{*j_d}$ определим из линейных алгебраических уравнений

$$A_j = A_{*j} \begin{pmatrix} \Phi \\ H_0 \end{pmatrix}, \quad j = j_1, j_2, \dots, j_d, \quad (14)$$

и проверим условие

$$\text{rank} \begin{pmatrix} \Phi \\ H_0 \end{pmatrix} = \text{rank} \begin{pmatrix} \Phi \\ H_0 \\ A' \end{pmatrix}. \quad (15)$$

В условии (15) матрицу A' построим из тех строк матрицы A , номера $j_1, j_2, \dots, j_d$ которых совпадают с номерами ненулевых столбцов произведения ΦC . Если это условие выполняется, то из (14) определим матрицы $A_{*j_1}, A_{*j_2}, \dots, A_{*j_d}$. Полученную нелинейную составляющую (13) добавим к построенной ранее линейной модели.

Если условие (15) не выполняется, то следует найти другой вектор $\mathbf{w}=(w_1, \dots, w_N)$ при сингулярном числе, большем σ_1 , или увеличить размерность k и повторить процедуру

сингулярного разложения. При использовании ЖКФ в этом случае выбираются другие значения $\lambda_i < 0$.

Операции второго шага. На втором шаге для полученной матрицы Φ проверим условие (5) возможности оценки переменной $y_v(t)$. Если (5) выполняется, то эту переменную можно оценить. В противном случае следует найти другой вектор $\mathbf{w}=(w_1, \dots, w_N)$ при сингулярном числе, большем σ_1 , или увеличить размерность k . При использовании ЖКФ для некоторого $\lambda_i < 0$ необходимо найти другой вектор $\mathbf{w}=(w_1, \dots, w_N)$ для сингулярного числа, большего σ_1 .

Предположим, что (5) справедливо при некотором k , найдём матрицы H_{*v} и Q из алгебраического уравнения (4) и примем $G_* = \Phi G$ и $L_* = \Phi L$. В результате нелинейная модель минимальной размерности, минимально чувствительная к возмущению и оценивающая переменную $y_v(t)$, построена. Устойчивость нелинейного наблюдателя можно обеспечить методами, описанными в [11].

Пример построения виртуального датчика. Рассмотрим модель трёхбакового объекта [7], описываемую уравнениями

$$\dot{x}_1(t) = u_1(t)/\vartheta_1 - b_1 \sqrt{x_1(t) - x_2(t)};$$

$$\dot{x}_2(t) = u_2(t)/\vartheta_2 + b_1 \sqrt{x_1(t) - x_2(t)} - b_2 \sqrt{x_2(t) - x_3(t)} + \rho_1(t);$$

$$\dot{x}_3(t) = b_2 \sqrt{x_2(t) - x_3(t)} - b_3 \sqrt{x_3(t) - b_4} + \rho_2(t);$$

$$y_1(t) = x_2(t); \quad y_2(t) = x_3(t),$$

где $x_1, \dots, x_3$ – уровни жидкости в баках; коэффициенты $b_1, \dots, b_4$ зависят от конструктивных особенностей объекта; для простоты примем $b_1=b_2=b_3=1, b_4=0; \vartheta_1=\vartheta_2=1$; матричное описание системы приведено в [7].

Оценим первую компоненту $y_v = x_1$ вектора состояния с использованием ЖКФ. Уравнение (12) примет вид

$$(N_i - J_{*i}) \begin{pmatrix} -1 - \lambda_i & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} = 0,$$

из которого следует, что приняв $\lambda = -1$, получим $k=1; N=J_*= \begin{pmatrix} 1 & 0 \end{pmatrix}$, откуда $\Phi = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \end{pmatrix}; G_* = \begin{pmatrix} 1 & 0 \end{pmatrix}; L_* = 0; C_* = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \end{pmatrix}$. Матрица $A' = \begin{pmatrix} 1 & -1 & 0 \end{pmatrix}$, условие (15) выполняется и $A_{*1} = \begin{pmatrix} 1 & -1 & 0 \end{pmatrix}$. После упрощений модель (2) примет вид

$$\left. \begin{aligned} \dot{x}_* &= u_1 - \sqrt{x_* - y_1}; \\ y_v &= x_*. \end{aligned} \right\} \quad (16)$$

Поскольку модель нечувствительна к возмущению, то на её основе можно оценить переменную $y_v = x_1$. Отметим, что в [7] аналогичная оценка в случае $\rho_1(t)=0$ получена в рамках модели, построенной на основе ИКФ, и имела размерность 2.

Для сравнения покажем, что использование ИКФ при рассматриваемом характере возмущений требует существенно более сложных вычислений и приводит к сложному наблюдателю.

При $k=1$ уравнение (7) не имеет решений, поэтому примем $k=2$. Будем искать решение, минимально чувствительное

к возмущению. Для этого все решения уравнения (7) с $L^{(k)}=0$ сведём в матрицу

$$W = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 1 & -3 & -1 & 0 & -3 & 1 \\ 1 & 0 & 1 & -2 & -2 & 0 & -1 & 0 \\ 0 & 1 & 1 & 3 & 2 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -1 & 1 & 1 & 0 & -2 & 1 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & -2 & -4 & 4 & 1 \end{pmatrix}.$$

Далее найдём сингулярное разложение произведения $WL^{(2)}$ и выясним, что минимальное сингулярное число $\sigma=0$, однако оно даёт тривиальное решение с $R_*=0$, поэтому выберем следующее по порядку число $\sigma=0,7588$, которому соответствует вектор

$$w = (-0,3212 \ -0,3495 \ 0,1391 \ -0,3532 \ 0,7941).$$

Вклад возмущения в исходную систему составил $\sqrt{2} > \sigma = 0,7588$. Матрицы R_* и J_* определим из произведения $(R_* - J_{*1} - J_{*2}) = wW$, результат которого представляет собой однострочную матрицу $(-0,5316; 0,4409; -1,8180; 1,3971; 0,8297; -0,9096; 0,2813; 0,6120)$. Из данного произведения получим

$$\Phi = \begin{pmatrix} 0 & -0,5316 & 0,4409 \\ 0,2981 & -0,3139 & -0,0163 \end{pmatrix}.$$

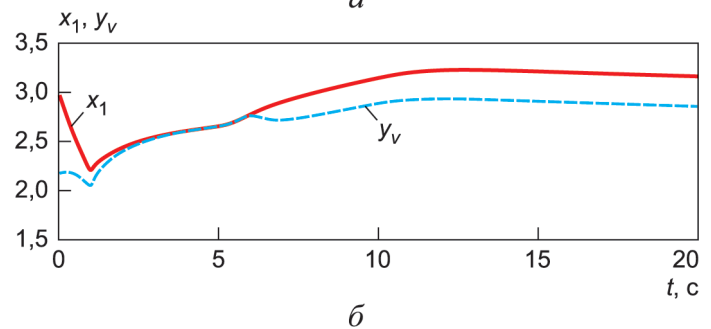
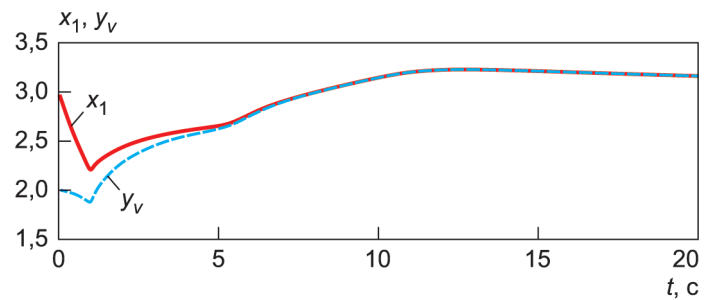
Нетрудно проверить, что условия (5), (15) выполняются; остальные матрицы, описывающие модель, определяются известными соотношениями [7]. Модель после приведения переменных примет вид

$$\left. \begin{aligned} \dot{x}_{*1} &= -0,5316u_2 - 0,5316\sqrt{y_v - y_1} + \\ &+ 0,9725\sqrt{y_v - y_1} - 0,4409\sqrt{y_2}; \\ \dot{x}_{*2} &= 0,2981u_1 - 0,3139u_2 - 0,6120\sqrt{y_v - y_1} + \\ &+ 0,2976\sqrt{y_1 - y_2} - 0,0163\sqrt{y_2}; \\ y_* &= x_{*1}; \quad y_v = 1,0530u_1 + 0,0547u_2 + 3,3546x_{*2}. \end{aligned} \right\} \quad (17)$$

Для моделирования использованы следующие значения: $u_1(t)=1, t \geq 1$; $u_2(t)=0,5, t \geq 5$; $p_1(t)=-0,3, t \geq 6$; $p_2(t)=-0,4, t \geq 10$; при значениях t , меньших указанных величин, все переменные равны нулю.

На рисунке представлены графики переменных $x_1(t)$, $y_v(t)$, определяемых соответственно по моделям (16), (17). Модель (16) обеспечивает точную оценку переменной $x_1(t)$ после окончания переходного процесса, модель (17) – только приближённую из-за невозможности развязаться от возмущений.

Заключение. Предложенные методы построения виртуальных датчиков в технических системах, которые описываются нелинейными моделями с возмущениями, позволили на основе наблюдателей Люенбергера получить соотношения для построения датчиков минимальной размерности, оценивающих заданные компоненты вектора состояния диагностируемой системы. Применение синтезированных виртуальных датчиков даёт возможность в ряде случаев не только уменьшить



Изменения переменных $x_1(t)$, $y_v(t)$, определяемых на основе моделей (16), (17), – соответственно (а), (б)

Behavior of the variables $x_1(t)$, $y_v(t)$ based on the model (16), (17) – (a), (b)

сложность средств диагностирования и увеличить глубину диагностирования, но и рассмотреть задачи, которые без использования таких датчиков не могли быть решены.

Список источников/References

1. Blanke M., Kinnaert M., Lunze J., Staroswiecki M., *Diagnosis and Fault-Tolerant Control*, Berlin, Springer-Verlag, 2006. <https://doi.org/10.1007/978-3-540-35653-0>
2. Witczak M., *Fault diagnosis and fault tolerant control strategies for nonlinear systems*, Berlin, Springer, 2014. <https://doi.org/10.1007/978-3-319-03014-2>
3. Ahmed Q., Bhatti A., Iqbal M., *IEEE Sensors Journal*, 2011, vol. 11, no. 9, pp. 1832–1840. <https://doi.org/10.1109/JSEN.2011.2105471>
4. Heredia G., Ollero A., *Sensors*, 2010, vol. 10, pp. 2188–2201. <https://doi.org/10.3390/s100302188>
5. Hosseinpour Z., Arefi M., Razavi-Far R., Mozafari N., Hazbavi S., Virtual sensors for fault diagnosis: a case of induction motor broken rotor bar, *IEEE Sensors Journal*, 2021, vol. 21, no. 4, pp. 5044–5051.
6. Wang Y., Rotondo D., Puig V., Cembrano G., *IEEE Trans. on Circuits and Systems*, 2020, vol. 67, no. 12, pp. 5316–5325. <https://doi.org/10.1109/TCSI.2020.3015887>
7. Журабок А. Н., Ким Чхун Ир. Виртуальные датчики в задаче функционального диагностирования нелинейных систем // Известия РАН. Теория и системы управления. 2022. № 1. С. 40–48. <https://doi.org/10.31857/S0002338822010139> [Zhirabok A., Kim Chung Ir, *J. Computer and Systems Sciences Int.*, 2022, vol. 61, pp. 38–46. <https://doi.org/10.1134/S1064230722010130>].

8. Жирабок А. Н., Зуев А. В., Сергиенко О. Ю., Шумский А. Е. Идентификация дефектов в нелинейных динамических системах и их датчиках на основе скользящих наблюдателей // Автоматика и телемеханика. 2022. № 2. С. 63–89. <https://doi.org/10.31857/S0005231022020052> [Zhirabok A., Zuev A., Sergiyenko O., Shumsky A., *Automation and Remote Control*, 2022, vol. 83, pp. 214–236. <https://doi.org/10.1134/S0005117922020059>].

9. Жирабок А. Н., Зуев А. В., Шумский А. Е. Идентификация дефектов в датчиках технических систем с использованием

скользящих наблюдателей // Измерительная техника. 2019. № 10. С. 21–28. <https://doi.org/10.32446/0368-1025it.2019-10-21-28> [Zhirabok A. N., Zuev A. V., Shumskii A. E., *Measurement Techniques*, 2020, vol. 62, no. 10, pp. 869–878.

<https://doi.org/10.1007/s11018-020-01707-1>].

10. Low X., Willsky A., Verghese G., *Automatica*, 1986, vol. 22, pp. 333–344. [https://doi.org/10.1016/0005-1098\(86\)90031-2](https://doi.org/10.1016/0005-1098(86)90031-2)

11. Misawa E., Hedrick J., *J. Dynamic Systems, Measurement, and Control*, 1989, vol. 111, pp. 344–352.

<https://doi.org/10.1115/1.3153059>

Статья поступила в редакцию 21.04.2022; одобрена после рецензирования 05.05.2022; принята к публикации 06.05.2022.
The article was submitted 21.04.2022; approved after reviewing 05.05.2022; accepted for publication 06.05.2022.

Научная статья

УДК 681.586

<https://doi.org/10.32446/0368-1025it.2022-6-23-27>

Расчёт допустимой временной задержки дискретных отсчётов при измерениях в режиме реального времени

Геннадий Иванович Козырев^{1✉}, Александр Викторович Кибенко², Валентин Дмитриевич Усиков³

^{1, 2} Военно-космическая академия имени А. Ф. Можайского, Санкт-Петербург, Россия

³ Главный научный метрологический центр Министерства обороны Российской Федерации, Мытищи, Московская обл., Россия

¹gen-kozyrev@yandex.ru ✉, <https://orcid.org/0000-0001-9491-8100>

²a_kibenko@mail.ru, <https://orcid.org/0000-0001-9264-7781>

³usikov_1989@list.ru, <https://orcid.org/0000-0003-2759-0752>

Аннотация. Рассмотрено повышение точности измерений в автоматических системах оперативного управления и регулирования путём учёта погрешности, обусловленной временной задержкой дискретного отсчёта измеряемой величины в режиме реального времени. Показано, что при динамических измерениях случайных процессов в следящих системах необходимо принимать во внимание субъективный фактор определения динамики измеряемых величин, заключающийся в способе назначения максимальной частоты спектра исходных процессов. При расчёте допустимой временной задержки получения результатов дискретных измерений в режиме реального времени в качестве динамической погрешности принята погрешность экстраполяции. Получены аналитические выражения для определения требуемой оперативности дискретных измерений непрерывных величин с учётом допустимой погрешности экстраполяции и субъективного фактора назначения максимальной частоты спектра исходного процесса. Рассмотрены три распространённые модели измеряемой величины, при которых энергетический спектр и корреляционная функция искомой случайной величины представлены в виде реакции на белый шум идеального, RC- и гауссова фильтров нижних частот. Рассчитаны допустимые временные задержки дискретных отсчётов в зависимости от допустимой погрешности экстраполяции, метода экстраполяции и максимальной частоты спектра измеряемой величины при измерениях в режиме реального времени. Показано, что при априорной неопределённости относительно модели измеряемой величины и экстраполяции по одному или двум отсчётам в качестве алгоритма предсказания при расчёте допустимой временной задержки необходимо использовать экстраполятор нулевого порядка. Полученные в статье научные результаты будут интересны специалистам в области следящих систем, телемеханики, систем наведения, оперативного управления и регулирования при измерениях в режиме реального времени в обратном информационном канале.

Ключевые слова: временная задержка, энергетический спектр, корреляционная функция, максимальная частота спектра, погрешность экстраполяции

Для цитирования: Козырев Г. И., Кибенко А. В., Усиков В. Д. Расчёт допустимой временной задержки дискретных отсчётов при измерениях в режиме реального времени // Измерительная техника. 2022. № 6. С. 23–27. <https://doi.org/10.32446/0368-1025it.2022-6-23-27>

Calculation of the permissible time delay of discrete samples during real-time measurements

Gennady I. Kozyrev^{1✉}, Aleksandr V. Kibenko², Valentin D. Usikov³

^{1, 2} Military Space Academy named after A.F. Mozhaysky, St. Petersburg, Russia

³ Main Scientific Metrological Center of the Ministry of Defense of the Russian Federation, Mytishchi, Moscow region, Russia

¹gen-kozyrev@yandex.ru ✉, <https://orcid.org/0000-0001-9491-8100>

²a_kibenko@mail.ru, <https://orcid.org/0000-0001-9264-7781>

³usikov_1989@list.ru, <https://orcid.org/0000-0003-2759-0752>

Abstract. The article deals with the improvement of the measurement accuracy in automatic systems of operative control and regulation by taking into account the error caused by the time delay of discrete counting of the measured quantity in real time mode. It is shown that at dynamic measurements of random processes in servo systems it is necessary to take into account the subjective factor of determining the dynamics of measured quantities, which consists in the method of assigning the maximum frequency of the spectrum of initial processes. At calculation of an admissible time delay of receiving results of discrete-time measurements in a real time mode an extrapolation error was accepted as a dynamic error. Analytical expressions for determination of the required operability of discrete measurements of continuous quantities taking into account the admissible extrapolation error and the subjective factor of assignment of the maximum frequency of the spectrum of the initial process are obtained. Three common models of the measured

quantity where the energy spectrum and correlation function of the desired random quantity are represented as a response to white noise of ideal, RC- and Gaussian low-pass filters have been considered. The admissible time delays of discrete samples depending on the admissible extrapolation error, the method of extrapolation and the maximum frequency of the spectrum of the measured quantity for real-time measurements are calculated. It is shown that at a priori uncertainty in relation to the measured model and extrapolation from one or two samples it is necessary to use the zero-order extrapolator as a prediction algorithm to calculate the admissible time delay. The scientific results obtained in the paper will be of interest for specialists in the field of tracking systems, telemechanics, guidance, operational control and regulation systems for real time measurements in the reverse information channel.

Keywords: time delay, energy spectrum, correlation function, maximum spectrum frequency, extrapolation error

Введение. В автоматических системах оперативного управления и регулирования необходимо учитывать погрешность измерений, вызванную временной задержкой дискретных отсчётов измеряемой величины в режиме реального времени при выработке управляющего воздействия на исполнительные органы объекта управления [1–3]. Указанная временная задержка может быть обусловлена различными факторами: предварительной обработкой, приведением измерительных сообщений в нужную форму, передачей результатов измерений на расстояние, например, при телеметрировании изделий ракетно-космической техники [4–6], и пр.

Динамическую погрешность, возникающую из-за временной задержки дискретных отсчётов при измерениях в режиме реального времени, можно представить в виде погрешности экстраполяции. Отсюда допустимое время задержки τ_3 можно рассчитать, исходя из требуемой погрешности экстраполяции при предсказании измеряемой непрерывной величины с помощью экстраполирующего полинома некоторого порядка с момента времени t_i на момент времени $(t_i + \tau_3)$ [7–8].

Цель статьи – вывод аналитических выражений для расчёта допустимой временной задержки результатов дискретных измерений аналоговых случайных процессов в режиме реального времени с учётом субъективности назначения максимальной частоты спектра измеряемых величин.

Расчёт допустимой временной задержки дискретных отсчётов. Рассчитаем допустимую временную задержку τ_3 дискретных отсчётов в зависимости от требуемой погрешности экстраполяции, метода экстраполяции и максимальной частоты спектра F_m измеряемой величины $x(t)$ с учётом субъективности назначения F_m для трёх моделей процесса $x(t)$. Энергетический спектр $G_x(f)$ и корреляционную функцию $R_x(\tau)$ исходного процесса представим в виде выходной реакции на белый шум идеального фильтра низких частот (ФНЧ), низкочастотного RC-фильтра, гауссова ФНЧ соответственно [9]:

$$\left. \begin{aligned} G_x(f) &= 1/F_m; \quad f \in [0, F_m]; \\ G_x(f) &= 0; \quad f \notin [0, F_m]; \end{aligned} \right\} \quad (1)$$

$$R_x(\tau) = \frac{\sin(2\pi F_m \tau)}{2\pi F_m \tau}; \quad (2)$$

$$G_x(f) = 4\alpha / (\alpha^2 + 4\pi^2 f^2); \quad (3)$$

$$R_x(\tau) = \exp(-\alpha|\tau|); \quad (4)$$

$$G_x(f) = 2\sqrt{(\pi/2)\exp(\pi^2 f^2/\alpha)}; \quad (5)$$

$$R_x(\tau) = \exp(-\alpha\tau^2), \quad (6)$$

где f, τ – текущие значения частоты и времени; параметр α задаёт вид графиков функций $G_x(f), R_x(\tau)$, его значение определяется конкретными характеристиками низкочастотного RC-фильтра и гауссова ФНЧ.

При предсказании измеряемой величины $x(t)$ с помощью экстраполятора нулевого порядка (ЭНП) абсолютное значение максимальной приведённой среднеквадратической погрешности экстраполяции $\gamma_{э, \max}$ совпадает с максимальной погрешностью восстановления с помощью несимметричного интерполятора нулевого порядка [10]:

$$\gamma_{э, \max} = \gamma_x \sqrt{2[1 - R_x(\tau_3)]},$$

где $\gamma_x = \sigma_x/L$ – приведённое среднее квадратическое отклонение σ_x процесса $x(t)$ со шкалой изменения L ; $\tau_3 = T_0$ – применительно к процедуре восстановления временная задержка дискретного отсчёта равна периоду опроса T_0 .

Для гауссового процесса $L \approx 6\sigma_x$. Обозначим γ относительную максимальную погрешность экстраполяции:

$$\gamma = 23,57\sqrt{1 - R_x(\tau_3)}. \quad (7)$$

При предсказании процесса $x(t)$ с помощью экстраполятора первого порядка (ЭПП), т. е. при использовании для прогноза значения $x(t_i + \tau_3)$ двух предыдущих отсчётов $x(t_i)$ и $x(t_{i-1}) = x(t_i - \tau_3)$, справедливо равенство [10]:

$$\gamma = 23,57\sqrt{3 - 4R_x(\tau_3) + R_x(2\tau_3)}. \quad (8)$$

Как показано в [9], параметр α в моделях (3)–(6) связан с максимальной частотой спектра F_m процесса $x(t)$ через коэффициент пропорциональности K_p , причём конкретное значение коэффициента K_p зависит от параметра p , который назначается субъективно и указывает на то, какая часть мощности непрерывного процесса $x(t)$ по сравнению с полной мощностью E_x заключена в частотном интервале $[0, F_m]$. По параметру p можно судить о степени сокращения энергетического спектра исходного непрерывного процесса $x(t)$, теоретически бесконечного за счёт конечной временной реализации $x(t)$, при назначении частоты F_m . По аналогии со случайными величинами параметр p представляет

собой доверительную вероятность и учитывает потери в исходной информации за счёт приближённости оператора дискретного представления [9]. Поэтому значение параметра p должно учитываться при расчёте погрешности экстраполяции процесса $x(t)$. Далее при расчёте допустимой временной задержки значения параметра p задавались равными 0,9; 0,95 и 0,99, т. е. при определении значения F_m в частотный интервал $[0, F_m]$ входило 90, 95 или 99 % всей мощности процесса $x(t)$.

Используем полученные в [9] результаты и для модели (3)–(4) RC-фильтра запишем

$$\alpha = K_p F_m, \quad (9)$$

$$\left. \begin{aligned} p=0,9; \quad K_{0,9}=1; \\ p=0,95; \quad K_{0,95}=0,5; \\ p=0,99; \quad K_{0,9}=0,1. \end{aligned} \right\} \quad (10)$$

Для модели (5)–(6) гауссова ФНЧ рассчитаем

$$\alpha = K_p^2 F_m^2, \quad (11)$$

$$\left. \begin{aligned} p=0,9; \quad K_{0,9}=2,69; \\ p=0,95; \quad K_{0,95}=2,27; \\ p=0,99; \quad K_{0,9}=1,72. \end{aligned} \right\} \quad (12)$$

Чтобы найти аналитические зависимости $\tau_3 = \tau_3(\gamma, F_m)$ в явном виде при предсказании процесса $x(t)$ с помощью ЭНП и ЭПП, в формулы (7) и (8) подставим выражения для корреляционных функций (2), (4) и (6) с учётом (9), (11), а полученные уравнения решим относительно τ_3 .

Предсказание входного процесса $x(t)$ с помощью ЭНП. Из выражения (7) следует

$$R_x(\tau_3) = 1 - 0,0018\gamma^2. \quad (13)$$

Модель вида (1), (2) – идеальный ФНЧ. При подстановке выражения (2) в (13) найдём

$$\frac{\sin(2\pi F_m \tau_3)}{2\pi F_m \tau_3} = 1 - 0,0018\gamma^2. \quad (14)$$

Используем разложение $\sin z/z \approx 1 - z^2/3!$, где $z = 2\pi F_m \tau_3$, $z \leq \pi/2$ [11] и получим приближённую формулу

$$\tau_3 \approx 16,5\gamma/F_m. \quad (15)$$

Здесь и далее временная задержка τ_3 приведена в миллисекундах.

Модель вида (3), (4) – RC-фильтр. Из (13), (14) и (9) следует

$$\begin{aligned} \exp(-K_p F_m |\tau_3|) &= 1 - 0,0018\gamma^2; \\ \tau_3 &= \ln(1 - 0,0018\gamma^2) / (K_p F_m), \end{aligned} \quad (16)$$

где K_p определим из выражений (10).

С учётом разложения $\ln(1-z)^{-1} \approx z + z^2/2$, где $z = 0,0018\gamma^2$, $z \ll 1$, для практических значений γ получим

$$\tau_3 \approx 1,8\gamma^2 / (K_p F_m). \quad (17)$$

Модель вида (5), (6) – гауссов ФНЧ. Из (13), (6) и (11) следует

$$\begin{aligned} \exp(-K_p^2 F_m^2 \tau_3^2) &= 1 - 0,0018\gamma^2; \\ \tau_3 &= \sqrt{\ln(1 - 0,0018\gamma^2)^{-1}} / (K_p F_m), \end{aligned} \quad (18)$$

где K_p определим с помощью выражений (12).

Используем разложение логарифмической и степенной функции в ряд, ограничившись первыми двумя членами, и получим

$$\tau_3 \approx 42,4\gamma^2 / (K_p F_m). \quad (19)$$

Предсказание входного процесса $x(t)$ с помощью ЭПП.

Модель вида (1), (2) – идеальный ФНЧ. Из (8) и (2) следует

$$\frac{\sin(4\pi F_m \tau_3)}{4\pi F_m \tau_3} - 4 \frac{\sin(2\pi F_m \tau_3)}{2\pi F_m \tau_3} + 3 = 0,0018\gamma^2.$$

С использованием разложения $\sin z/z \approx 1 - z^2/3!$, [11] получим

$$\tau_3 \approx 58,3\sqrt{\gamma}/F_m. \quad (20)$$

Модель вида (3), (4) – RC-фильтр. Представим выражение (8) иначе:

$$R_x(2\tau_3) - 4R_x(\tau_3) + 3 - 0,0018\gamma^2 = 0. \quad (21)$$

Как следует из (4) и (9)

$$R_x(2\tau_3) = \exp(-K_p F_m |2\tau_3|) = R_x^2(\tau_3). \quad (22)$$

Выражение (21) с учётом (22) превращается в квадратное уравнение относительно $R_x(\tau_3)$, решение которого выглядит следующим образом:

$$R_x(\tau_3)_{1,2} = 2 \pm \sqrt{1 - 0,0018\gamma^2}.$$

Так как $R_x(\tau_3) \leq 1$, то

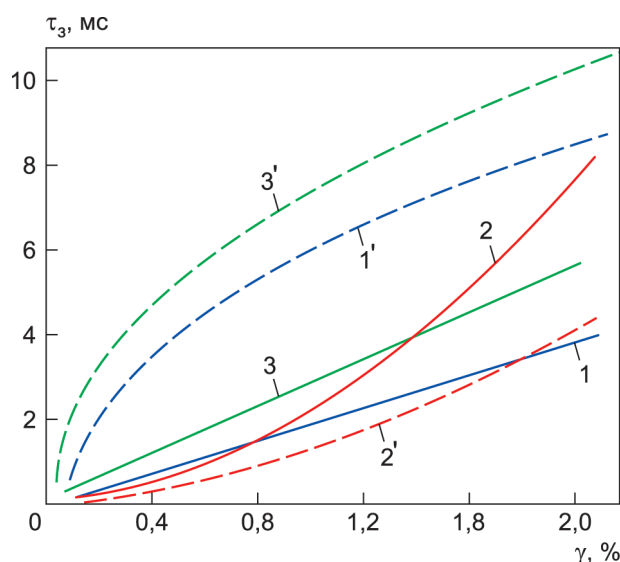
$$\begin{aligned} R_x(\tau_3)_{1,2} &= 2 - \sqrt{1 - 0,0018\gamma^2} = \exp(-K_p F_m |\tau_3|); \\ \tau_3 &= \ln(2 - \sqrt{1 + 0,0018\gamma^2})^{-1} / (K_p F_m). \end{aligned} \quad (23)$$

Используя разложение логарифмической и степенной функций в ряд и ограничившись первыми двумя членами, получим

$$\tau_3 \approx 0,9\gamma^2 / (K_p F_m). \quad (24)$$

Приближённые выражения для расчёта допустимой временной задержки

Метод экстраполяции	Функция (2)	Функция (4)	Функция (6)
ЭНП	$16,5\gamma/F_m$	$1,8\gamma^2/(K_p F_m)$	$42,4\gamma/(K_p F_m)$
ЭПП	$58,3\sqrt{\gamma}/F_m$	$0,9\gamma^2/(K_p F_m)$	$131,6\sqrt{\gamma}/(K_p F_m)$



Зависимости допустимой временной задержки τ_z дискретного результата измерений от максимальной погрешности γ экстраполяции: 1–3 – метод ЭНП; 1'–3' – метод ЭПП; 1 и 1', 2 и 2', 3 и 3' – модели соответственно идеального ФНЧ, RC-фильтра, гауссова ФНЧ

Dependences of the permissible time delay τ_z of the discrete measurement result on the maximum error of the extrapolation γ : 1–3 – the ZOE (zero-order extrapolator) method; 1'–3' – the FOE (first-order extrapolator) method; 1 and 1', 2 and 2', 3 and 3' – models, respectively, of the ideal LPF, RC-filter, Gaussian LPF

Модель вида (5), (6) – гауссов ФНЧ. Из (6) и (11) следует

$$R_x(2\tau_z) = \exp[-K_p^2 F_m^2 (2\tau_z)^2] = R_x^4(\tau_z). \quad (25)$$

Подставив формулы (25), (6) с учётом (11) в (8) и решив уравнение 4-й степени относительно $R_x(\tau_z)$ с дальнейшим логарифмированием найденного решения, найдём временную задержку

$$\tau_z = \sqrt{\ln[(\sqrt{2\beta} - \sqrt{4\sqrt{2\beta} - 2\beta})/2]} / (K_p F_m), \quad (26)$$

где $\beta = 2 - 2 \cdot 10^{-4} \gamma - 1,3 \cdot 10^{-8} \gamma - 8,9 \cdot 10^{-13} \gamma$.

Используя разложение логарифмической и степенной функции в ряд, получим приближённую формулу

$$\tau_z \approx 131,6 \sqrt{\gamma} / (K_p F_m). \quad (27)$$

Приближённые выражения для расчёта допустимой временной задержки (в миллисекундах) дискретного отсчёта

при измерениях в режиме реального времени для моделей непрерывных случайных процессов вида (1)–(6) сведены в таблицу.

На рисунке показаны зависимости допустимой временной задержки дискретного результата измерений от максимальной погрешности экстраполяции $\tau_z(\gamma)$ при $F_m = 10$ Гц, $p = 0,99$ для различных моделей входного процесса и методов экстраполяции. Прогноз значения $x(t)$ с момента t_i на момент времени $(t_i + \tau_z)$ с применением ЭПП не всегда уменьшает погрешность экстраполяции по сравнению с использованием ЭНП. Например, для процесса $x(t)$, энергетический спектр которого имеет вид реакции RC-фильтра на белый шум (кривые 2, 2'), при ЭПП значение γ даже увеличивается по сравнению с ЭНП, так как для модели измеряемого процесса вида (3), (4) степень близости ЭПП к процедуре оптимальной фильтрации с использованием разложения по собственным функциям Карунена-Лозва [12, 13] меньше, чем степень этой близости при предсказании с помощью ЭНП. Поэтому при априорной неопределённости относительно модели измеряемого процесса и экстраполяции по одному или двум отсчётам в качестве алгоритма предсказания при определении допустимого значения τ_z следует использовать ЭНП.

Заключение. Полученные в результате исследований аналитические выражения позволяют оперативно рассчитывать допустимую временную задержку результатов дискретных измерений аналоговых случайных процессов в режиме реального времени в процессе контроля возникающей при этом динамической погрешности. Кроме того, указанные выражения дают возможность учитывать субъективность назначения максимальной частоты спектра входных измеряемых процессов.

Список источников

1. Железняк А. А. Повышение качества управления динамическими процессами в электроэнергетических системах // Измерения. Мониторинг. Управление. Контроль. 2022. № 1. С. 5–12. <https://doi.org/10.21685/2307-5538-2022-1-1>
2. Тхонг Д. К. Синтез оптимальной системы самонаведения ракет при применении метода пропорционального наведения // Приборы и системы. Управление, контроль, диагностика. 2021. № 8. С. 17–24. <https://doi.org/10.25791/pribor.8.2021.1282>
3. Жиленьков А. А., Черный С. Г. Повышение эффективности систем автоматического управления автономными буровыми установками за счёт разработки методов обеспечения их совместимости и интеграции // Автоматизация, телемеханизация и связь в нефтяной промышленности. 2015. № 4. С. 9–18.
4. Дмитриенко А. Г., Николаев А. В., Ляшенко А. В., Тюрин М. В., Ярославцева Д. А. Элементы концепции построения интеллектуальных систем мониторинга и контроля изделий ракетно-космической техники и объектов наземно-космической инфраструктуры // Измерение. Мониторинг. Управление. Контроль. 2018. № 2 (24). С. 5–13. <https://doi.org/10.21685/2307-5538-2018-2-1>

5. Бастрыгин К. И., Трофимов А. А. Система измерения, мониторинга, контроля и диагностики параметров ракетного двигателя // Измерение. Мониторинг. Управление. Контроль. 2017. № 3 (21). С. 18–25.

<https://doi.org/10.21685/2307-5538-2017-3-3>

6. Назаров А. В., Козырев Г. И., Шитов И. В. Современная телеметрия в теории и на практике. Под общей редакцией Г. И. Козырева. СПб.: Наука и Техника, 2007. 672 с.

7. Лебедева И. М., Федорова А. Ю. Макроэкономическое планирование и прогнозирование: Под ред. А. Ю. Федоровой. СПб: Университет ИТМО, 2016. 54 с.

8. Дзержек К., Семеняко Ф., Карпович С. Е. Применение экстраполяции в цифровых системах измерения перемещений. Белорусский государственный университет информатики и радиоэлектроники. Доклады. 2003. Т. 1, № 3. С. 72–77.

9. Козырев Г. И., Кравцов А. Н., Усиков В. Д. Расчёт частоты опроса в многоканальных информационно-измерительных системах с единых энергетических и точностных позиций // Измерение. Мониторинг. Управление. Контроль. 2020. № 2 (32). С. 13–21. <https://doi.org/10.21685/2307-5538-2020-2-2>

10. Новоселов О. М., Фомин А. Ф. Основы теории и расчёта информационно-измерительных систем. 2-е издание. М.: Машиностроение, 1991. 336 с.

11. Корн Г., Корн Т. Справочник по математике (для научных работников и инженеров). М.: Наука, 1974. 832 с.

12. Солодовщиков А. Ю., Платонов А. К. Исследование метода Карунена-Лоева. Препринты ИПМ им. М. В. Келдыша. 2006. 019. 29 с.

13. Кириленко М. С., Зубцов Р. О., Хонина С. Н. Вычисление собственных функций ограниченного дробного преобразования Фурье // Компьютерная оптика. 2015. Т. 39, № 3. С. 332–338. <https://doi.org/10.18287/0134-2452-2015-39-3-332-338>

References

1. Zheleznyak A. A., Improving the quality of dynamic process control in electric power systems, *Measuring. Monitoring. Management. Control*, 2022, vol. 1, pp. 5–12. (In Russ.) <https://doi.org/10.21685/2307-5538-2022-1-1>

2. Thong D. K., Synthesis of an optimal missile homing system using the proportional guidance method, *Pribory i sistemy. Upravlenie, kontrol', diagnostika*, 2021, vol. 8, pp. 17–24. (In Russ.) <https://doi.org/10.25791/pribor.8.2021.1282>

3. Zhilenkov A. A., Chernyj S. G., Efficiency enhancement of automatic control systems of autonomous drilling rigs due to development of methods providing their compatibility and integration, *Automation, telemechanization and communication in the oil industry*, 2015, no. 4, pp. 9–18. (In Russ.)

4. Dmitrienko A. G., Nikolaev A. V., Lyashenko A. V. Tyurin M. V., Yaroslavtseva D. A., Elements of development concept for intelligent monitoring and control systems in the items of rocket and space equipment and objects of ground-based space infrastructure, *Measuring. Monitoring. Management. Control*, 2018, vol. 2 (24), pp. 5–13. (In Russ.)

5. Bastygin K. I., Trofimov A. A., The measurement system, monitoring, control and diagnostics parameters of the rocket engine, *Measuring. Monitoring. Management. Control*, 2017, vol. 3 (21), pp. 18–25. <https://doi.org/10.21685/2307-5538-2017-3-3>

6. Nazarov A. V., Kozyrev G. I., Shitov I. V., *Sovremennaya telemetriya v teorii i na praktike [Modern telemetry in theory and practice]*, St. Petersburg, Nauka i tekhnologiya Publ., 2007, 672 p. (In Russ.)

7. Lebedeva I. M., Fedorova A. Ju., *Makroekonomicheskoe planirovanie i prognozirovanie [Macroeconomic planning and forecasting]*, St. Petersburg, ITMO Publ., 2016, 54 p. (In Russ.)

8. Dzerzhek K., Semenjak F., Karpovich S. E., Extrapolation use in numeral systems for motion measurement, *Belarusian State University of Informatics and Radioelectronics. Reports*, 2003, vol. 1, no. 3, pp. 72–77. (In Russ.)

9. Kozyrev G. I., Kravcov A. N., Usikov V. D., Calculation of the polling frequency in multichannel information-measuring systems from unified energy and accuracy positions, *Measuring. Monitoring. Management. Control*, 2020, vol. 2 (32), pp. 13–21. (In Russ.) <https://doi.org/10.21685/2307-5538-2020-2-2>

10. Novoselov O. M., Fomin A. F., *Osnovy teorii i rascheta informacionno-izmeritel'nyh sistem [Fundamentals of the theory and calculation of information-measuring systems]*, second edition, Moscow, Mashinostroenie Publ., 1991, 336 p. (In Russ.)

11. Korn G., Korn T., *Spravochnik po matematike (dlja nauchnyh rabotnikov i inzhenerov) [Handbook of mathematics (for scientists and engineers)]*, Moscow, Nauka Publ., 1974, 832 p. (In Russ.)

12. Solodovshnikov A. Ju., Platonov A. K., Issledovanie metoda Karunena-Lojeva [Study of the Karhunen-Loeve method], *Preprinty M. V. Keldysh IPM*, 2006, 019, 29 p. (In Russ.)

13. Kirilenko M. S., Calculation of eigenfunctions of the bounded fractional Fourier transform, *Computer Optics*, 2015, vol. 39, no. 3, pp. 332–338. (In Russ.) <https://doi.org/10.18287/0134-2452-2015-39-3-332-338>

Статья поступила в редакцию 11.05.2022; одобрена после рецензирования 18.05.2022; принята к публикации 20.05.2022.
The article was submitted 11.05.2022; approved after reviewing 18.05.2022; accepted for publication 20.05.2022.

Научная статья

УДК 621.9.08

<https://doi.org/10.32446/0368-1025it.2022-6-28-35>

Выборочный измерительный контроль партий деталей с распределением размера по закону Рэлея

Сергей Николаевич Григорьев¹, Петр Николаевич Емельянов^{2✉}, Дмитрий Александрович Мастеренко³, Сергей Евгеньевич Педь⁴

^{1, 2, 3, 4} Московский государственный технологический университет «СТАНКИН», Москва, Россия

¹s.grigoriev@stankin.ru, <https://orcid.org/0000-0002-8239-5354>

²pemelyan@rambler.ru ✉, <https://orcid.org/0000-0003-1752-0961>

³d.masterenko@stankin.ru, <https://orcid.org/0000-0003-1041-4218>

⁴seped@mail.ru

Аннотация. Рассмотрено применение методов обработки измерительной информации как части современного менеджмента качества продукции машиностроительного производства. Поставлена и решена задача реализации процедур измерительного контроля в тех случаях, когда отклонение показателя качества от номинального значения описывается распределением Рэлея. Объяснен механизм генерации распределения Рэлея для деталей определённого вида. Построен план измерительного контроля для однопараметрической модели распределения. Проведён сравнительный анализ построенного плана с планом контроля по альтернативному признаку согласно ГОСТ Р ИСО 2859-1-2007 «Статистические методы. Процедуры выборочного контроля по альтернативному признаку. Часть 1. Планы выборочного контроля последовательных партий на основе приемлемого уровня качества». Рассмотрены контрольные статистики, позволяющие создать план контроля для двухпараметрической модели. Полученные результаты могут быть полезны для составления планов контроля выборок по количественному признаку партий деталей, геометрические параметры которых имеют распределение Рэлея, что обусловлено особенностями конструкции и технологии изготовления этих деталей.

Ключевые слова: измерительный контроль, выборочный контроль, план контроля, статистические методы менеджмента качества, распределение Рэлея

Финансирование: Работа выполнена при финансовой поддержке Министерства науки и высшего образования Российской Федерации (проект № FSFS-2021-0003).

Для цитирования: Григорьев С. Н., Емельянов П. Н., Мастеренко Д. А., Педь С. Е. Выборочный измерительный контроль партий деталей с распределением размера по закону Рэлея // Измерительная техника. 2022. № 6. С. 28–35. <https://doi.org/10.32446/0368-1025it.2022-6-28-35>

Sampling by variables for Rayleigh distributed lots

Sergey N. Grigoriev¹, Petr N. Emelianov^{2✉}, Dmitry A. Masterenko³, Sergey E. Ped⁴

^{1, 2, 3, 4} Moscow State University of Technology "STANKIN", Moscow, Russia

¹s.grigoriev@stankin.ru, <https://orcid.org/0000-0002-8239-5354>

²pemelyan@rambler.ru ✉, <https://orcid.org/0000-0003-1752-0961>

³d.masterenko@stankin.ru, <https://orcid.org/0000-0003-1041-4218>

⁴seped@mail.ru

Abstract. The application of measurement information processing methods as part of modern quality management of machine-building products is considered. The task of constructing the procedures of measurement (variable) inspection for Rayleigh distributed quality characteristic is set and solved. The mechanism of generation of Rayleigh distribution is explained for the parts of the specific type. The measurement sampling plan for the single-parameter distribution model is constructed and compared with the attributes plan according to the standard ISO 2859-1 "Statistical methods. Sampling procedures for inspection by attributes. Part 1: Sampling schemes indexed by acceptance quality limit for lot-by-lot inspection". The test statistics for the two-parameters model are described. The results obtained can be useful for drawing up sampling control plans on the quantitative basis of batches of parts whose geometric parameters have a Rayleigh distribution, which is due to the design features and manufacturing technology of these parts.

Keywords: measurement inspection, sampling, sampling plan, statistical methods of quality management, Rayleigh distribution

Financial support. The work was carried out with the financial support of the Ministry of Science and Higher Education of the Russian Federation (project no. FSFS-2021-0003)

Введение. Использование современных средств измерений и методов обработки измерительной информации

в машиностроительном производстве необходимо в связи с постоянно возрастающими требованиями к качеству

продукции [1, 2] и с развитием потенциально более высокоточных по сравнению с традиционными технологиями обработки материалов [3]. В настоящее время необходимо измерять параметры деталей в ходе технологического процесса изготовления [3, 4]. Измерительная информация, включающая сведения о состоянии режущего инструмента [5, 6], используется системой управления станка [7, 8] для обеспечения высокой точности изделий [9, 10].

Важной составляющей инструментария современного менеджмента качества являются статистические методы. Главной целью их применения является достижение стабильности процессов и сокращение разброса показателей качества (методы статистического управления процессами – statistical process control, SPC) [11–14], продолжают использовать и методы выборочного контроля продукции (sampling).

По характеру информации о контролируемом показателе качества различают статистические методы, основанные на альтернативном и количественном признаках. При контроле по альтернативному признаку изделия, попавшие в выборку, разделяют на соответствующие требованиям и не соответствующие без измерения значения показателя качества, например, с помощью калибров. Таким образом, ни конкретные значения, ни закон распределения показателя качества в этом случае роли не играют, важно лишь, попадает его значение в заданное поле допуска или нет.

В настоящее время вместо *бракованной* или *дефектной* принято говорить о *несоответствующей* продукции, а долю несоответствующих единиц продукции в партии называть уровнем несоответствий (см., например, ГОСТ Р 50779.30-95 «Статистические методы. Приёмочный контроль качества. Общие требования»).

Контроль по количественному признаку предполагает измерение показателя качества и вычисление по результатам измерений статистических оценок параметров процесса изготовления изделий, поэтому его называют также измерительным контролем. Такой контроль сложнее, требует более высокой квалификации персонала, но для него требуются значительно меньшие выборки, чем при контроле по альтернативному признаку.

Существуют также статистические методы, основанные на альтернативном признаке по суженным границам допуска [15–21], свойства этих методов в некотором смысле являются промежуточными между двумя основными группами методов (контроль по количественным или альтернативным признакам).

Ещё одна сложность контроля по количественному признаку, возникающая при разработке процедур контроля, заключается в необходимости знания распределений контрольных статистик и, соответственно, распределения показателя качества изделия в партии или в процессе изготовления.

Действующие стандарты в области контроля по количественному признаку (например, ГОСТ Р ИСО 3951-1-2015 «Статистические методы. Процедуры выборочного контроля по количественному признаку. Часть 1. Требования к одноступенчатым планам на основе AQL при контроле последовательных партий по единственной характеристике и единственному AQL», ГОСТ Р ИСО 3951-2-2015

«Статистические методы. Процедуры выборочного контроля по количественному признаку. Часть 2. Общие требования к одноступенчатым планам на основе AQL при контроле последовательных партий по независимым характеристикам качества») рассчитаны на применение в условиях нормального распределения показателя качества. В то же время в ГОСТ Р 50779.50-95 «Приёмочный контроль качества по количественному признаку. Общие требования» сказано, что в нормативных документах или договоре на поставку должны быть указаны признаваемые сторонами виды распределения показателей качества, а нормальное распределение приводится как пример.

Нормальное (или близкое к нормальному) распределение показателя качества действительно имеет место, особенно в крупносерийном и массовом производстве. Отклонения от нормального закона могут свидетельствовать о нестабильности техпроцесса или о формировании партии изделий из различных источников, каждый из которых характеризуется различными особенностями процесса изготовления. Однако в ряде случаев распределение, отличное от нормального, может быть порождено нормальным распределением отдельных составляющих, влияющих на значение показателя качества.

Цель настоящей работы – анализ механизма генерации распределения Рэлея для размеров деталей, имеющих определённые особенности конструкции и технологии изготовления, и построение предназначенных именно для распределения Рэлея планов для выборочного контроля партий деталей по количественному признаку.

Постановка задачи. В процессе модернизации системы качества на одном из производственных предприятий г. Москвы возник вопрос об организации выборочного контроля партий деталей (эскиз детали показан на рис. 1). Детали поступали от субподрядчика партиями по 200 штук. Если применить контроль по альтернативному признаку, то для приемлемого уровня несоответствий $AQL=0,01$ в ГОСТ Р ИСО 2859-1-2007 «Статистические методы. Процедуры выборочного контроля по альтернативному признаку. Часть 1. Планы выборочного контроля последовательных партий на основе приемлемого уровня качества» рекомендуется план контроля для выборки объёмом $n=50$ и приёмочным числом $Ac=1$ (нормальный контроль, уровень III). Риск изготовителя такого плана контроля равен 0,089, а риск производителя на уровне предельного качества $LQ=0,05$ составляет 0,279. Таким образом, контролируется четверть партии, но оба риска остаются довольно высокими.

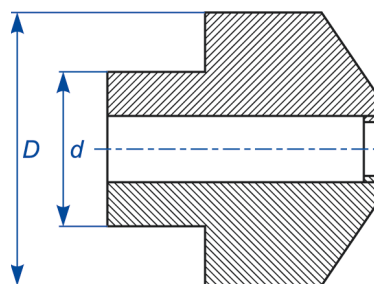


Рис. 1. Эскиз контролируемой детали

Fig. 1. Sketch of the inspected part

С целью сокращения рисков или объёма выборки рассмотрен контроль по количественному признаку. Как отмечено выше, применение ГОСТ Р ИСО 3951-1-2015, ГОСТ Р ИСО 3951-2-2015 возможно при нормально распределённом показателе качества, поэтому авторы настоящей статьи изучили распределения значений трёх диаметров, подлежащих контролю – двух наружных и одного внутреннего. При этом получили гистограмму (рис. 2) действительных значений диаметра цилиндрической поверхности $d = 40_{-0,05}$ мм для партии деталей, откуда следует, что распределение значений d явно асимметрично. Предположили, что такая асимметрия вызвана предварительным отбором деталей при нормальном распределении действительных значений размера, однако данное предположение не подтвердилось. Кроме того, согласно рис. 2 плотность вероятности резко убывает по мере приближения к верхней границе диапазона, что также свидетельствует против нормальности закона распределения.

При изучении чертежа (см. рис. 1) и технологического процесса изготовления детали предположили, что отклонение диаметра $d = 40$ мм имеет распределение Рэлея. Соответствующую гипотезу подтвердили при проверке по критерию Андерсона-Дарлинга (объём данных 200, уровень значимости 0,05). Объяснение этому факту состоит в том, что при финишной обработке цилиндрической поверхности диаметром d , осуществляемой при закреплении детали по поверхности диаметром $D = 70$ мм и вращении относительно её оси, для обеспечения требований по качеству (шероховатости) должен быть снят припуск, не меньший заданного. Вследствие отклонения от соосности поверхностей диаметрами d и D , с той стороны, в которую смещена ось поверхности диаметром d , снимается больший припуск, чем было бы при строгой соосности поверхностей. В результате диаметр обработанной поверхности может оказаться только меньше заданного.

Если горизонтальная и вертикальная составляющие отклонения от соосности поверхностей независимы, нормально распределены с нулевыми математическими ожиданиями

и одинаковыми дисперсиями σ^2 , то отклонение от соосности Δ имеет распределение Рэлея

$$f_{\Delta}(x; \sigma) = \begin{cases} \frac{x}{\sigma^2} \exp\left(-\frac{x^2}{2\sigma^2}\right), & x \geq 0; \\ 0, & x < 0, \end{cases} \quad (1)$$

а плотность распределения диаметра d (далее в формулах диаметр d обозначен X) определяется как

$$f_X(x; a, \sigma) = \begin{cases} \frac{a-x}{\sigma^2} \exp\left(-\frac{(a-x)^2}{2\sigma^2}\right), & x \leq a; \\ 0, & x > a, \end{cases} \quad (2)$$

где a – значение диаметра d при строгой соосности базовой и обрабатываемой поверхностей и снятии одинакового припуска по всей поверхности.

На рис. 3 показано влияние отклонения от соосности базовой и обрабатываемой поверхностей перед обработкой на формирование диаметра обработанной поверхности (влияние других факторов условно не учитывали): если поверхности соосны, то по всей окружности снимается одинаковый заданный припуск z , диаметр поверхности после обработки равен номинальному (см. рис. 3, а); если оси поверхностей не совпадают, то минимальный снимаемый припуск $z_{\min}$ равен заданному, диаметр поверхности после обработки меньше номинального (см. рис. 3, б).

Описанный механизм должен действовать для всех деталей подобного вида, когда имеющееся перед обработкой отклонение от соосности базовой и обрабатываемой поверхностей трансформируется в отклонение размера, причём влияние этого отклонения значительно больше, чем влияние других случайных факторов (износ инструмента, погрешности станка, неоднородность материала детали и т. п.).

Таким образом, распределение диаметров деталей определяется двумя параметрами. При контроле партии по количественному признаку необходимо измерить диаметры

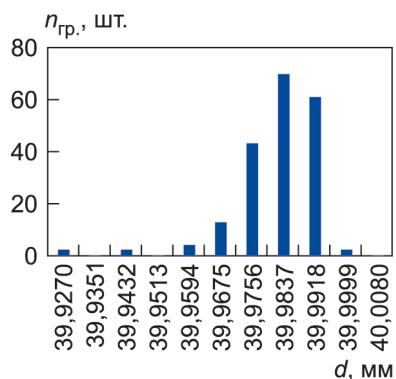


Рис. 2. Гистограмма действительных значений диаметра $d = 40_{-0,05}$ мм по результатам измерения 200 деталей; $n_{гр}$ – количество деталей в группе

Fig. 2. Histogram of the actual values of the $d = 40_{-0,05}$ mm according to the measurement results of 200 parts; $n_{гр}$ – the number of parts in a group

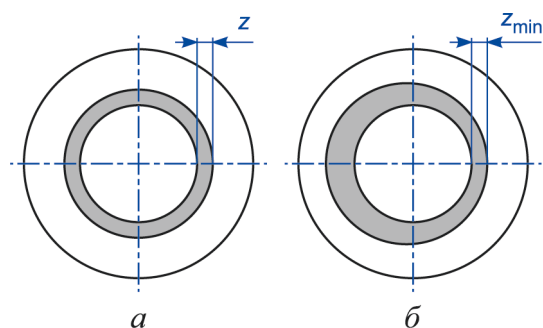


Рис. 3. Влияние отклонения от соосности базовой и обрабатываемой поверхностей перед обработкой на формирование диаметра обработанной поверхности для соосных (а) и несоосных (б) поверхностей

Fig. 3. The effect of deviation from the alignment of the base and treated surfaces before processing on the formation of the diameter of the treated surface, for the surfaces are aligned (a) and the surfaces do not coincide (b)

деталей некоторой случайной выборки, по результатам измерений вычислить оценки $\hat{a}$, $\hat{\sigma}$ параметров распределения и оценить уровень несоответствий в партии. С учётом того, что плотности (2) соответствует функция распределения

$$F_X(x; a, \sigma) = \begin{cases} \exp\left(-\frac{(a-x)^2}{2\sigma^2}\right), & x \leq a; \\ 1, & x > a, \end{cases} \quad (3)$$

уровень несоответствий, т. е. вероятность получения несоответствующей детали при определённых значениях параметров и границах поля допуска x_L , x_U можно записать как

$$p = 1 - [F_X(x_U; a, \sigma) - F_X(x_L; a, \sigma)]. \quad (4)$$

Подставив в (4) с учётом (3) оценки $\hat{a}$, $\hat{\sigma}$, можно найти оценку уровня несоответствий $\hat{p}$. Если её значение превысит установленный уровень, то партия должна быть отклонена.

При дальнейшем исследовании авторы настоящей статьи установили, что значение параметра a более стабильное, близкое к заданному, поэтому имеет смысл рассмотреть и упрощённый вариант задачи, в котором требуется оценить только параметр σ . Однако очевидно, что и параметр a может изменяться (например, вследствие износа инструмента или неточности настройки), поэтому требуется разработать и процедуру контроля по двум параметрам. В итоге рассматривали две задачи: упрощённую однопараметрическую, в которой значение параметра a считается известным; двухпараметрическую, в которой оцениваются оба параметра распределения.

Строго говоря, распределением Рэлея называется только однопараметрическое распределение с плотностью (1), так что здесь рассматривали обобщение распределения Рэлея. Для краткости, имея всегда в виду $\sigma > 0$, записывали $X \sim R(a, \sigma)$, если случайная величина $X - a$ имеет распределение Рэлея с параметром σ ; если же распределение Рэлея имеет величина $a - X$, как в случае (2), то записывали $X \sim R(a, -\sigma)$.

Параметры рассматриваемого распределения можно оценивать методом максимального правдоподобия. Такая задача является частным случаем задачи оценивания параметров гамма-распределения. Гамма-распределение включает три параметра, и оценивание как всех трёх, так и некоторых из них в различных сочетаниях подробно рассмотрено А. И. Орловым [22], причём наряду с оценками максимального правдоподобия используются так называемые одношаговые оценки, также являющиеся наилучшими асимптотически нормальными. Однако в настоящем исследовании требуется знать не асимптотическое распределение оценок, а распределение конечных выборок.

Для данных, распределённых по закону Рэлея при цензурировании (ограничении сверху некоторой постоянной), в работе [23] рассмотрено построение контрольных карт Шухарта, но представлен только однопараметрический случай.

План контроля при известном значении параметра a .

Пусть размеры деталей из выборки представляют собой независимые случайные величины $X_1, X_2, \dots, X_n$, распределённые

по закону $R(a, -\sigma)$, причём значение параметра a известно. Рассмотрим следующую величину:

$$S_n^2 = \frac{1}{2n} \sum_{i=1}^n (a - X_i)^2. \quad (5)$$

Величины в скобках независимы, каждая из них распределена по закону Рэлея, следовательно, их квадраты с точностью до множителя σ^2 имеют распределение хи-квадрат (χ^2) с двумя степенями свободы. Поэтому величина $2n\sigma^{-2}S_n^2$ при сделанных предположениях распределена по закону χ^2 с $2n$ степенями свободы. Математическое ожидание E этой величины определяется как

$$E(2n\sigma^{-2}S_n^2) = 2n,$$

поэтому (5) является несмещённой оценкой σ^2 .

Уровень несоответствий партии изделий при фиксированном значении параметра a однозначно связан со значением параметра σ . Поэтому первый способ контроля заключается в том, чтобы измерить размеры деталей из взятой выборки и найти оценку σ^2 согласно (5), принять партию, если полученное значение не превышает заданного критического значения $\sigma_{кр}^2$, в противном же случае партию следует отклонить. Функция (в данном случае – $L(\sigma)$), показывающая вероятность приёмки партии в зависимости от значения параметра, называется оперативной характеристикой плана контроля. Её можно записать исходя из распределения статистики (5):

$$L(\sigma) = P\{S_n^2 \leq \sigma_{кр}^2\} = \chi^2(2n\sigma_{кр}^2\sigma^{-2}; 2n), \quad (6)$$

где $\chi^2(x; m)$ – распределение хи-квадрат с m степенями свободы.

Во многих отношениях удобнее представить оперативную характеристику как функцию уровня несоответствий в партии p , определённого в соответствии с (4). Например, если $a = x_U$, то

$$p = F_X(x_L; a, \sigma) = \exp\left(-\frac{(a - x_L)^2}{2\sigma^2}\right),$$

откуда

$$\sigma^2 = (a - x_L)^2 / (-2 \ln p). \quad (7)$$

Следовательно, оперативную характеристику как функцию уровня несоответствий можно записать в форме

$$L(p) = \chi^2\left(-\frac{4n \ln p \sigma_{кр}^2}{(a - x_L)^2}; 2n\right). \quad (8)$$

Можно также выразить согласно (7) значение $\sigma_{кр}^2$ через критический уровень несоответствий $p_{кр}$, и тогда оперативная характеристика примет вид

$$L(p) = \chi^2\left(-\frac{2n \ln p}{\ln p_{кр}}; 2n\right). \quad (9)$$

Запись оперативной характеристики в форме (8) или (9) позволяет построить план контроля, подобрав значения $\sigma_{кр}$

(или $p_{кр}$) и объём n выборки, а также сравнить его с планом контроля по альтернативному признаку. Например, при значении $\sigma_{кр}=0,0188$ мм и при тех же объёме выборки $n=50$, уровне несоответствия $AQL=0,01$ и уровне предельного качества $LQ=0,05$ получили риски изготовителя и потребителя соответственно $\alpha=1-L(AQL)=0,04$ и $\beta=L(LQ)=0,095$.

Более полно сопоставить полученный план контроля и рекомендованный ГОСТ Р ИСО 2859-1-2007 можно по оперативным характеристикам, показывающим вероятность приёмки партии в зависимости от доли несоответствующих изделий (рис. 4).

Статистики для контроля при неизвестном значении параметра a . Необходимо найти оценку параметра a , подставив её в (4) и оценить уровень несоответствий. Для удобства рассуждений рассматривали независимые случайные величины $X_1, X_2, \dots, X_n$, распределённые по закону $R(a, \sigma)$, т. е. их функция распределения имеет вид

$$F_X(x; a, \sigma) = \begin{cases} 1 - \exp\left(-\frac{(x-a)^2}{2\sigma^2}\right), & x \geq a; \\ 0, & x < a. \end{cases} \quad (10)$$

Первая порядковая статистика

$$X_{(1)} = \min\{X_1, X_2, \dots, X_n\}$$

имеет следующую функцию распределения:

$$\begin{aligned} F_{X_{(1)}}(x_{(1)}) &= P\{X_{(1)} \leq x_{(1)}\} = 1 - P\{X_{(1)} > x_{(1)}\} = \\ &= 1 - P\{X_1 > x_{(1)}, \dots, X_n > x_{(1)}\} = 1 - (1 - F_X(x_{(1)}))^n = \\ &= 1 - \exp(-n(x_{(1)} - a)^2 / (2\sigma^2)). \end{aligned} \quad (11)$$

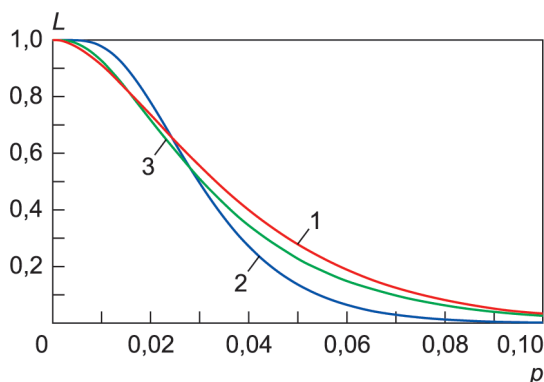


Рис. 4. Зависимости вероятности приёмки партии L от доли p несоответствующих изделий (оперативные характеристики) для плана контроля по альтернативному признаку по ГОСТ Р ИСО 2859-1-2007 с выборкой объёмом 50 и приёмочным числом 1 (1) и для построенных согласно формуле (8) планов контроля с $\sigma_{кр}=0,0188$ мм и выборками объёмом 50 и 25 (2, 3 соответственно)

Fig. 4. Dependences of the probability of acceptance of the lot L on the proportion p of nonconforming products (operational characteristics) for the attributes sampling plan according to GOST R ISO 2859-1-2007 with a sample of 50 and an acceptance number of 1 (1) and for sampling plans constructed according to formula (8) with samples of 50 and 25 (2, 3 respectively)

Из сравнения соотношения (11) с системой (10), следует, что эта функция распределения соответствует закону $R(a, \sigma/\sqrt{n})$. Соответственно, имеем плотность распределения первой порядковой статистики

$$f_{X_{(1)}}(x_{(1)}) = \frac{n(x_{(1)} - a)}{\sigma^2} \exp\left(-n \frac{(x_{(1)} - a)^2}{2\sigma^2}\right). \quad (12)$$

В частности, из (12) следует математическое ожидание $X_{(1)}$

$$E(X_{(1)}) = a + \sigma\sqrt{\pi/(2n)}.$$

Таким образом, первая порядковая статистика позволяет оценить параметр a , если известно значение или оценка параметра σ :

$$\hat{a} = X_{(1)} - \hat{\sigma}\sqrt{\pi/(2n)},$$

причём если $\hat{\sigma}$ является несмещённой, то и $\hat{a}$ тоже будет несмещённой. Заметим, что справедливо равенство

$$\begin{aligned} E\sum_{i=1}^n (X_i - X_{(1)}) &= \sum_{i=1}^n EX_i - nEX_{(1)} = na + n\sigma\sqrt{\pi/2} - \\ &- na - n\sigma\sqrt{\pi/2} = n(\sqrt{n} - 1)\sigma\sqrt{\pi/2}, \end{aligned}$$

поэтому существует несмещённая оценка

$$\begin{aligned} \hat{a} &= X_{(1)} - \frac{1}{n(\sqrt{n} - 1)} \sum_{i=1}^n (X_i - X_{(1)}) = \\ &= \frac{1}{n(\sqrt{n} - 1)} \left[(n(\sqrt{n} - 1) + 1)X_{(1)} - \sum_{i=2}^n X_{(i)} \right]. \end{aligned}$$

Поскольку в распределения (3), (10) входит не параметр σ , а его квадрат, то требуется несмещённая оценка именно σ^2 . Для нахождения такой оценки рассмотрим случайную величину

$$Y_n = \sum_{i=1}^n (X_i - X_{(1)})^2 = \sum_{i=2}^n (X_{(i)} - X_{(1)})^2. \quad (13)$$

Распределение этой статистики не зависит от параметра a , а определяется только параметром σ . Кроме того, если все величины $X_1, X_2, \dots, X_n$ умножить на одну и ту же положительную постоянную, то Y_n умножится на квадрат той же постоянной. По указанным причинам достаточно вычислить математическое ожидание (13) для величин $X_1, X_2, \dots, X_n \sim R(0, 1)$, а потом результат умножить на σ^2 . Использовали известное (см., например, [24]) свойство условного математического ожидания

$$E(E(U_1|U_2)) = EU_1,$$

где $E(U_1|U_2)$ – условное математическое ожидание случайной величины U_1 относительно случайной величины U_2 .

Плотность условного распределения случайной величины $X \sim R(0, 1)$ при условии $X > b$, где $b > 0$ – постоянная, имеет вид (это используется также в [23])

$$f_{X|X \geq b}(x) = \begin{cases} \frac{f_X(x)}{P\{X \geq b\}}, & x \geq b \\ 0, & x < b \end{cases} = \begin{cases} x \frac{\exp(-x^2/2)}{\exp(-b^2/2)}, & x \geq b \\ 0, & x < b \end{cases} \quad (14)$$

Порядок слагаемых в (13) роли не играет, важно лишь, что все величины X_i больше, чем $X_{(1)}$. Поэтому для решения поставленной задачи можно просто найти математическое ожидание величины $(X - X_{(1)})^2$ при условии $X > X_{(1)}$, после чего результат умножить на $(n-1)$. В соответствии с (14) получили:

$$\begin{aligned} E((X - X_{(1)})^2 | X_{(1)}, X > X_{(1)}) &= \int_{X_{(1)}}^{\infty} (x - x_{(1)})^2 \frac{x \exp(-x^2/2)}{\exp(-x_{(1)}^2/2)} dx = \\ &= \int_{X_{(1)}}^{\infty} (x^2 - 2x x_{(1)} + x_{(1)}^2) \frac{x \exp(-x^2/2)}{\exp(-x_{(1)}^2/2)} dx. \end{aligned} \quad (15)$$

Раскрыли скобки в (15) и нашли по отдельности следующие интегралы:

$$\begin{aligned} \int_{X_{(1)}}^{\infty} x^2 x e^{-x^2/2} dx &= 2 \int_{X_{(1)}}^{\infty} \frac{x^2}{2} e^{-x^2/2} d\frac{x^2}{2} = (x_{(1)}^2 + 2) e^{-x_{(1)}^2/2}; \\ \int_{X_{(1)}}^{\infty} x^2 e^{-x^2/2} dx &= - \int_{X_{(1)}}^{\infty} x e^{-x^2/2} d(-x^2/2) = - \int_{X_{(1)}}^{\infty} x dx e^{-x^2/2} = \\ &= -x e^{-x^2/2} \Big|_{X_{(1)}}^{\infty} + \int_{X_{(1)}}^{\infty} e^{-x^2/2} dx = x_{(1)} e^{-x_{(1)}^2/2} + \sqrt{2\pi} (1 - \Phi(x_{(1)})); \\ \int_{X_{(1)}}^{\infty} x e^{-x^2/2} dx &= e^{-x_{(1)}^2/2}, \end{aligned}$$

где $\Phi(x_{(1)})$ – функция стандартного нормального распределения.

Подставили полученные результаты в (14), умножили на плотность (2) с $a=0$, $\sigma=1$ и проинтегрировали, в результате чего получили выражение, значение которого легко найти численно:

$$\begin{aligned} \gamma_n &= E((X - X_{(1)})^2, X > X_{(1)}) = \\ &= 2 - 2\sqrt{2\pi} \int_0^{\infty} x_{(1)} \frac{(1 - \Phi(x_{(1)}))}{\exp(-x_{(1)}^2/2)} n x_{(1)} \exp(-n x_{(1)}^2/2) dx_{(1)} = \\ &= 2 \left(1 - \sqrt{2\pi} \frac{n}{n-1} \int_0^{\infty} (1 - \Phi(x_{(1)})) (n-1) x_{(1)}^2 \exp(-(n-1) x_{(1)}^2/2) dx_{(1)} \right). \end{aligned}$$

При $X_1, X_2, \dots, X_n \sim R(a, \sigma)$ математическое ожидание

$$E(Y_n) = (n-1) \gamma_n \sigma^2,$$

поэтому несмещённую оценку σ^2 даёт статистика

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{\gamma_n (n-1)} \sum_{i=1}^n (X_i - X_{(1)})^2 = \frac{1}{\gamma_n (n-1)} \sum_{i=2}^n (X_{(i)} - X_{(1)})^2.$$

В случае результатов наблюдений, распределённых по закону $R(a, -\sigma)$, ближайшим к значению a будет не первая, а n -я порядковая статистика с математическим ожиданием

$$E(X_{(n)}) = a - \sigma \sqrt{\pi/(2n)}.$$

Тогда оценка параметра a примет вид

$$\begin{aligned} \hat{a} &= X_{(n)} + \hat{\sigma} \sqrt{\pi/(2n)} = X_{(n)} + \frac{1}{n(\sqrt{n}-1)} \sum_{i=1}^n (X_{(n)} - X_i) = \\ &= \frac{1}{n(\sqrt{n}-1)} \left[(n(\sqrt{n}-1)+1) X_{(n)} - \sum_{i=1}^{n-1} X_{(i)} \right], \end{aligned}$$

а несмещённая оценка σ^2 – вид

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{\gamma_n (n-1)} \sum_{i=1}^n (X_{(n)} - X_{(i)})^2 = \frac{1}{\gamma_n (n-1)} \sum_{i=1}^{n-1} (X_{(n)} - X_{(i)})^2.$$

Решение задачи поиска закона распределения полученных оценок и построения на их основе оперативной характеристики плана контроля будет приведено в следующей статье.

Заключение. Распределение Рэлея является естественным для отклонений диаметра поверхности детали определённых конструкции и способах базирования и обработки. Для контроля партий таких деталей по количественному признаку требуется построение планов, предназначенных именно для распределения Рэлея. В настоящей статье построены планы при одном из двух неизвестном контролируемом параметре и найдены несмещённые оценки обоих неизвестных контролируемых параметров. В дальнейшем планируется найти распределения этих оценок, необходимые для построения оперативных характеристик планов контроля.

Список источников

1. Григорьев С. Н., Мастеренко Д. А., Телешевский В. И., Емельянов П. Н. Современное состояние и перспективы развития метрологического обеспечения машиностроительного производства // Измерительная техника. 2012. № 11. С. 56–59.
2. Телешевский В. И. Измерительная информатика в машиностроении // Вестник МГТУ «СТАНКИН». 2008. № 1. С. 33–38.
3. Grigoriev S. N., Miganov M. S., Shekhtman S. R., Miganov A. M., Ershov A. A., Pivkin P. M., Proc. SPIE 11914, SPIE Future Sensing Technologies, 2021, pp. 119–141. <https://doi.org/10.1117/12.2605753>
4. Григорьев С. Н., Телешевский В. И. Проблемы изменений в технологических процессах формообразования // Измерительная техника. 2011. № 7. С. 3–7
5. Григорьев С. Н., Синопальников В. А., Терешин М. В., Гурин В. Д. Контроль параметров процесса резания на основе диагностирования инструмента и заготовки // Измерительная техника. 2012. № 5. С. 46–48.
6. Grigoriev S. N., Gurin V. D., Volosova M. A., Cherkasova N. Y., Materwiss. Werksttech., 2013, no. 44, pp. 790–796. <https://doi.org/10.1002/mawe.201300068>

7. Grigoriev S. N., Martinov G. M., *Proc. CIRP*, 2014, no. 14, pp. 517–522. <https://doi.org/10.1016/j.procir.2014.03.051>

8. Grigoriev S. N., Martinov G. M., *Proc. CIRP*, 2016, vol. 41, pp. 858–863. <https://doi.org/10.1016/j.procir.2015.08.031>

9. Grigoriev S. N., Kozochkin M. P., Sabirov F. S., Kutin A. A., *Proc. CIRP*, 2012, vol. 1, pp. 599–604. <https://doi.org/10.1016/j.procir.2012.05.006>

10. Леун В. И., Николаева Е. В., Тигнибидин А. В. Тенденция развития теории и практики создания управляющих приборов для повышения точности и производительности операций шлифования деталей и инструментов в технологических процессах машиностроения, приборостроения и инструментальных производств // Динамика систем, механизмов и машин. 2012. № 2. С. 251–254.

11. Деминг У. Э. Выход из кризиса: Новая парадигма управления людьми, системами и процессами: Пер. с англ. М.: Альпина Бизнес Букс, 2007. 370 с.

12. Адлер Ю. П., Шпер В. Л. Практическое руководство по статистическому управлению процессами. М.: Альпина Паблишер, 2019. 320 с.

13. Уилер Д., Чамберс Д. Статистическое управление процессами: Оптимизация бизнеса с использованием контрольных карт Шухарта. М.: Альпина Паблишер, 2009. 310 с.

14. Лapidус В. А. Система Шухарта. Н. Новгород: Приоритет, 2004. 65 с.

15. Розно М. И. Статистический контроль качества продукции по альтернативному признаку при изменённом допуске (метод АКУД) // Надёжность и контроль качества. 1992. № 2. С. 44–52.

16. Розно М. И. Регулирование процессов на основе данных по альтернативному признаку по суженному допуску // Методы менеджмента качества. 2001. № 12. С. 27–33.

17. Григорович В. Г., Козлова Н. О., Юдин С. В. Метод оценки центра группирования размеров в условиях производства на АРП // Автоматизация технологических процессов в машиностроении. Волгоградский государственный технический университет. 1995. С. 197–202.

18. Григорович В. Г., Козлова Н. О., Юдин С. В. Информационно-статистические методы регулирования технологических процессов // Кузнечно-штамповочное производство. 2000. № 9. С. 27–29.

19. Steiner S. H., Geyer P. L., Wesolowsky G. O., *International Journal of Production Research*, 1994, vol. 32, no. 1, pp. 75–91. <https://doi.org/10.1080/00207549408956917>

20. Steiner S. H., Geyer P. L., Wesolowsky G. O., *Quality and Reliability Engineering International*, 1996, vol. 12, no. 5, pp. 345–353. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1638\(199609\)12:5<345::AID-QRE11>3.0.CO;2-M](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1638(199609)12:5<345::AID-QRE11>3.0.CO;2-M)

21. Masterenko D. A., Metel A. S., *Mechanics & Industry*, 2017, vol. 18, no. 7, 702. <https://doi.org/10.1051/meca/2017054>

22. Орлов А. И. Прикладная статистика. М.: Экзамен, 2004. 483 с.

23. Raza S. M., Butt M. M., Siddiqi A. F., Shewhart Control Charts for Rayleigh Distribution in the Presence of Type I Censored Data, *Journal of ISOSS*, 2016, vol. 2 (2), pp. 210–217.

24. Розанов Ю. А. Теория вероятностей, случайные процессы и математическая статистика. М.: Наука, 1985. 320 с.

References

1. Grigoriev S. N., Masterenko D. A., Teleshevskii V. I., Emelyanov P. N., *Measurement Techniques*, 2013, vol. 55, no. 11, pp. 1311–1315. <https://doi.org/10.1007/s11018-013-0126-0>

2. Teleshevsky V. I., Measuring informatics in mechanical engineering, *Vestnik of MSTU “STANKIN”*, 2008, no. 1, pp. 33–38. (In Russ.)

3. Grigoriev S. N., Migranov M. S., Shekhtman S. R., Migranov A. M., Ershov A. A., Pivkin P. M., *SPIE Future Sensing Technologies*, 2021, pp. 119–141. <https://doi.org/10.1117/12.2605753>

4. Grigoriev S. N., Teleshevskii V. I., *Measurement Techniques*, 2011, vol. 54, no. 7, pp. 744–749. <https://doi.org/10.1007/s11018-011-9798-5>

5. Grigoriev S. N., Sinopalnikov V. A., Tereshin M. V., Gurin V. D., *Measurement Techniques*, 2012, vol. 55, no. 5, pp. 555–558. <https://doi.org/10.1007/s11018-012-9999-6>

6. Grigoriev S. N., Gurin V. D., Volosova M. A., Cherkasova N. Y., *Materwiss. Werksttech.*, 2013, no. 44, pp. 790–796. <https://doi.org/10.1002/mawe.201300068>

7. Grigoriev S. N., Martinov G. M., *Proc. CIRP*, 2014, no. 14, pp. 517–522. <https://doi.org/10.1016/j.procir.2014.03.051>

8. Grigoriev S. N., Martinov G. M., *Proc. CIRP*, 2016, vol. 41, pp. 858–863. <https://doi.org/10.1016/j.procir.2015.08.031>

9. Grigoriev S. N., Kozochkin M. P., Sabirov F. S., Kutin A. A., *Proc. CIRP*, 2012, vol. 1, pp. 599–604. <https://doi.org/10.1016/j.procir.2012.05.006>

10. Leun V. I., Nikolaeva E. V., Tignibidin A. V., The trend in the development of theory and practice of creating control devices to improve the accuracy and productivity of grinding operations of parts and tools in technological processes of mechanical engineering, instrumentation and tool production, *Dynamics of Systems, Mechanisms and Machines*, 2012, no. 2, pp. 251–254. (In Russ.)

11. Deming W. E., *Out of the Crisis*, MIT Press, Reprint edition (August 11, 2000), 524 p.

12. Adler Yu. P., Shper V. L., *Prakticheskoe rukovodstvo po statisticheskomu upravleniyu processami [Practical guide to statistical process management]*, Moscow, Alpina Publisher, 2019, 320 p. (In Russ.)

13. Wheeler D. J., Chambers D. S., *Understanding Statistical Process Control*, Addison-Wesley, 1990, 310 p.

14. Lapidus V. A., *Sistema Shuharta [Shewhart's System]*, N. Novgorod, Priority Publ., 2004. 65 p. (In Russ.)

15. Rozno M. I., Statisticheskij kontrol' kachestva produkci po al'ternativnomu priznaku pri izmenyonnom dopuske (metod AKUD) [Statistical quality control of products on an alternative basis with a modified tolerance (AKUD method)], *Reliability and quality control*, 1992, no. 2, pp. 44–52. (In Russ.)

16. Rozno M. I., Regulation of processes based on data on an alternative feature by a narrowed tolerance, *Methods of quality management*, 2001, no. 12, pp. 27–33. (In Russ.)

17. Grigorovich V. G., Kozlova N. O., Yudin S. V., Metod ocenki centra gruppировaniya razmerov v usloviyah proizvodstva

na ARL [Method of estimating the size grouping center in production conditions at ARL], *Avtomatizaciya tekhnologicheskikh processov v mashinostroenii*, Volgograd State Technical University, 1995, pp. 197–202. (In Russ.)

18. Grigorovich V. G., Kozlova N. O., Yudin S. V., Informacionno-statisticheskie metody regulirovaniya tekhnologicheskikh processov [Information and statistical methods of regulation of technological processes], *Forging and stamping production*, 2000, no. 9, pp. 27–29. (In Russ.)

19. Steiner S. H., Geyer P. L., Wesolowsky G. O., *International Journal of Production Research*, 1994, vol. 32, no. 1, pp. 75–91. <https://doi.org/10.1080/00207549408956917>

20. Steiner S. H., Geyer P. L., Wesolowsky G. O., *Quality and Reliability Engineering International*, 1996, vol. 12, no. 5, pp. 345–353.

[https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1638\(199609\)12:5<345::AID-QRE11>3.0.CO;2-M](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1638(199609)12:5<345::AID-QRE11>3.0.CO;2-M)

21. Masterenko D. A., Metel A. S., *Mechanics & Industry*, 2017, vol. 18, no. 7, 702.

<https://doi.org/10.1051/meca/2017054>

22. Orlov A. I., *Prikladnaya statistika [Applied statistics]*, Moscow, Exam, Publ., 2004. 483 p. (In Russ.)

23. Raza S. M., Butt M. M., Siddiqi A. F., Shewhart Control Charts for Rayleigh Distribution in the Presence of Type I Censored Data, *Journal of ISOSS*, 2016, vol. 2 (2), pp. 210–217.

24. Rozanov Yu. A., *Teoriya veroyatnostej, sluchajnye processy i matematicheskaya statistika [Probability theory, random processes and mathematical statistics]*, Moscow, Nauka Publ., 1985. 320 p. (In Russ.)

Статья поступила в редакцию 25.05.2022; одобрена после рецензирования 30.05.2022; принята к публикации 31.05.2022.
The article was submitted 25.05.2022; approved after reviewing 30.05.2022; accepted for publication 31.05.2022.

Метод фазовой триангуляции со статистической фильтрацией для измерений в условиях случайных аддитивных помех и ограниченного динамического диапазона фотоприёмника

Сергей Владимирович Двойнишников^{1✉}, Владимир Генриевич Меледин²,
Иван Константинович Кабардин³, Виталий Владиславович Рахманов⁴, Владислав Олегович Зуев⁵

^{1, 2, 3, 4, 5} Институт теплофизики им. С. С. Кутателадзе СО РАН, Новосибирск, Россия

^{1, 5} Новосибирский государственный университет, Новосибирск, Россия

¹dv.s@mail.ru✉, <https://orcid.org/0000-0002-0018-7675>

²meledin@itp.nsc.ru, <https://orcid.org/0000-0003-3765-342X>

³ivankabardin@gmail.com, <https://orcid.org/0000-0003-2002-2998>

⁴rahmanov@inbox.ru, <https://orcid.org/0000-0001-9835-6520>

⁵vlad.zuev.0017@mail.ru, <https://orcid.org/0000-0002-8317-3278>

Аннотация. Изучено применение оптических методов для измерения параметров трёхмерных объектов. Рассмотрены методы расшифровки фазовых изображений в условиях аддитивных помех и ограниченного динамического диапазона фотоприёмника. Существующие методы расшифровки фазовых изображений вносят нелинейные искажения и систематическую погрешность в результаты измерений в указанных условиях. Предложен исключающий систематические искажения результатов измерений метод фазовой триангуляции со статистической фильтрацией данных для измерения трёхмерного профиля объекта в условиях случайного аддитивного шума и ограниченного динамического диапазона фотоприёмника. Метод основан на адаптивной фильтрации и статистическом анализе распределения интенсивности в зарегистрированных фазовых изображениях. Аналитически исследована погрешность метода расшифровки фазовых изображений с использованием статистической фильтрации данных и пороговой фильтрации. Предложенный метод можно применять для расшифровки данных в системах измерения трёхмерной геометрии, реализующих метод фазовой триангуляции.

Ключевые слова: трёхмерная геометрия, фазовая триангуляция, динамический диапазон, статистический анализ

Для цитирования: Двойнишников С. В., Меледин В. Г., Кабардин И. К., Рахманов В. В., Зуев В. О. Метод фазовой триангуляции со статистической фильтрацией для измерений в условиях случайных аддитивных помех и ограниченного динамического диапазона фотоприёмника // Измерительная техника. 2022. № 6. С. 36–40. <https://doi.org/10.32446/0368-1025it.2022-6-36-40>

Phase triangulation method with statistical filtering for measurements under conditions of random additive noise and a limited dynamic range of a photodetector

Sergey V. Dvoynishnikov^{1✉}, Vladimir G. Meledin², Ivan K. Kabardin³, Vitaly V. Rakhmanov⁴, Vladislav O. Zuev⁵

^{1, 2, 3, 4, 5} Kutateladze Institute of thermophysics SB RAS, Novosibirsk, Russia

^{1, 5} Novosibirsk State University, Novosibirsk, Russia

¹dv.s@mail.ru✉, <https://orcid.org/0000-0002-0018-7675>

²meledin@itp.nsc.ru, <https://orcid.org/0000-0003-3765-342X>

³ivankabardin@gmail.com, <https://orcid.org/0000-0003-2002-2998>

⁴rahmanov@inbox.ru, <https://orcid.org/0000-0001-9835-6520>

⁵vlad.zuev.0017@mail.ru, <https://orcid.org/0000-0002-8317-3278>

Abstract. The application of optical methods for measuring the parameters of three-dimensional objects has been studied. Methods for decoding phase images under conditions of additive noise and a limited dynamic range of a photodetector are considered. The existing methods for decoding phase images introduce nonlinear distortions and systematic error into the measurement results under such conditions. A phase triangulation method with statistical data filtering is proposed for measuring the three-dimensional profile of an object under conditions of random additive noise and a limited dynamic range of a photodetector, which excludes systematic distortions of the measurement results. The method is based on adaptive filtering and statistical analysis

of the intensity distribution in the recorded phase images. The error of the method of decoding phase images using statistical data filtering and threshold filtering is analyzed analytically. The proposed method can be used to decode data in systems for measuring three-dimensional geometry that implement the phase triangulation method.

Keywords: 3D-geometry, phase triangulation, dynamic range, statistical analysis

Введение. Задача измерения трёхмерной геометрии объекта актуальна и востребована во многих областях науки и техники. Одними из активно развивающихся и широко применяемых методов являются триангуляционные методы с использованием структурированного освещения [1–3]. Основным преимуществом указанных методов триангуляции является возможность быстрой трёхмерной реконструкции профиля поверхности объекта с высоким разрешением бесконтактным способом по видеоизображениям. Методы фазовой триангуляции [4–6] высокоточные, это обусловлено их устойчивостью к расфокусировке оптической системы источника и приёмника излучения [7–10].

Интенсивное развитие методов фазовой триангуляции свидетельствует о перспективности и возможности широкого применения методов на практике [11–14]. Авторы многих работ используют комбинации различных подходов для улучшения метрологических характеристик измерительных систем [15–17], например, путём разработки оригинальных методов обработки фазовых изображений [18–20]. Существуют работы, описывающие измерения трёхмерного профиля динамических объектов [21], дорожного покрытия [22], обследуемых объектов при внедрении эндоскопических сканеров [23], изделий из листового металла [24], рельсов [25].

В условиях аддитивных помех многие методы расшифровки фазовых изображений неустойчивы: с увеличением помех нелинейно увеличивается погрешность измерений. Для решения указанной проблемы различные авторы применяют подходы на основе пространственной фильтрации фазовых изображений, что наряду с уменьшением погрешности приводит к неконтролируемым искажениям измеряемого профиля.

При измерениях в промышленных условиях важно согласовать параметры источника излучения, светорассеивающих свойств поверхности объекта и параметры фотоприёмника для исключения выхода из динамического диапазона фотоприёмника. При отсутствии согласования параметров источника и приёмника оптического излучения можно использовать устойчивый алгоритм расшифровки фазовых изображений с произвольными сдвигами. Однако в случае аддитивных помех применение таких подходов чрезмерно сузит динамический диапазон фотоприёмника и уменьшит точность измерений.

Цель статьи – разработка метода фазовой триангуляции для измерений в условиях случайных аддитивных помех и ограниченного динамического диапазона фотоприёмника. Метод основан на применении статистического анализа экспериментальных данных и адаптивной фильтрации перед расчётом начального фазового сдвига на изображениях.

Метод фазовой триангуляции. В условиях аддитивных шумов интенсивность на принимаемых фотоприёмником изображениях опишем выражением

$$I(x, y, i) = A(x, y) \{1 + V(x, y) \cos[\varphi(x, y) + \delta(i)] + R(x, y, i)\}, \\ i \in 1 \dots N,$$

где $I(x, y, i)$ – распределение интенсивности на i -м изображении контролируемого объекта; $A(x, y)$ – распределение фоновой интенсивности; $V(x, y)$ – средняя видность; $\varphi(x, y)$ – искомое распределение разности фаз, кодирующее информацию дальности объекта; $\delta(i)$ – вносимый сдвиг фазы между соседними изображениями структурированной засветки; $R(x, y, i)$ – интенсивность аддитивных шумов, регистрируемых фотоприёмником; N – число сдвигов.

С учётом ограниченности (конечности) динамического диапазона фотоприёмника интенсивность $I_{к.д}(x, y, i)$ на принимаемых изображениях можно выразить как

$$I_{к.д}(x, y, i) = \begin{cases} I_{\max}, & \text{if } [I(x, y, i) > I_{\max}]; \\ I(x, y, i), & \text{if } [I_{\max} \geq I(x, y, i) \geq I_{\min}]; \\ I_{\min}, & \text{if } [I(x, y, i) < I_{\min}]. \end{cases}$$

При расшифровке фазовых изображений по массиву экспериментальных данных, содержащих информацию об интенсивности $I_{к.д}(x, y, i)$ на принимаемых изображениях, будут наблюдаться искажения, вызванные нелинейными искажениями преобразования

$$I(x, y, i) \rightarrow I_{к.д}(x, y, i).$$

Для исключения указанных нелинейных искажений авторы настоящей статьи предлагают следующий метод: для каждого фазового сдвига $\delta(i)$ формировать структурированную засветку несколько раз и далее анализировать полученные распределения интенсивности.

Обозначим распределение интенсивности $\delta(I, j)$, $j = 0 \dots K-1$. При отсутствии или постоянном характере аддитивных помех значения $I_{к.д}(x, y, i, j)$ не зависят от параметра j . При случайных аддитивных помехах значения $I_{к.д}(x, y, i, j)$ колеблются для каждого сочетания (x, y, i) в пределах амплитуды аддитивных помех, принимаемых фотоприёмником.

Значения $I_{к.д}(x, y, i, j)$ отфильтруем по следующему алгоритму. Для каждой комбинации значений (x, y, i) определим минимальное, максимальное и среднее значение интенсивности, зарегистрированное фотоприёмником:

$$I_{к.д}^{\max}(x, y, i) = \max\{I_{к.д}(x, y, i, j)\}, \quad j = 0 \dots K-1;$$

$$I_{k,d}^{\min}(x, y, i) = \min\{I_{k,d}(x, y, i, j)\}, j=0 \dots K-1;$$

$$I_{k,d}^{\text{avg}}(x, y, i) = \frac{\sum I_{k,d}(x, y, i, j)}{K}, j=0 \dots K-1.$$

Для обработки фазовых изображений используем многомерный массив данных $I_{k,d}^*(x, y, i)$ вместо $I_{k,d}(x, y, i, j)$, который сформируем следующим образом: для $\forall(x, y, i)$

$$I_{k,d}^{\text{avg}}(x, y, i) \in \{I_{k,d}^*(x, y, i)\}, \text{ if } \begin{cases} I_{k,d}^{\max}(x, y, i) < I_{\max} \\ I_{k,d}^{\min}(x, y, i) \geq I_{\min} \end{cases}.$$

Далее для расшифровки фазовых изображений можно применять устойчивый метод расшифровки фазовых изображений с произвольными сдвигами. В итоге описанного алгоритма фильтрации данные в трёхмерном контейнере $I_{k,d}(x, y, i)$ могут иметь произвольные пошаговые сдвиги.

Представленный метод позволяет исключить нелинейные искажения, вызванные пороговой фильтрацией экспериментальных данных из-за узкого динамического диапазона фотоприёмника, и, кроме того, снизить уровень

аддитивных помех на анализируемых в конечном итоге данных в $\sqrt{K}$ раз.

Аналитические исследования погрешности метода расшифровки фазовых изображений. Для демонстрации эффективности и работоспособности предложенного метода исследовали погрешности метода расшифровки фазовых изображений на модельных данных.

Выполнили два эксперимента: исследовали погрешности измерений в зависимости от количества фазовых сдвигов при постоянном уровне аддитивного шума, а также от уровня аддитивного шума при постоянном количестве фазовых сдвигов. Предложенный метод на основе адаптивной фильтрации данных сравнили с устойчивым методом расшифровки фазовых изображений с произвольным пошаговым сдвигом. Проанализировали 10 фазовых изображений, принимаемых с одним значением начального фазового сдвига. Количество фазовых сдвигов до фильтрации изменялось в диапазоне 100–2000. В каждом эксперименте сделаны 50 повторений для оценки среднего квадратического отклонения (СКО) измеренной фазы.

На рис. 1 приведены результаты работы метода расшифровки фазовых изображений с пороговой фильтрацией и метода расшифровки с фильтрацией на основе статистического

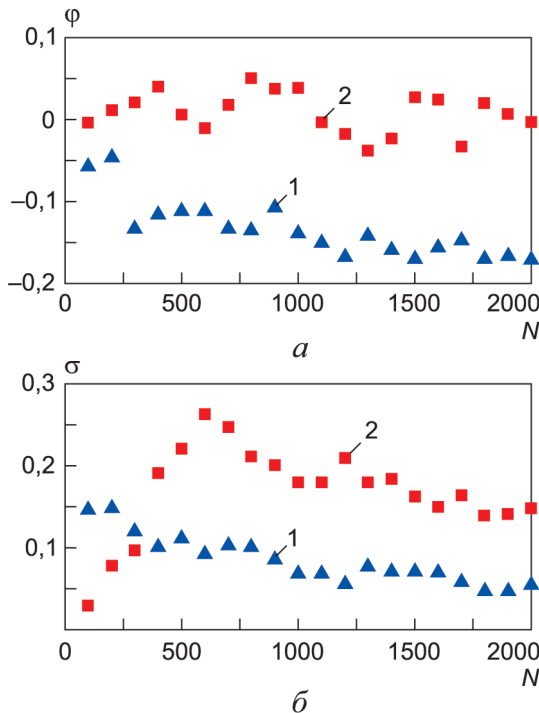


Рис. 1. Зависимости среднего значения φ (а) и СКО σ (б) измеренной фазы от количества N фазовых изображений: 1 – устойчивый метод расшифровки фазовых изображений с пороговой фильтрацией; 2 – устойчивый метод расшифровки фазовых изображений с фильтрацией на основе статистического анализа

Fig. 1. Dependence of the average value φ (a) and the standard deviation σ (b) of the measured phase on the number N of phase images: 1 – a stable method for decoding phase images with threshold filtering; 2 – a stable method for decoding phase images with filtering based on statistical analysis

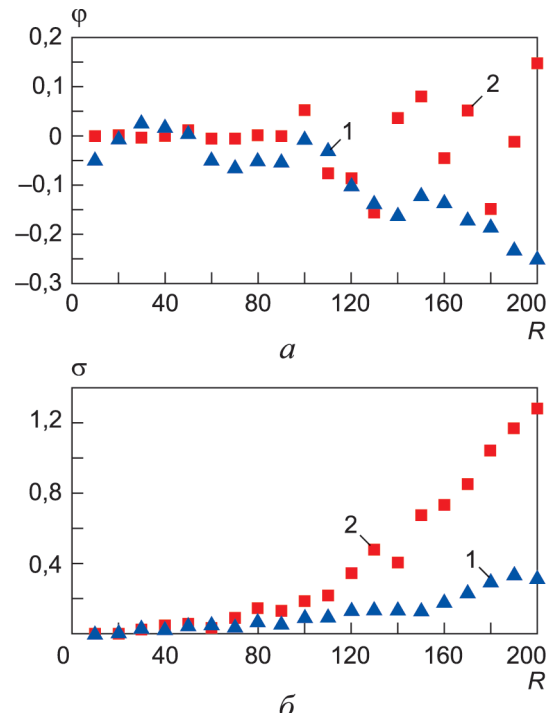


Рис. 2. Зависимости среднего значения φ (а) и СКО σ (б) измеренной фазы от уровня шума R на фазовых изображениях: 1 – устойчивый метод расшифровки фазовых изображений с пороговой фильтрацией; 2 – устойчивый метод расшифровки фазовых изображений с фильтрацией на основе статистического анализа

Fig. 2. Dependence of the average value φ (a) and the standard deviation σ (b) of the measured phase on the noise level R in the phase images: 1 – are a stable method for decoding phase images with threshold filtering; 2 – are a stable method for decoding phase images with filtering based on statistical analysis

анализа в зависимости от количества фазовых сдвигов. Уровень шума 100, максимальная амплитуда регистрируемой интенсивности 255, амплитуда сигнала 300. Указанные величины приведены в условных единицах, соответствующих регистрируемой фотоприёмником интенсивности в диапазоне значений [0...255]. На рис. 1, а представлены зависимости среднего значения измеренной фазы от количества фазовых сдвигов, на рис. 1, б – зависимость СКО измеренной фазы от количества фазовых сдвигов. Метод обработки фазовых изображений с применением статистической фильтрации исключает систематическую погрешность измерений: на рис. 1, а результат работы метода обработки фазовых изображений с применением статистической фильтрации колеблется около нуля, в отличие от результата работы метода расшифровки с пороговой фильтрацией.

На рис. 2 показаны зависимости среднего значения и СКО измеренной фазы от уровня шума на фазовых изображениях. Максимальная амплитуда регистрируемой интенсивности 255, амплитуда сигнала 300, количество фазовых изображений 500. Указанные величины выражены в условных единицах, приведённых к значениям интенсивности, зарегистрированной фотоприёмником. Анализ графиков подтверждает сделанные выше выводы: метод обработки фазовых изображений с применением статистической фильтрации исключает систематическую погрешность измерений при шумах на фазовых изображениях и при рассогласовании динамических диапазонов источника излучения и приёмника.

Представленные данные демонстрируют, что устойчивый метод расшифровки фазовых изображений с пороговой фильтрацией данных, выходящих за пределы динамического диапазона, может давать нелинейные искажения результатов измерения. Погрешность измерений обусловлена искажением сигнала вблизи порогового значения в присутствии шума. Предложенный метод расшифровки с фильтрацией на основе статистического анализа данных лишён указанного недостатка, однако имеет более высокие СКО результатов измерения по сравнению с методом на основе пороговой фильтрации. По-видимому, к увеличению СКО результатов измерения сдвига начальной фазы приводит отсеивание экспериментальных данных при фильтрации.

Практическая реализация метода расшифровки фазовых изображений. Для проверки работоспособности предложенного метода авторы настоящей статьи измеряли трёхмерный профиль модели лопасти гидротурбины с характерными размерами 20×10×10 см (рис. 3, 4). Измерительный комплекс содержал цифровую промышленную камеру DMK 72BUC02 (The Imaging Source, Германия) с матрицей 5 мегапикселей, цифровой проектор, обеспечивающий разрешение проецируемого изображения 1024×768.

Измерительный комплекс калибровали с помощью плоской калибровочной мишени, параллельно сдвигаемой в направлении нормали к плоскости на равные расстояния. Используя полученные результаты измерения калибровочной мишени, строили регрессионную функцию в виде многочлена второй степени, как показано в [26, 27].

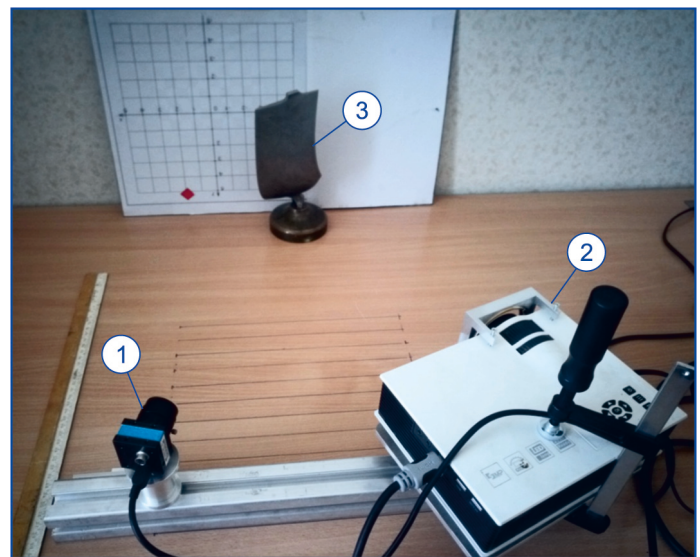


Рис. 3. Измерительный стенд: 1 – фотоприёмник; 2 – источник оптического излучения; 3 – измеряемая модель лопасти гидротурбины

Fig. 3. The measuring stand: 1 – photodetector; 2 – source of optical radiation; 3 – measured model of the hydroturbine blade

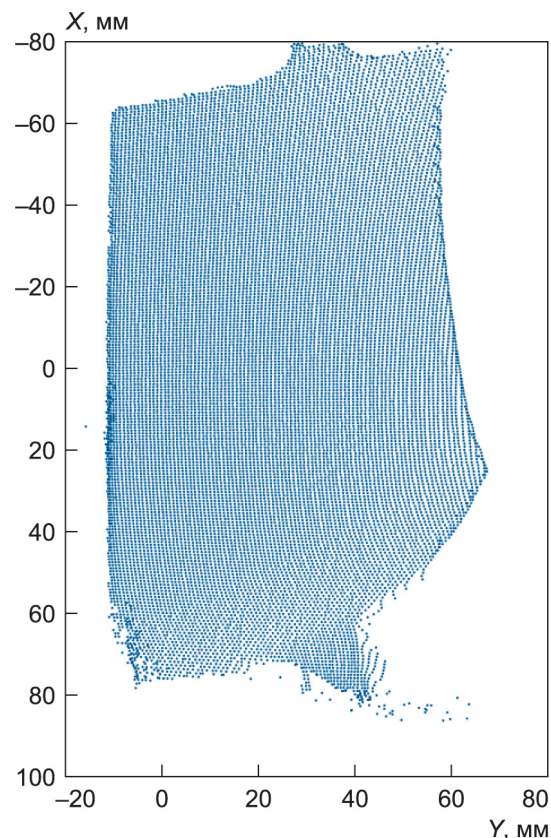


Рис. 4. Результат измерения модели лопасти гидротурбины с характерными размерами 20×10×10 см

Fig. 4. The measurement result of a hydroturbine blade model with dimensions of 20×10×10 cm

СКО результатов измерения составило около 10 мкм, его оценивали с помощью измерения плоской калибровочной мишени, размещённой в измерительном объёме 20×20×20 см. Таким образом, относительная погрешность измерения достигала 0,005 %. Полученные результаты подтвердили работоспособность предложенного метода расшифровки фазовых изображений и очень низкий уровень погрешности. При этом в измерительном комплексе использовали стандартные комплектующие.

Заключение. Предложенный метод расшифровки фазовых изображений позволяет уменьшить погрешность измерения трёхмерной геометрии методами фазовой триангуляции и измерять трёхмерный профиль объектов сложного профиля. Метод очень перспективен для промышленного использования, так как даёт возможность выполнять высокоточные измерения даже в условиях рассогласованных источника и приёмника оптического излучения и произвольных светорассеивающих свойств измеряемой поверхности.

Список источников/References

1. Gorthi S. S., Rastogi P., *Optics and Lasers in Engineering*, 2010, vol. 48, iss. 2, pp. 133–140.
<https://doi.org/10.1016/j.optlaseng.2009.09.001>
2. D'Apuzzo N., *Proceedings SPIE*, 2006, vol. 6056, 605605.
<https://doi.org/10.1117/12.650123>
3. Zhang S., *Opt. Lasers Eng.*, 2010, vol. 48 (2), pp. 149–158.
<https://doi.org/10.1016/J.OPTLASENG.2009.03.008>
4. Gruber M., Hausler G., Simple, robust and accurate phase-measuring triangulation, *Optik*, 1992, vol. 3, pp. 118–122.
5. Chen L., Liang C., Nguyen X., Shu Y., Wu H.-W., *Meas. Sci. Technol.*, 2010, vol. 21(10), 105309.
<https://doi.org/10.1088/0957-0233/21/10/105309>
6. Двойнишников С. В., Куликов Д. В., Меледин В. Г. Оптоэлектронный метод бесконтактного восстановления профиля поверхности трёхмерных объектов сложной формы // Метрология. 2010. № 4. С. 15–27 [Dvoynishnikov S. V., Kulikov D. V., Meledin V. G., *Measurement Techniques*, 2010, vol. 53(6), pp. 648–656. <https://doi.org/10.1007/S11018-010-9556-0>].
7. Двойнишников С. В., Аникин Ю. А., Кабардин И. К., Куликов Д. В., Меледин В. Г. Оптоэлектронный метод бесконтактного измерения профиля поверхности крупногабаритных объектов сложной формы // Измерительная техника. 2016. № 1. С. 17–22 [Dvoynishnikov S. V., Anikin Y. A., Kabardin I. K., Kulikov D. V., Meledin V. G., *Measurement Techniques*, 2016, vol. 59(1), pp. 21–27. <https://doi.org/10.1007/S11018-016-0910-8>].
8. Двойнишников С. В., Меледин В. Г., Главный В. Г., Наумов И. В., Чубов А. С. Оценка оптимальной частоты пространственной модуляции излучения 3D-измерений // Измерительная техника. 2015. № 5. С. 24–27 [Dvoynishnikov S. V., Meledin V. G., Glavnyi V. G., Naumov I. V., Chubov A. S., *Measurement Techniques*, 2015, vol. 58(5), pp. 506–511. <https://doi.org/10.1007/S11018-015-0745-8>].

9. Dvoynishnikov S. V., Rakhmanov V. V., Kabardin I. K., Meledin V. G., *Measurement*, 2019, vol. 145, pp. 63–70.
<https://doi.org/10.1016/j.measurement.2019.05.054>
10. Lv S., Jiang M., Su C., Zhang L., Zhang F., Sui Q., Jia L., *Sensors*, 2021, vol. 21, 4463.
<https://doi.org/10.3390/s21134463>
11. Wankhede P., Kodey S., Kurra S., Radhika S., *Measurement*, 2022, vol. 187, 110273.
<https://doi.org/10.1016/j.measurement.2021.110273>
12. Rudyk A., Semenov A., Kryvinska N., Semenova O., *Measurement*, 2022, vol. 187, 110271.
<http://doi.org/10.1016/j.measurement.2021.110271>
13. Jiang Y., Wang S., Qin H., Li B., Li Q., *Measurement*, 2021, vol. 186, 110207. <https://doi.org/10.1088/1361-6501%2Fac1b41>
14. Dong Y., Li Z., Zhu L., Zhang X., *Measurement*, 2021, vol. 186, 110199. <https://doi.org/10.1016/j.measurement.2021.110199>
15. Guo F., Yang B., Zheng W., Liu S., *Measurement*, 2021, vol. 186, 110165. <https://doi.org/10.1016/j.measurement.2021.110165>
16. Fan J., Feng Y., Mo J., Wang S., Liang Q., *Measurement*, 2021, vol. 185, 110029.
<http://doi.org/10.1016/j.measurement.2021.110029>
17. Wang H., Ma J., Yang H., Sun F., Wei Y., Wang L., *Measurement*, 2021, vol. 185, 110003.
<https://doi.org/10.1016/j.measurement.2021.110003>
18. Shi B., Ma Z., Ni X., Liu J., Liu H., *Measurement*, 2021, vol. 185, 109938. <https://doi.org/10.1016/j.measurement.2021.109938>
19. Zhang Y., Fan N., Wu Y., Wu G., Luo H., Yan J., Yang S., Liu F., *Measurement*, 2021, vol. 171, 108762.
<https://doi.org/10.1016/j.measurement.2020.108762>
20. Luhmann T., *ISPRS J. Photogramm. Remote Sens*, 2010, vol. 65(6), pp. 558–569.
<https://doi.org/10.1016/J.ISPRSJPRS.2010.06.003>
21. Li B., An Y., Capelleri D., Xu J., Zhang S., *Int. J. Intell. Robot. Appl.*, 2017, vol. 1 (1), pp. 86–103.
<https://doi.org/10.1007/s41315-016-0001-7>
22. Matthias S., Kästner M., Reithmeier E., *Measurement*, 2015, vol. 73, pp. 239–246.
<https://doi.org/10.1016/J.MEASUREMENT.2015.05.024>
23. Chu C., Yang H., Wang L., *Measurement*, 2019, vol. 145, pp. 410–418. <https://doi.org/10.1016/J.MEASUREMENT.2019.02.058>
24. Koutecký T., Paloušek D., Brandejs J., *Measurement*, 2016, vol. 94, pp. 60–70.
<https://doi.org/10.1016/J.MEASUREMENT.2016.07.067>
25. Cao X., Xie W., Ahmed S. M., Li C. R., *Measurement*, 2020, vol. 159, 107771. <https://doi.org/10.1016/j.measurement.2020.107771>
26. Пат. № 2433372 РФ / Двойнишников С. В., Меледин В. Г. // Изобретения. Полезные модели. 2011. № 31 [Dvoynishnikov S. V., Meledin V. G., RF Patent no. 2433372, *Byull. Izobret.*, no. 31 (2011)].
27. Пат. № 2439489 РФ / Двойнишников С. В., Меледин В. Г. // Изобретения. Полезные модели. 2012. № 1 [Dvoynishnikov S. V., Meledin V. G., RF Patent no. 2439489, *Byull. Izobret.*, no. 1 (2012)].

Статья поступила в редакцию 01.04.2022; одобрена после рецензирования 19.04.2022; принята к публикации 26.04.2022.
The article was submitted 01.04.2022 approved after 19.04.2022; accepted for publication 26.04.2022.

Адаптивный итеративный метод подбора весовых коэффициентов операции диффузии ошибки для бинаризации цифровых голограмм

Николай Николаевич Евтихийев¹, Владислав Геннадьевич Родин², Екатерина Алексеевна Савченкова³, Ростислав Сергеевич Стариков⁴, Павел Аркадьевич Черёмхин⁵✉

1, 2, 3, 4, 5 Национальный исследовательский ядерный университет «МИФИ», Москва, Россия

¹k1121@mail.ru, <https://orcid.org/0000-0003-3515-5822>

²holo_mephi@mail.ru, <https://orcid.org/0000-0003-3667-8262>

³velana1511@mail.ru, <https://orcid.org/0000-0002-4964-5892>

⁴rstarikov@mail.ru, <https://orcid.org/0000-0002-7369-1565>

⁵cheremhinpavel@mail.ru✉, <https://orcid.org/0000-0003-3556-2663>

Аннотация. Рассмотрены оптические методы и технологии, позволяющие регистрировать, преобразовывать, хранить, передавать и воспроизводить огромные массивы информации. Распространёнными носителями экспериментально зарегистрированной информации являются цифровые голограммы, записанные с применением фотоаппаратуры различного типа. Размеры файлов цифровых голограмм составляют несколько десятков мегабайт, поэтому для хранения и передачи архивов голографических данных по каналам связи возникает необходимость в компрессии голограмм. Одним из возможных вариантов уменьшения размеров голограмм является их бинаризация. Для бинаризации предложен итеративный адаптивный метод подбора весовых коэффициентов операции диффузии ошибки. Метод апробирован на оптически зарегистрированных цифровых голограммах при различных условиях записи. Оценено качество измеренных объектов как численными методами восстановления изображений, так и после отображения цифровых голограмм на микрозеркальном модуляторе света. Предложенный метод можно использовать как для сжатия и хранения голографических данных, так и при измерении характеристик и формы микро- и макрообъектов, а также для оперативного оптического восстановления изображений с использованием микрозеркального модулятора света.

Ключевые слова: цифровая голография, оптическая обработка информации, бинаризация изображения, цифровая камера, микрозеркальный модулятор света, операция диффузии ошибки

Финансирование: работа выполнена при финансовой поддержке Российского научного фонда (РНФ), грант № 20-79-00291.

Для цитирования: Евтихийев Н. Н., Родин В. Г., Савченкова Е. А., Стариков Р. С., Черёмхин П. А. Адаптивный итеративный метод подбора весовых коэффициентов операции диффузии ошибки для бинаризации цифровых голограмм // Измерительная техника. 2022. № 6. С. 41–45. <https://doi.org/10.32446/0368-1025it.2022-6-41-45>

Adaptive iterative method of selecting weight coefficients for digital holograms binarization using error diffusion

Nikolay N. Evtikhiev¹, Vladislav G. Rodin², Ekaterina A. Savchenkova³, Rostislav S. Starikov⁴, Pavel A. Cheremkhin⁵✉

1, 2, 3, 4, 5 National Research Nuclear University MEPhI (Moscow Engineering Physics Institute), Moscow, Russia

¹k1121@mail.ru, <https://orcid.org/0000-0003-3515-5822>

²holo_mephi@mail.ru, <https://orcid.org/0000-0003-3667-8262>

³velana1511@mail.ru, <https://orcid.org/0000-0002-4964-5892>

⁴rstarikov@mail.ru, <https://orcid.org/0000-0002-7369-1565>

⁵cheremhinpavel@mail.ru*, <https://orcid.org/0000-0003-3556-2663>

Abstract. The development of optical methods and technologies allows to register, transform, store, transmit and reconstruct large amounts of information. One of the most common carriers of experimentally recorded information is digital holograms, which are recorded using photoregisters of various types. The size of digital hologram files is several tens of megabytes, so for the storage and transmission of holographic data via communication channels, holograms should be compressed. Binarization is one of the options for reducing the holograms size. In this work, a binarization method is proposed. It uses iterative adaptive selection of weight coefficients of the error diffusion procedure. The method has been tested on optically digital holograms that were recorded under various conditions.

Quality of reconstructed images was estimated both numerically and optically after digital holograms displaying using a digital micromirror device. The proposed method can be used for compressing and storing holographic data, for measuring the characteristics and shape of micro- and macroobjects, for fast optical image reconstruction using a digital micromirror device, etc.

Keywords: digital holography; optical information processing; image binarization; digital camera; digital micromirror devices; error diffusion

Financial Support: the work was supported by the Russian Science Foundation (RSF), Grant no. 20-79-00291.

Введение. Цифровая голография позволяет регистрировать и восстанавливать информацию о характеристиках объектов и 3D-сцен: форме, показателе преломления и отражения, температуре, плотности, степени шероховатости поверхности и др. [1] Размеры файлов цифровых голограмм составляют несколько десятков мегабайт, поэтому при хранении и передаче архивов голографических данных по каналам связи [2] возникает необходимость в компрессии цифровых голограмм [3–4]. Одним из возможных вариантов уменьшения размеров голограмм является их бинаризация [5–8]. Бинаризация также необходима для оперативного оптического восстановления изображений [9] с голограмм с помощью микрзеркального модулятора света, который имеет бинарный тип модуляции излучения и может отображать кадры (голограммы) с высокой частотой [10]. Однако при обработке цифровых голограмм необходимо учитывать параметры регистрирующих устройств и оценивать визуальное качество не самой голограммы, а восстановленного с неё изображения объекта.

К числу наиболее распространённых методов бинаризации относятся: бинаризация по глобальному и локальному порогам [5, 6, 11, 12] и операция диффузии ошибки [7, 8, 13–17]. Операция диффузии ошибки обычно является одношаговым

методом бинаризации, обеспечивающим приемлемое качество восстановленного изображения. Данный алгоритм основан на распространении некоторого значения (ошибки) между пикселями голограммы с учётом значений весовых коэффициентов. За направление и значение распространяемой ошибки отвечает матрица весовых коэффициентов. Существует множество различных реализаций операции диффузии ошибки, и для каждой реализации матрица имеет индивидуальный вид [8].

Цель исследования – разработать метод бинаризации оптически зарегистрированных цифровых голограмм, который позволит улучшить качество восстановленных изображений по сравнению со стандартным методом бинаризации. Метод должен быть апробирован на оптически зарегистрированных цифровых голограммах как при численном восстановлении изображений, так и при оптических измерениях.

Экспериментальная запись цифровых голограмм. В настоящем исследовании используем оптически зарегистрированные внеосевые цифровые голограммы плоских объектов и 3D-сцен отражающего типа. Основные элементы голографической установки представлены на рис. 1. Источник излучения – лазер Nd:YAG (532 нм, 50 мВт). Объектный и плоский опорный пучки формируют интерференционную картину, которая регистрируется научной цифровой камерой Megaplus II ES11000 (ПЗС-матрица, 4008×2672 пикселей, размер пикселя 9×9 мкм). В результате получим цифровые голограммы размером 2048×2048 пикселей. На рис. 2, а представлен фрагмент (размером 128×128 пикселей) оптически зарегистрированной цифровой голограммы Френеля в полутоновом виде.

Изображения объектов восстановим моделированием распространения излучения из плоскости голограммы до плоскости исследуемого объекта методом прямого расчёта дифракции (преобразованием Френеля) [18]:

$$O(x, y, z) = \frac{\exp(ikz)}{i\lambda z} \exp\left(\frac{ik(x^2 + y^2)}{2z}\right) \times \times FFT\left\{O(u, v, 0) \exp\left(\frac{ik(u^2 + v^2)}{2z}\right)\right\}, \quad (1)$$

где $O(x, y, z)$, $O(u, v, 0)$ – объектная волна соответственно в плоскости объекта и голограммы ($z=0$); (u, v) , (x, y) – координаты в плоскостях соответственно объекта и голограммы; k – волновое число; z – расстояние между объектом и голограммой; FFT – быстрое преобразование Фурье.

Восстановленное изображение исследуемого объекта (3D-сцены монеты) с голограммы (см. рис. 2, а) представлено на рис. 2, б. Глубина сцены – 1 мм, расстояние от объекта до голограммы – 990 мм. Поскольку использовали внеосевую

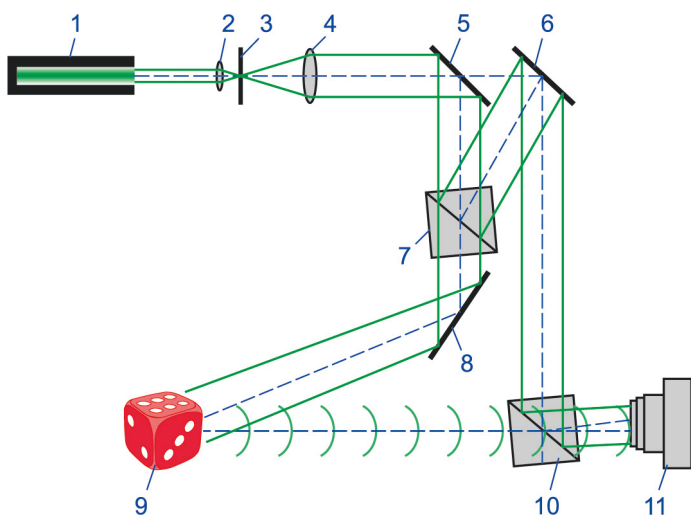


Рис. 1. Схема экспериментальной установки по записи цифровых голограмм:

1 – лазер; 2, 4 – линзы; 3 – диафрагма; 5, 6, 8 – зеркала; 7, 10 – светоделительные кубы; 9 – исследуемый объект; 11 – цифровая камера

Fig. 1. Scheme of the experimental setup for recording digital holograms: 1 – laser; 2, 4 – lenses; 3 – pinhole; 5, 6, 8 – mirrors; 7, 10 – beam-splitting cubes; 9 – investigated object; 11 – digital camera

схему регистрации голограмм, то изображение объекта не пересекалось с нежелательными порядками дифракции.

Адаптивный итеративный метод подбора весовых коэффициентов операции диффузии ошибки для бинаризации цифровых голограмм. Стандартная бинаризация голограмм на основе операции диффузии ошибки происходит в результате последовательного сравнения значений интенсивности каждого пиксела голограммы с некоторым пороговым значением [8]. Если пороговое значение превышает значение интенсивности пиксела голограммы, то данному пикселу присваивается значение «0». В противоположном случае пикселу присваивается значение «1». Разница между пороговым значением и значением интенсивности конкретного пиксела является значением ошибки для данного пиксела. Данное значение ошибки распределяется среди соседних с рассматриваемым пикселем с учётом некоторых коэффициентов, значения которых задаются матрицей весовых коэффициентов.

Разработанный адаптивный итеративный метод подбора весовых коэффициентов операции диффузии ошибки для бинаризации цифровых голограмм основан на итеративном изменении матрицы весовых коэффициентов, используемой для операции диффузии ошибки, и последовательной оценке качества восстановленного изображения с голограммы при каждой итерации.

Алгоритм разработанного метода состоит в следующем: оценка качества восстановления изображения исследуемого объекта в случае использования некоторой исходной матрицы весовых коэффициентов;

последовательное изменение значений каждого весового коэффициента матрицы (например, от верхнего левого угла матрицы до нижнего правого): 1) если качество восстановления изображения улучшается (т. е. значение метрики оценки качества увеличивается) при изменении значения конкретного весового коэффициента, то значение этого весового коэффициента сохраняется; 2) если качество восстановления изображения снижается, то сохраняется предыдущее значение данного весового коэффициента.

Изменение одного весового коэффициента является одной итерацией. Число итераций может превышать число весовых коэффициентов матрицы, так как можно заново изменять значения после полного завершения обхода всех коэффициентов. Таким образом итеративно формируется матрица весовых коэффициентов, обеспечивающая наиболее высокое качество восстановления изображений с бинаризованных голограмм.

Для задач бинаризации оптически зарегистрированных цифровых голограмм реализовано 30 методов на основе операции диффузии ошибки [8], использующих классические, точечные и диагональные матрицы весовых коэффициентов. Для указанных

методов проведён анализ влияния вида матрицы на качество восстановления изображений с бинаризованных голограмм [8, 19]. Получено, что наиболее высокое качество восстановления достигается при использовании матриц с 9 элементами и более. При этом для различных матриц с одинаковым количеством весовых коэффициентов получены схожие результаты.

В соответствии с проведённым анализом авторы разработали матрицы с большим (9 и более) количеством элементов: на рис. 3 представлены примеры подобных разработанных матриц с числом коэффициентов 12 (а), 24 (б) и 34 (в). Данные матрицы используем в качестве исходных в нижеописанных экспериментах по бинаризации голограмм разработанным методом.

Мера оценки качества восстановленных изображений.

В качестве метрики оценки качества восстановленного изображения с бинаризованных голограмм примем значение пикового отношения сигнал/шум $PSNR$ [20]. Оно определяется для изображения объекта, восстановленного с бинаризованной голограммы, относительно изображения, восстановленного с оригинальной полутоновой голограммы. Значение $PSNR$ для двух изображений $B(i, j)$, $O(i, j)$ размером

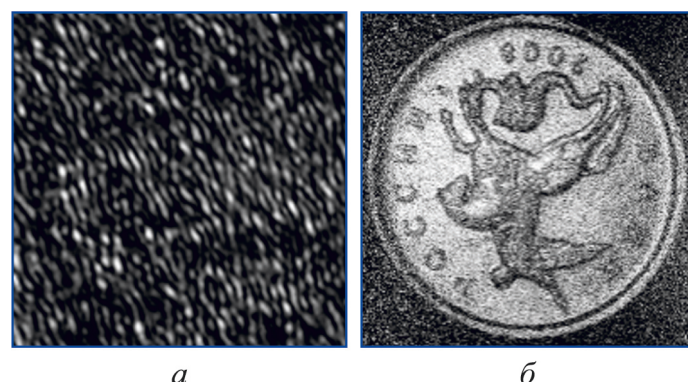


Рис. 2. Фрагмент оптически зарегистрированной цифровой голограммы (а) и соответствующее восстановленное изображение (б)

Fig. 2. A fragment of a optically registered digital hologram (a) and the corresponding reconstructed image (b)

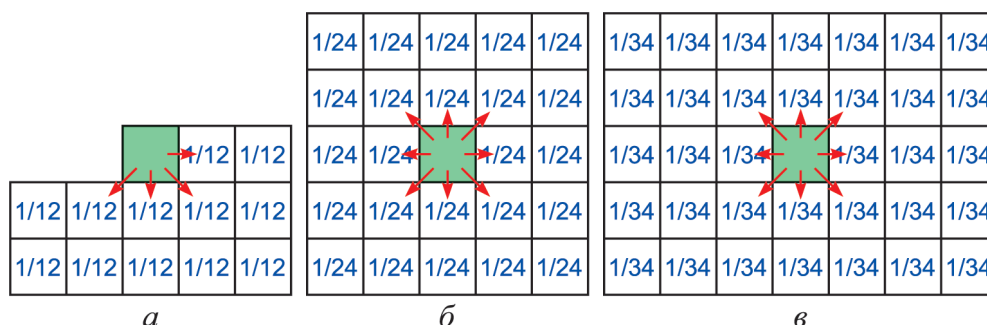


Рис. 3. Исходные матрицы операции диффузии ошибки с 12 (а), 24 (б) и 34 (в) весовыми коэффициентами для разработанного метода

Fig. 3. Initial matrices with 12 (a), 24 (b), and 34 (c) weights of error diffusion procedure for the proposed method

$M \times N$ пикселей вычислим с использованием среднеквадратического отклонения (СКО) σ :

$$\sigma = \frac{1}{MN} \sum_{i=0}^{M-1} \sum_{j=0}^{N-1} |O(i, j) - B(i, j)|^2; \quad (2)$$

$$PSNR = 20 \log_{10} (I_{\max} / \sqrt{\sigma}), \quad (3)$$

где $B(i, j)$, $O(i, j)$ – восстановленные изображения объекта соответственно с бинаризованной и оригинальной голограммы; $I_{\max}$ – максимальное значение интенсивности пикселей изображения $O(i, j)$.

Например, в случае 8-битных изображений $I_{\max} = 255$. $PSNR$ позволяет определить степень различий между изображениями, когда одно изображение (восстановленное с бинаризованной голограммы) можно считать худшей по качеству версией другого. Чем больше значение $PSNR$, тем больше степень сходства изображений.

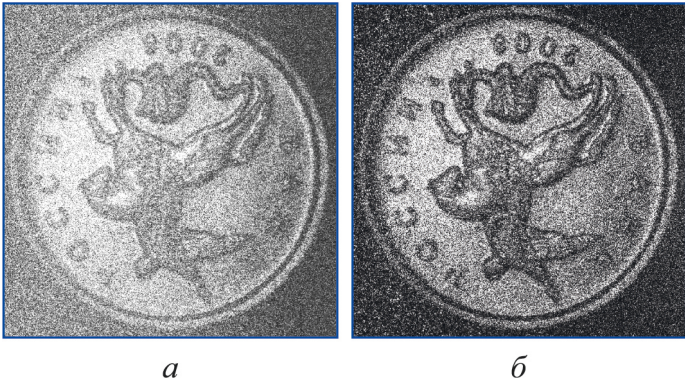


Рис. 4. Примеры изображений, численно восстановленных с голограмм, бинаризованных методом Флойда-Стенберга (а) и разработанным методом (б)

Fig. 4. Examples of numerically reconstructed images from holograms that were binarized by the Floyd-Stenberg method (a) and the proposed method (b)

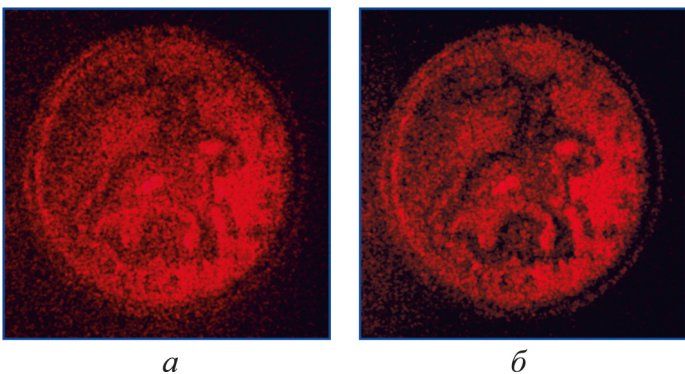


Рис. 5. Оптически восстановленные изображения с цифровых голограмм, бинаризованных методом Флойда-Стенберга (а) и разработанным методом (б) и отображённых на микрозеркальном модуляторе света

Fig. 5. Optically reconstructed images from digital holograms that were binarized by the Floyd-Stenberg method (a) and the proposed method (b) and then displayed on a digital micromirror device

Результаты численных измерений. Проведены численные эксперименты по бинаризации и восстановлению изображений с оптически зарегистрированных голограмм плоских объектов и 3D-сцен. Размер бинаризуемых голограмм варьировался от 256×256 до 2048×2048 пикселей. Оценено качество измеряемых объектов при их восстановлении с бинаризованных голограмм разработанным методом до и после итеративного процесса. Сначала голограммы бинаризовали операцией диффузии ошибки с использованием матриц весовых коэффициентов, представленных на рис. 3. Фактически в рассматриваемом случае происходит оценка качества восстановленных изображений до первой итерации разработанного метода, т. е. в случае применения исходных матриц. Наиболее высокое качество восстановления достигнуто для исходной матрицы с 34 коэффициентами (см. рис. 3, е).

Далее проанализируем разработанный метод после завершения итеративного процесса. Используем различные стандартные и сформированные матрицы весовых коэффициентов. Оценим влияние количества итераций на качество восстановленных изображений. Для этого проанализируем номера итераций, когда качество восстановления перестает увеличиваться (т. е. когда итеративный процесс начинает стагнировать). Исходя из этого оптимальное количество итераций, обеспечивающее максимальные значения $PSNR$, автоматически определялось для каждой конкретной исходной матрицы весовых коэффициентов. С точки зрения соотношения качества восстановленных изображений и скорости обработки голограмм для большинства матриц оптимальным можно считать количество итераций, которое в 4 и более раз превышает количество коэффициентов матрицы.

На рис. 4 приведены примеры восстановленных изображений с голограмм. На рис. 4, а голограмма бинаризована методом Флойда-Стенберга [13] на основе стандартной матрицы весовых коэффициентов операции диффузии ошибки, на рис. 4, б – разработанным методом с использованием в качестве исходной матрицы весовых коэффициентов, изображённой на рис. 3, е. Для изображения, представленного на рис. 4, а, значение $PSNR$ составило 37,0 дБ, на рис. 4, б – 43,2 дБ, т. е. для данной голограммы качество восстановления повышено на 17 %.

По результатам выборки из 10 бинаризуемых голограмм получено среднее повышение качества на (15 ± 2) %. Таким образом, предложенный метод обеспечил повышение качества восстановленного изображения объекта по сравнению со стандартным методом бинаризации на основе операции диффузии ошибки.

Результаты оптических измерений. Для проведения оптических измерений параметров объектов, восстановленных с бинаризованных голограмм, голограммы отображали на микрозеркальном модуляторе света DLP9500BFLN (размер 1920×1080 пикселей, частота отображения кадров до 23 кГц, размер пиксела $10,8 \times 10,8$ мкм). В качестве источника излучения использовали гелий-неоновый лазер (633 нм, 10 мВт). Для снижения спекл-шума применяли деспеклер Optotune LSR-3010. Микрообъектив, фильтрующая диафрагма и коллимирующий

объектив увеличивали диаметр пучка излучения, который освещал экран микродзеркального модулятора. Беззеркальная цифровая камера Canon EOS M100 (КМОП-матрица, 6024×4020 пикселей, размер пикселя 3,7×3,7 мкм) регистрировала полученные оптически восстановленные изображения. Примеры измеренных оптически восстановленных изображений представлены на рис. 5. Голограмма бинаризована стандартным методом Флойда-Стенберга [13] (рис. 5, а), а также разработанным методом (рис. 5, б) с использованием в качестве исходной матрицы весовых коэффициентов, изображенной на рис. 3, в. Качество изображения повышено по метрике *PSNR* на 16 %.

Таким образом, результаты оптической реконструкции подтверждают численные измерения по улучшению качества изображений объектов, восстановленных с бинаризованных голограмм разработанным методом.

Заключение. Разработан итеративный адаптивный метод подбора весовых коэффициентов операции диффузии ошибки для бинаризации цифровых голограмм. Метод апробирован на численно восстановленных и оптически измеренных изображениях отражающих объектов, восстановленных с экспериментально зарегистрированных цифровых голограмм. Применение метода обеспечило повышение качества восстановления по сравнению со стандартным методом бинаризации на основе операции диффузии ошибки.

Полученные результаты можно использовать в задачах регистрации, преобразования, хранения и оперативной передачи цифровых голограмм и интерференционных картин, при восстановлении изображений, а также при измерении параметров и формы объектов и 3D-сцен.

Список источников / References

1. Schnars U., Falldorf C., Watson J., Jüptner W., *Digital Holography and Wavefront Sensing: Principles, Techniques and Applications*, Springer-Verlag, 2015, 226 p. <https://doi.org/10.1007/978-3-662-44693-5>
2. Шойдин С. А., Пазов А. Л. Способ дистанционного формирования голографической записи // *Автометрия*. 2021. Т. 57, № 1. С. 92–102. <https://doi.org/10.15372/AUT20210110> [Shoidin S. A., Pazoov A. L., *Optoelectronics, Instrumentation and Data Processing*, 2021, vol. 57, no. 1, pp. 80–88. <https://doi.org/10.3103/S8756699021010118>].
3. Gómez-Valencia E. M., Trejos S., Velez-Zea A., Barrera-Ramírez J. F., Torroba R., *J. Opt.*, 2021, vol. 23 (7), 075702. <https://doi.org/10.1088/2040-8986/ac0874>
4. Cheremkhin P. A., Kurbatova E. A., *Sci. Rep.*, 2019, vol. 9, 7561. <https://doi.org/10.1038/s41598-019-44119-0>
5. Liu Z., Watson J., Allen A., *IEEE J. Ocean Eng.*, 2018, vol. 43, pp. 83–92. <https://doi.org/10.1109/JOE.2017.2690537>
6. Naughton T. J., Frauel Y., Javidi B., Tajahuerce E., *Appl. Opt.*, 2002, vol. 41, pp. 4124–4132. <https://doi.org/10.1364/AO.41.004124>
7. Min K., Park J. H., *Opt. Express*, 2020, vol. 28, pp. 38140–38154. <https://doi.org/10.1364/OE.411312>
8. Cheremkhin P. A., Kurbatova E. A., Evtikhiev N. N., Krasnov V. V., Rodin V. G., Starikov R. S., *J. Opt.*, 2021, vol. 23, 075703. <https://doi.org/10.1088/2040-8986/ac05d1>
9. Евтихьев Н. Н., Краснов В. В., Рябцев И. П., Родин В. Г., Стариков Р. С., Черёмхин П. А. Измерение модуляции фазового жидкокристаллического модулятора света Santec SLM-200 и анализ его применимости для реконструкции изображений с дифракционных элементов // *Измерительная техника*. 2021. № 5. С. 4–8. <https://doi.org/10.32446/0368-1025it.2021-5-4-8> [Evtikhiev N. N., Krasnov V. V., Ryabcev I. P., Rodin V. G., Starikov R. S., Cheremkhin P. A., *Measurement Techniques*, 2021, vol. 64, no. 5, pp. 346–351. <https://doi.org/10.1007/s11018-021-01940-2>].
10. Гибин И. С., Козик В. И., Нежевенко Е. С. Генерация изображений в инфракрасном диапазоне на основе микродзеркальных технологий // *Автометрия*. 2020. Т. 56. № 1. С. 3–12. <https://doi.org/10.15372/AUT20200101> [Gibin I. S., Kozik V. I., Nezhvenko E. S., *Optoelectronics, Instrumentation and Data Processing*, 2020, vol. 56, no. 1, pp. 1–9. <https://doi.org/10.3103/S875669902001001X>].
11. Cheremkhin P. A., Kurbatova E. A., *Opt. Lasers Eng.*, 2019, vol. 115, pp. 119–130. <https://doi.org/10.1016/j.optlaseng.2018.11.019>
12. Никитаев В. Г., Проничев А. Н., Тамразова О. Б., Сергеев В. Ю., Отченашенко А. И., Дружинина Е. А., Козырева А. В., Соломатин М. А., Козлов В. С. Модель выделения структурных элементов – линий – на цифровых изображениях в онкодерматологии // *Измерительная техника*. 2021. № 6. С. 66–71. <https://doi.org/10.32446/0368-1025it.2021-6-66-71> [Nikitayev V. G., Pronichev A. N., Tamrazova O. B., Sergeev V. Yu., Otchenashenko A. I., Druzhinina E. A., Kozyreva A. V., Solomatina M. A., Kozlov V. S., *Measurement Techniques*, 2021, vol. 64, pp. 516–521. <https://doi.org/10.1007/s11018-021-01962-w>].
13. Floyd R. W., Steinberg L., An adaptive algorithm for spatial grey scale, *Proc. Soc. Inf. Disp.*, 1976, vol. 17, pp. 75–77.
14. Liu K., He Z., Cao L., *Chin. Opt. Lett.*, 2021, vol. 9, 050501. <https://doi.org/10.3788/COL202119.050501>
15. Knuth D. E., *ACM Trans. Grap.*, 1987, vol. 6, no. 4, pp. 245–273. <https://doi.org/10.1145/35039.35040>
16. Курбатова Е. А., Родин В. Г., Черёмхин П. А. Итеративная бинаризация цифровых голограмм с применением метода диффузии ошибки // *Автометрия*. 2020. Т. 56. № 2. С. 118–125. <https://doi.org/10.15372/AUT20200213> [Kurbatova E. A., Rodin V. G., Cheremkhin P. A., *Optoelectronics, Instrumentation and Data Processing*, 2020, vol. 56, no. 2, pp. 205–211. <https://doi.org/10.3103/S8756699020020120>].
17. Yang G., Jiao S., Liu J.-P., Lei T., Yuan X., *Appl. Opt.*, 2019, vol. 58, pp. 5547–5555. <https://doi.org/10.1364/AO.58.005547>
18. Verrier N., Atlan M., *Appl. Opt.* 2011, vol. 50, pp. H136–H146. <https://doi.org/10.1364/AO.50.00H136>
19. Cheremkhin P. A., Evtikhiev N. N., Kurbatova E. A., Krasnov V. V., Rodin V. G., Starikov R. S., *J. Imaging*, 2022, vol. 8 (2), 15. <https://doi.org/10.3390/jimaging8020015>
20. Huynh-Thu Q., Ghanbari M., *Electron. Lett.*, 2008, vol. 44, pp. 800–801. <https://doi.org/10.1049/el:20080522>

Статья поступила в редакцию 11.05.2022; одобрена после рецензирования 13.05.2022; принята к публикации 18.05.2022.
The article was submitted 11.05.2022; approved after reviewing 13.05.2022; accepted for publication 18.05.2022.

Совершенствование методики измерений распределения температуры полимерных композитных листовых материалов при нагреве микроволновым излучением

Александр Владимирович Мамонтов¹, Владимир Николаевич Нефёдов^{2✉}, Сергей Анатольевич Хриткин³

^{1, 3} Научно-исследовательский институт перспективных материалов и технологий, Москва, Россия

² Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Москва, Россия

¹niipmt@mail.ru, <https://orcid.org/0000-0002-4229-0734>

²6034348@mail.ru[✉], <https://orcid.org/0000-0001-9753-7389>

³s.khritkin@yandex.ru, <https://orcid.org/0000-0002-6941-4725>

Аннотация. Рассмотрена актуальная задача снижения энергетических затрат и ускорения технологического процесса тепловой обработки листового полимерного композитного материала. Показано, что для решения поставленной задачи целесообразно использовать микроволновое излучение в качестве источника тепловой энергии. Описаны основные преимущества микроволнового метода тепловой обработки листового полимерного композитного материала по сравнению с традиционными методами. Разработана конструкция микроволновой установки непрерывного действия, в которой энергия электромагнитного поля распространяется перпендикулярно направлению движения материала. Предложенная установка формирует равномерное распределение температуры в объёме листового композитного материала, что позволяет получать изделия с более высокими физико-механическими характеристиками. Для расчёта распределения температуры по толщине листового материала использован метод теории электромагнитного поля, а для распределения температуры материала по длине – метод нагруженных длинных линий, учитывающий изменение диэлектрических параметров композитного материала от температуры. Предложена методика измерения распределения температуры листового полимерного материала. Представлены результаты теоретических и экспериментальных исследований распределения температуры по ширине и толщине листового полимерного материала шириной 500 мм, толщиной 30 мм и плотностью 2400 кг/м³ на частоте колебаний электромагнитного поля 2450 МГц. Показана высокая эффективность применения микроволнового излучения для технологических процессов тепловой обработки листового полимерного композитного материала. Технологии на основе микроволнового излучения будут полезны при тепловой обработке изделий из бетона, пенобетона, а также полимерных композитных материалов на основе углеродных или базальтовых нитей со связующим – термореактивными эпоксидными смолами.

Ключевые слова: микроволновая установка, распределение температуры, полимерный композитный материал, волновод, замедляющая система, источник микроволнового излучения

Финансирование: работа выполнена при поддержке Минобрнауки России в рамках государственного задания FNER-2022-0002.

Для цитирования: Мамонтов А. В., Нефёдов В. Н., Хриткин С. А. Совершенствование методики измерений распределения температуры полимерных композитных листовых материалов при нагреве микроволновым излучением // Измерительная техника. 2022. № 6. С. 46–51. <https://doi.org/10.32446/0368-1025it.2022-6-46-51>

Improvement of the method of measuring the temperature distribution of polymer composite sheet materials when heated by microwave radiation

Alexandr V. Mamontov¹, Vladimir N. Nefedov^{2✉}, Sergey A. Khritkin³

^{1, 3} Research Institute of Advanced Materials and Technology, Moscow, Russia

² National Research University Higher School of Economics, Moscow, Russia

¹niipmt@mail.ru, <https://orcid.org/0000-0002-4229-0734>

²6034348@mail.ru[✉], <https://orcid.org/0000-0001-9753-7389>

³s.khritkin@yandex.ru, <https://orcid.org/0000-0002-6941-4725>

Abstract. The actual problem of accelerating and reducing the energy costs of the sheet polymer composite material heat treatment technological process is considered. It is shown that to solve this problem, it is advisable to use the microwave radiation energy as a heating source. The main advantages of the microwave method of the sheet polymer composite

material heat treatment in comparison with traditional methods are considered. The design of a continuous-acting microwave installation with transverse interaction has been developed, which forms a uniform temperature distribution in the volume of sheet composite material, which makes it possible to obtain products with higher physical and mechanical characteristics. To calculate the temperature distributions over the width and thickness of the sheet material, the model and the method of loaded long lines are used, respectively, taking into account the change in the dielectric parameters of the composite material from temperature, and the theory of the electromagnetic field. A method for measuring the temperature distribution of a sheet polymer material is proposed. The results of theoretical and experimental studies of the temperature distribution over the width and thickness of a sheet polymer material with a width of 500 mm and a thickness of 30 mm, a density of 2400 kg/m³ at the frequency of electromagnetic field oscillations of 2450 MHz are presented. The obtained experimental results showed a high efficiency of microwave radiation usage for technological processes of the sheet polymer composite material heat treatment. Technologies that use microwave radiation can be applied for heat treatment of products made of concrete, foam concrete, as well as polymer composite materials based on carbon or basalt filaments, and thermosetting epoxy resins as a binder.

Keywords: microwave installation, temperature distribution, polymer composite material, waveguide, slowing system, microwave radiation source

Financial Support: the work was supported by the Russian Ministry of Education and Science, the state task FNER-2022-0002.

Введение. В различных отраслях промышленности, таких как судо-, ракето-, автомобиле- и самолётостроение, а также в строительной индустрии широко применяются листовые полимерные композитные материалы. Основу листовых полимерных композитных материалов составляют стеклянные, базальтовые или углеродные волокна, которые связаны между собой термореактивными эпоксидными смолами. Листовые полимерные композитные материалы не подвержены коррозии, а также обладают малым удельным весом, высокой прочностью и не подвержены коррозии [1–3]. Основная проблема производства листовых полимерных композитных материалов связана со снижением энергетических затрат технологического процесса и повышением прочностных характеристик получаемых изделий.

Традиционные методы тепловой обработки листовых полимерных композитных материалов включают два основных этапа технологического процесса [4–6]:

нагрев листового полимерного композитного материала с использованием различных электронагревательных установок до оптимального значения температуры 180 °С;

поддержание оптимального значения температуры листового полимерного композитного материала в течение времени, необходимого для полного отверждения полимерного связующего.

Листовой полимерный композитный материал обладает низкой теплопроводностью. Традиционные методы нагрева до оптимального значения температуры сопровождаются большими затратами энергии и времени. Перепад температуры между внешними и внутренними слоями материала не позволяет реализовать высокую скорость технологического процесса, а возникающие внутренние напряжения между внешними и внутренними слоями нагреваемого материала приводят к различным дефектам внутренней структуры и уменьшают прочностные характеристики получаемых изделий [2–4].

Один из альтернативных методов тепловой обработки полимерных композитных материалов связан с использованием микроволнового излучения в качестве источника тепловой энергии [7–10]. Микроволновый метод позволяет снизить затраты электроэнергии, увеличить скорость технологического процесса, повысить однородность структуры

обрабатываемого материала, плотность и прочность получаемых изделий [11–14]. Обрабатываемый листовый материал располагают в коробе из теплоизоляционного материала с малыми диэлектрическими потерями, например фторопласта, что позволяет снизить энергопотребление технологического процесса ввиду отсутствия теплоотдачи в окружающее пространство. Кроме того, диэлектрический короб играет роль термоса в течение времени, необходимого для отверждения полимерного связующего.

В научных публикациях [11, 12, 14] представлены результаты воздействия микроволнового излучения на свойства эпоксидных смол. Под воздействием микроволнового излучения повышаются однородность, плотность, прочностные характеристики полимерного композитного материала (модуль упругости на изгиб и предел прочности на растяжение) по сравнению с отверждением традиционными методами [13]. Результаты экспериментальных исследований отверждения полимерных композитных материалов получены на микроволновых установках с частотой колебаний электромагнитного поля 2450 МГц [13].

Цель исследования – разработка конструкции микроволновой установки, обеспечивающей равномерное распределение температуры по объёму листового композитного материала, и методики измерения распределения температуры.

Описание конструкции микроволновой установки. В [15] рассмотрена конструкция сверхвысокочастотного устройства для равномерного нагрева листовых материалов, приведены расчётные и экспериментальные результаты распределения температуры по толщине обрабатываемого материала. Авторами настоящей статьи предложена конструкция микроволновой установки непрерывного действия, принципиально отличающейся от описанной в [15]. Установка мощностью 4,8 кВт на частоте колебаний электромагнитного поля 2450 МГц предназначена для тепловой обработки полимерных композитных листовых материалов на основе стеклянных волокон толщиной 30 мм и шириной 500 мм. Оптимальное значение температуры отверждения композитного материала 180 °С. Основное конструктивное отличие предлагаемой установки состоит в изменении ширины узкой стенки волноводов по определённому закону

для более равномерного нагрева обрабатываемого материала. Для повышения эффективности работы микроволновой установки полимерный композитный материал помещён в теплоизоляционный радиопрозрачный материал. С целью обеспечения безопасной работы обслуживающего персонала предложенная микроволновая установка на входе и выходе снабжена специальными устройствами (шлюзами), которые препятствуют выходу микроволнового излучения.

Микроволновая установка состоит из двух модулей, а модули – из одинаковых по конструкции и параметрам секций, в которых энергия электромагнитного поля распространяется перпендикулярно направлению движения листового материала. Каждая секция содержит электродинамическую систему, которая с одной стороны согласована с источником микроволнового излучения, а с другой – с водяной нагрузкой с датчиком регистрации проходящей мощности, установленным для контроля технологического процесса.

Электродинамические системы первого и второго модулей установки создают взаимодополняющие распределения температуры по ширине и толщине листового материала (по направлению движения материала), за счёт чего достигается равномерное распределение температуры по объёму материала на выходе микроволновой установки.

На рис. 1 схематически представлено продольное сечение микроволновой установки. Первый модуль образован двумя секциями, в качестве электродинамических систем используются прямоугольные волноводы, работающие на

основном типе волны H_{10} , что обеспечивает максимальное значение температуры в центре листового материала и её уменьшение на поверхности материала. Ширина узких стенок прямоугольных волноводов изменяется в направлении распространения энергии электромагнитного поля для поддержания постоянства мощности, выделяемой в единицу объёма обрабатываемого материала. Такое техническое решение позволяет обеспечить постоянное распределение температуры по ширине обрабатываемого листового материала [16].

Второй модуль состоит из четырёх секций на основе замедляющих систем и обеспечивает максимальное значение температуры на поверхности листового материала и минимальное в его центре. В направлении распространения энергии микроволнового излучения температура листового материала изменяется по экспоненциальному закону. Сложение экспоненциальных зависимостей распределения температуры по ширине листового материала в направлении распространения энергии электромагнитного поля удовлетворяет требованиям технологического процесса.

Принцип работы микроволновой установки. Микроволновая установка работает следующим образом. Сформированный листовый полимерный композитный материал 1 (см. рис. 1) поступает в короб 2, расположенный вдоль рабочей области микроволновой установки и выполненный из теплоизоляционного материала с малыми диэлектрическими потерями, например фторопласта.

На входе и выходе микроволновой установки размещаются шлюзовые камеры, шлюзы 3 которых предотвращают выход микроволнового излучения наружу. Конструкция применяемых в устройстве шлюзов защищена патентом РФ [17].

Листовой материал в коробе, пройдя входную шлюзовую камеру, поступает через середины широких стенок прямоугольных волноводов 4 и четыре секции на основе замедляющих систем 5, где подвергается термической обработке под воздействием микроволнового излучения. Затем листовый материал через выходную шлюзовую камеру направляется к выходу микроволновой установки.

Каркас внутри шлюзовой камеры, на который намотана заполненная водой трубка 6 из материала с малыми диэлектрическими потерями (например, полихлорвинила), необходим для поглощения микроволнового излучения. Между трубкой и внешней поверхностью шлюзовой камеры расположены металлические пластины 7. Микроволновое излучение, попадая между металлическими пластинами, испытывает многократные отражения и поглощается циркулирующей в трубке водой [17].

На рис. 1 обозначены скорость v движения материала, толщина d и ширина l листового материала, ширина a широкой стенки волновода.

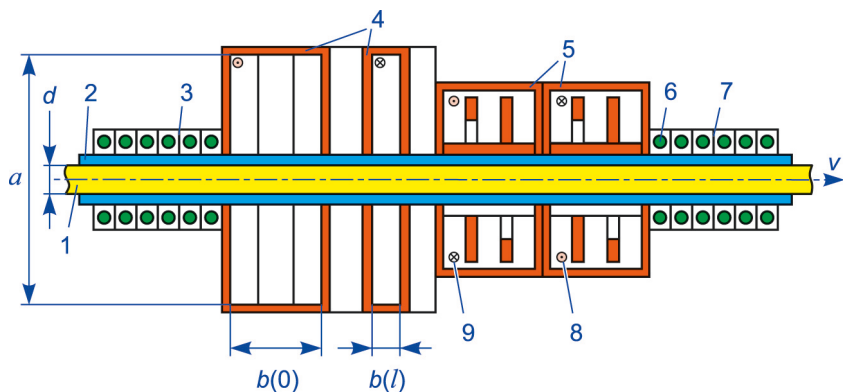


Рис. 1. Продольное сечение микроволновой установки для равномерного нагрева листовых полимерных композитных материалов:

1 – листовый материал; 2 – короб; 3 – шлюзы; 4 – прямоугольный волновод с изменяющейся шириной узкой стенки от $b(0)$ на входе до $b(l)$ на выходе волновода; 5 – замедляющая система; 6 – трубка с водой из материала с малыми диэлектрическими потерями; 7 – металлические пластины; 8, 9 – направления распространения энергии электромагнитного поля в секциях микроволновой установки

Fig. 1. Longitudinal section of a microwave installation for the uniform sheet polymer composite materials heating:

1 – formed sheet material; 2 – a box made of a heat-insulating material with low dielectric losses; 3 – gateways that prevent the leakage of microwave radiation from the installation to the surrounding space; 4 – a rectangular waveguide with a variable narrow wall width from $b(0)$ at the input to $b(l)$ at the output of the waveguide; 5 – slow-wave structure; 6 – a water tube made of a material with low dielectric losses; 7 – metal plates; 8, 9 – the direction of the electromagnetic field energy propagation in the sections of the microwave installation

Модель и метод расчёта температуры листового материала. В качестве эквивалентной модели каждой секции микроволновой установки использована нагруженная длинная линия с граничными условиями [16, 18]. Граничное условие для каждой секции заключается в том, что энергия источника микроволнового излучения практически полностью поглощается на ширине l листового полимерного композитного материала. Поскольку отсутствуют тепловое излучение в окружающее пространство и перепад температуры в объёме листового материала, можно не учитывать уравнения тепломассопереноса. Для расчёта распределения температуры по ширине листового материала можно использовать метод нагруженных длинных линий [16, 18]. Метод расчёта распределения температуры по ширине листового материала учитывает линейную зависимость мнимой части относительной диэлектрической проницаемости листового материала от температуры на частоте колебаний электромагнитного поля 2450 МГц [16].

Распределение температуры по толщине листового материала $T(y)$ определяли согласно теории электромагнитного поля. Для электродинамической системы в виде прямоугольного волновода на основном типе колебаний H_{10} распределение в первом приближении имеет вид [19]:

$$T(y) \sim T(0) \sin^2(\pi y/a),$$

где $T(0)$ – температура материала в центре прямоугольного волновода; y – координата в направлении широкой стенки волновода.

Выражение для распределения температуры по толщине листового материала для каждой секции замедляющей системы в первом приближении запишем как [19]:

$$T(y) = T(d/2) \exp[-2kk_3 \sqrt{1 - \varepsilon'/k_3^2} y],$$

где $T(d/2)$ – температура листового материала на поверхности замедляющей системы; ε' – действительная часть относительной диэлектрической проницаемости листового материала; $k = 2\pi/\lambda$ – волновое число свободного пространства; $k_3 = 2\pi/\lambda_3$ – коэффициент замедления; λ, λ_3 – длины волн соответственно в свободном пространстве и замедляющей системе.

Методика и результаты эксперимента. Методика измерения распределения температуры по ширине обрабатываемого материала включала следующие действия:

обработку (нагрев до необходимой температуры) листового композитного материала в микроволновой установке;
отключение энергии источников микроволнового излучения и прекращение движения материала после его выхода из установки;

выполнение в нагретом до оптимальной температуры листовом материале отверстий на равных расстояниях по ширине материала на глубину $d/2$ через каждые 50 мм;

размещение чувствительных элементов термометра в виде термопары в проделанных отверстиях;

измерение температуры в отверстиях материала для получения данных о распределении температуры по ширине материала.

Методика измерения распределения температуры по толщине листового материала включала следующие действия:

обработку (нагрев до необходимой температуры) листового композитного материала в микроволновой установке при его перемещении вдоль микроволновой установки;

отключение энергии источников микроволнового излучения после появления материала на выходе микроволновой установки;

выполнение в нагретом до оптимальной температуры листовом материале отверстий на равных расстояниях при фиксированном значении ширины материала $l/2$ на разную глубину через каждые 5 мм в направлении движения материала;

размещение чувствительных элементов термометра в виде термопары в проделанных отверстиях;

измерение температуры по толщине материала.

На рис. 2, а представлены рассчитанные (1) и измеренные (2) распределения температуры по ширине листового материала, подвергнувшегося микроволновой термической обработке. Их расхождение не превысило 5 °С. Отклонение рассчитанного и измеренного значения температуры от номинального значения температуры по ширине листового материала составило не более 10 °С.

На рис. 2, б представлены рассчитанные (1) и измеренные (2) распределения температуры по толщине листового материала после термической обработки в микроволновой установке; расхождение не превысило 6 °С. Отклонение рассчитанных и измеренных значений температуры от номинального значения температуры по толщине листового материала составило не более 10 °С.

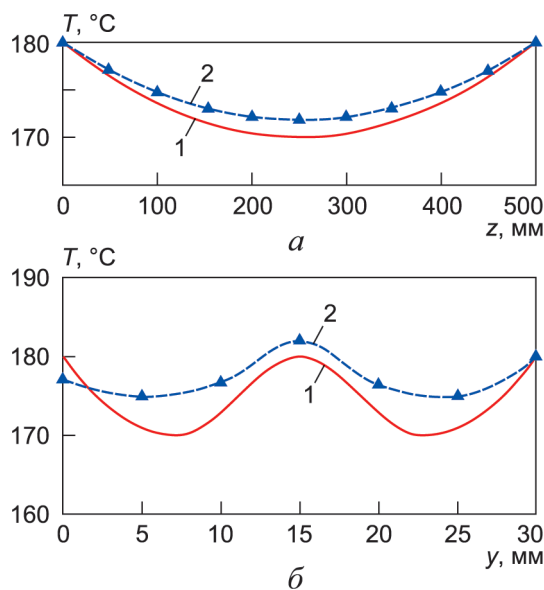


Рис. 2. Рассчитанные (1) и измеренные (2) характеристики распределения температуры по ширине (а) и толщине (б) листового полимерного композитного материала после термической обработки на выходе из микроволновой установки

Fig. 2. Calculated (1) and measured (2) characteristics of the temperature distribution over the width (a) and thickness (b) of the polymer composite sheet material at the output of the microwave installation

Параметры микроволновой установки определяются размерами и характеристиками листового полимерного композитного материала. Проведенные расчёты показали, что для нагрева от 20 °С до 180 °С листового материала толщиной 30 мм, шириной 500 мм, плотностью 2400 кг/м³ и теплоёмкостью 0,8 Дж/(г·°С) необходима мощность микроволновой установки 4,8 кВт при скорости движения материала 1 м/мин на частоте колебаний электромагнитного поля 2450 МГц.

Параметры микроволновой установки
и обрабатываемого материала

Мощность источников микроволнового излучения	4,8 кВт
Рабочая частота колебаний электромагнитного поля	2450 МГц
Ширина широкой стенки волновода	90 мм
Ширина узкой стенки волновода:	
входе	45 мм
на выходе	21 мм
Толщина листового материала	30 мм
Длина электродинамической системы l	500 мм
Скорость движения листового материала	
в микроволновой установке v	1,0 м/мин
Коэффициент замедления	5,0
Температура листового материала:	
начальная	20 °С
конечная	180 °С
Теплоёмкость листового материала	0,8 Дж/(г·°С)
Плотность листового материала	2400 кг/м ³
Коэффициент теплопроводности материала	0,35 Вт/(м·°С)
Относительная диэлектрическая проницаемость	
материала при начальной температуре:	
мнимая часть ϵ''	0,18
действительная часть ϵ'	3,7
Относительная диэлектрическая проницаемость	
материала при конечной температуре:	
мнимая часть ϵ''	0,22
действительная часть ϵ'	4,2

Экспериментально установили, что уровень побочных излучений микроволновой установки на расстоянии 0,5 м от любой точки микроволновой установки не превышал 10 мкВт/см². Это обеспечивало безопасную работу обслуживающего персонала и не нарушало работу рядом стоящего радиотехнического оборудования.

Заключение. Описанный микроволновый метод позволяет снизить энергетические затраты на технологический процесс термической обработки листового полимерного композитного материала по сравнению с традиционными методами нагрева.

Предложенная конструкция микроволновой установки на основе сочетания систем в виде прямоугольных волноводов с изменяющейся шириной узких стенок и замедляющих систем даёт возможность реализовать равномерный нагрев полимерного композитного листового материала и тем самым обеспечить высокие физико-механические характеристики получаемых изделий.

Список источников

1. Кербер М. Л., Виноградов В. М., Головкин Г. С. и др. Полимерные композиционные материалы: структура, свойства, технология: Учебное пособие / Под ред. акад. А. А. Берлина. СПб.: Профессия, 2008. 560 с.
2. Перепёлкин К. Е. Армирующие волокна и волокнистые полимерные композиты: монография. СПб: Научные основы и технологии, 2009. 380 с.
3. Михайлин Ю. А. Специальные полимерные композиционные материалы. СПб: Научные основы и технологии, 2009. 658 с.
4. Петров М. Г. Анализ прочности и долговечности одностороннего стеклопластика с позиций кинетической концепции разрушения // Механика композиционных материалов и конструкций. 2003. Т. 9, № 3. С. 376–397.
5. Михайлин Ю. А. Термоустойчивые полимеры и полимерные материалы. СПб.: Профессия, 2006. 624 с.
6. Колосова А. С., Сокольская М. К., Виткалова И. А., Торлова А. С., Пикалов Е. С. Современные полимерные композиционные материалы и их применение // Международный журнал прикладных и фундаментальных исследований. 2018. № 5-1. С. 245–256.
7. Резник С. В., Румянцев С. А. Математическое моделирование температурного состояния цилиндрических заготовок из полимерных композиционных материалов при СВЧ нагреве // Наука и образование. 2014. № 1. С. 6–21. <https://doi.org/10.7463/0114.0658448>
8. Михайловский К. В., Резник С. В. Прогнозирование температурных режимов процесса отверждения связующего при получении деталей из полимерных композиционных материалов с помощью микроволнового излучения // Тепловые процессы в технике. 2014. Т. 6. № 8. С. 378–384.
9. Дворко И. М. Получение полимерных материалов и изделий отверждением термореактивных композиций под действием электрических полей // Пластические массы. 1998. № 8. С. 16–21.
10. Низкоинтенсивные СВЧ-технологии (проблемы и реализации) / Под ред. Г. А. Морозова и Ю. Е. Седельникова. М.: Радиотехника, 2003. 112 с.
11. Bolasodun B., Nesbitt A., Wikinson A., Day R., Effect Of Curing Method On Physical And Mechanical Properties Of Araldite DLS 772 / 4 4 DDS Epoxy System, *International journal of scientific and Technology research*, 2013, vol. 2, iss. 2, pp. 12–18.
12. Лаврентьев В. А., Калганова С. Г. Применение энергии СВЧ электромагнитных колебаний для воздействия на процесс отверждения эпоксидных смол // Электро- и теплотехнологические процессы и установки: сб. науч. тр. Саратов: Сарат. гос. техн. ун-т, 2005. Т. 2. С. 67–70.
13. Гузева Т. А. Совершенствование технологических режимов отверждения заготовок деталей из органоластиков под действием СВЧ излучения / Автореф. дис. канд. техн. наук (МГТУ им. Н. Э. Баумана, Москва, 2014).
14. Калганова С. Г. Влияние СВЧ воздействия электромагнитного поля на кинетику отверждения эпоксидной смолы //

Вестник Саратовского государственного технического университета. 2006. Т. 1. № 1. С. 90–95.

15. Пат. № 83380 РФ / Д. А. Лоик, А. В. Мамонтов, В. Н. Неведов, М. В. Неведов // Изобретения. Полезные модели. 2009. № 15.

16. Мамонтов А. В., Неведов В. Н., Назаров И. В., Потапова Т. А. Микроволновые технологии: Монография. М.: Научно-исследовательский институт перспективных материалов и технологий Московского института электроники и математики (технического университета), 2008, 308 с.

17. Пат. № 2060600 РФ / В. Н. Неведов, Г. Г. Валеев, С. В. Корнеев, Ю. В. Карпенко // Изобретения. Полезные модели. 1996. № 5.

18. Архангельский Ю. С. Установки сверхвысокочастотного диэлектрического нагрева: учебник. Саратов: Саратовский государственный технический университет, 2010. 279 с.

19. Григорьев А. Д. Электродинамика и микроволновая техника. М.: Лань, 2007. 704 с.

References

1. Kerber M. L., Vinogradov V. M., Golovkin G. S., *Polimernye kompozitsionnye materialy: struktura, svoistva, tekhnologiya* [Polymer composite materials: structure, properties, technology], ed. A. A. Berlin, St. Petersburg, Professija Publ., 2008, 560 p. (In Russ.)

2. Perepelkin K. E., *Armiruyushchie volokna i voloknistye polimernye kompozity: monografiya* [Reinforcing fibers and fibrous polymer composites: monograph], St. Petersburg, Nauchnye osnovy i tekhnologii Publ., 2009, 380 p. (In Russ.)

3. Mikhailin Yu. A., *Spetsial'nye polimernye kompozitsionnye materialy* [Special polymer composite materials], St. Petersburg, Nauchnye osnovy i tekhnologii Publ., 2009, 658 p. (In Russ.)

4. Petrov M. G., Study of strength and durability of uni-directional fiberglass plastics by using the kinetic concept of fracture, *Mechanics of composite materials and structures*, 2003, vol. 9, no. 3, pp. 376–397. (In Russ.)

5. Mikhailin Yu. A., *Termoustoichivye polimery i polimernye materialy* [Heat-resistant polymers and polymer materials], St. Petersburg, Professija Publ., 2006, 624 p. (In Russ.)

6. Kolosova A. S., Sokol'skaya M. K., Vitkalova I. A., Torlova A. S., Pikalov E. S., Modern polymer composite materials and their application, *International Journal of Applied and Fundamental Research*, 2018, no. 5-1, pp. 245–256. (In Russ.)

7. Reznik S. V., Rumyantsev S. A., A heat mathematical model of polymer composite cylinder during microwave treatment, *Nauka i obrazovanie*, 2014, no. 1, pp. 6–21. (In Russ.) <https://doi.org/10.7463/0114.0658448>

8. Mikhailovskii K. V., Reznik S. V., Prediction of the Thermal Regimes of Binder Cure Process for Reception of Parts from Polymeric

Composite Materials Using Microwave Radiation, *Thermal processes in Engineering*, 2014, vol. 6, no. 8, pp. 378–384. (In Russ.)

9. Dvorko I. M., Poluchenie polimernykh materialov i izdelii otverzheniem termoreaktivnykh kompozitsii pod deistviem ehlektricheskikh polei [Obtaining polymeric materials and products by curing thermosetting compositions under the influence of electric fields], *Plasticheskie massy*, 1998, no. 8, pp. 16–21. (In Russ.)

10. *Nizkointensivnye SVCH-tekhnologii (problemy i realizatsii)* [Low-intensity microwave technologies (Problems and realizations)], ed. G. A. Morozov, Yu. E. Sedel'nikov, Moscow, Radio-tekhnika Publ., 2003, 112 p. (In Russ.)

11. Bolasodun B., Nesbitt A., Wikinson A., Day R., Effect Of Curing Method On Physical And Mechanical Properties Of Araldite DLS 772 / 4 4 DDS Epoxy System, *International journal of scientific and technology research*, 2013, vol. 2, iss. 2, pp. 12–18.

12. Lavrent'ev V. A., Kalganova S. G., Primenenie ehnergii SVCH ehlektromagnitnykh kolebaniy dlya vozdeistviya na protsess otverzheniya ehpoksidnykh smol [Application of microwave energy of electromagnetic waves to influence the curing process of epoxy resins], *Ehlekto- i teplotekhnologicheskies protsessy i ustanovki*, Saratov, Sarat. gos. tekhn. Un. Publ., 2005, vol. 2, pp. 67–70. (In Russ.)

13. Guzeva T. A., Improvement of technological modes of curing blanks of parts made of organoplastics under the action of microwave radiation, Extended abstract of candidate's dissertation in Technical Sciences (Bauman Moscow State Technical University, Moscow, 2014). (In Russ.)

14. Kalganova S. G., Vliyanie SVCH vozdeistviya ehlektromagnitnogo polya na kinetiku otverzheniya ehpoksidnoi smoly [Influence of microwave exposure to an electromagnetic field on the kinetics of epoxy resin curing], *Vestnik Saratovskogo gosudarstvennogo tekhnicheskogo universiteta*, 2006, vol. 1, no. 1, pp. 90–95. (In Russ.)

15. Loik D. A., Mamontov A. V., Nefedov V. N., Nefedov M. V., RF Patent no. 83380, *Inventions. Utility Models*, no. 15 (2009).

16. Mamontov A. V., Nefedov V. N., Nazarov I. V., Potapova T. A., *Mikrovolnovye tekhnologii, Monografiya* [Microwave technology], Moscow, Nauchno-issledovatel'skii institut perspektivnykh materialov i tekhnologii Moskovskogo instituta ehlektroniki i matematiki (tekhnicheskogo universiteta) Publ., 2008, 308 p. (In Russ.)

17. Nefedov V. N., Valeev G. G., Korneev S. V., Karpenko Yu. V., RF Patent no. 2060600, *Byull. Izobret.*, no. 5 (1996).

18. Arkhangel'skii Yu. S., *Ustanovki sverkhvysokochastotnogo dielektricheskogo nagreva* [Microwave Dielectric Heating Units], Saratov, Saratovskii gosudarstvennyi tekhnicheskii universitet Publ., 2010, 279 p. (In Russ.)

19. Grigor'ev A. D., *Ehlektrodinamika i mikrovolnovaya tekhnika* [Electrodynamics and microwave technology], Moscow, Lan' Publ., 2007, 704 p. (In Russ.)

Статья поступила в редакцию 24.06.2021; одобрена после рецензирования 01.07.2021; принята к публикации 07.07.2021.
The article was submitted 24.06.2021; approved after 01.07.2021; accepted for publication 07.07.2021.

Мультифазный ядерно-магнитный расходомер-релаксометр для контроля состояния и быстроизменяющихся расходов нефтяных смесей

Вадим Владимирович Давыдов^{1✉}, Никита Сергеевич Мязин², Роман Вадимович Давыдов³

^{1, 2, 3} Санкт-Петербургский политехнический университет Петра Великого, Санкт-Петербург, Россия

¹ Всероссийский научно-исследовательский институт фитопатологии, р. п. Большие Вяземы, Московская обл., Россия

² Санкт-Петербургский государственный университет телекоммуникаций им. проф. М. А. Бонч-Бруевича, Санкт-Петербург, Россия

¹davydov_vadim66@mail.ru✉, <https://orcid.org/0000-0001-9530-4805>

²myazin.n@list.ru, <https://orcid.org/0000-0002-9423-9068>

³romanvproze@gmail.com, <https://orcid.org/0000-0003-1958-4221>

Аннотация. Обоснована необходимость улучшения первичной очистки (сепарации) нефти в условиях буровой станции или морской платформы и описаны возникающие при этом проблемы. Определены условия повышения эффективности первичной очистки нефтяной смеси. Для измерения расхода и контроля состояния нефтяной смеси, поступающей из скважины, рассмотрены возможности использования оптических приборов и расходомеров различных конструкций, в частности, ядерно-магнитных расходомеров-релаксометров. Описана конструкция промышленного ядерно-магнитного расходомера-релаксометра M-Phase 5000, который применяется для контроля расхода и качества нефти и нефтепродуктов, и установлены проблемы, не позволяющие его использовать в условиях буровой установки или морской платформы. Разработана конструкция ядерно-магнитного расходомера-релаксометра, в которой реализованы различные модуляционные методики для измерения расхода и времён продольной и поперечной релаксаций нефтяной смеси. Использование этих методик и предложенных технических решений позволяет применять данный прибор на буровой станции и морской платформе. Представлены результаты исследований различных сред разработанным прибором.

Ключевые слова: нефтяная смесь, поток, расход, состояние среды, примеси, очистка, трубопровод, ядерный магнитный резонанс, время продольной релаксации, время поперечной релаксации, отношение сигнал/шум, погрешность измерения

Финансирование: Исследование выполнено при поддержке РФФИ в рамках научного проекта № 20-32-90012.

Для цитирования: Давыдов В. В., Мязин Н. С., Давыдов Р. В. Мультифазный ядерно-магнитный расходомер-релаксометр для контроля состояния и быстроизменяющихся расходов нефти и её смесей // Измерительная техника. 2022. № 6. С. 52–59. <https://doi.org/10.32446/0368-1025it.2022-6-52-59>

Multiphase nuclear-magnetic flowmeter-relaxometer for control of condition and rapidly changing expenditures of oil mixtures

Vadim V. Davydov^{1✉}, Nikita S. Myazin², Roman V. Davydov³

^{1, 2, 3} Peter the Great Saint Petersburg Polytechnic University, St. Petersburg, Russia

¹ All Russian Research Institute of Phytopathology, Bolshye Vyazyomy, Moscow Region, Russia

² The Bonch-Bruевич St. Petersburg State University of Telecommunication, St. Petersburg, Russia

¹davydov_vadim66@mail.ru✉, <https://orcid.org/0000-0001-9530-4805>

²myazin.n@list.ru, <https://orcid.org/0000-0002-9423-9068>

³romanvproze@gmail.com, <https://orcid.org/0000-0003-1958-4221>

Abstract. The necessity of improving the primary purification of oil in the conditions of a drilling station or an offshore platform is substantiated. The problems that arise in these situations are noted. One of the conditions for increasing the efficiency of the primary treatment (separation) of an oil mixture. The possibilities of using different designs of flowmeters to measure the flow rate q of the oil mixture coming from the well and various devices for monitoring its condition are considered. The analysis of designs of nuclear-magnetic flowmeters-relaxometers is carried out. The design of the industrial nuclear magnetic flowmeter-relaxometer M-Phase 5000, which is used to control the flow and quality of oil and oil products, is considered in detail. Problems have been identified that do not allow the use of a nuclear magnetic flowmeter - the M-Phase 5000 relaxometer in a drilling rig or offshore platform. A new design of a nuclear magnetic flowmeter-relaxometer has been developed, in which modulation methods for measuring q , T_1 and T_2 are implemented. The use of these techniques and various technical solutions makes it possible to use this device at a drilling station or offshore platform. The results of studies of various media are presented.

Keywords: oil mixture, stream, expenditure, medium state, impurities, cleaning, pipeline, nuclear magnetic resonance, longitudinal T_1 and transverse T_2 relaxation times, signal-to-noise ratio, measurement error

Financial Support: The study was supported by the Russian Foundation for Basic Research within the framework of research project no. 20-32-90012.

Введение. Нефть в настоящее время остаётся одним из основных источников энергии для различных объектов – автотранспорта, самолётов, вертолёт, морских судов и т. д. [1, 2]. Мобильные дизельные электрические станции и генераторы используются для решения множества задач [3]. Указанные выше обстоятельства и другие факторы делают нефть стратегическим сырьём. Потребление нефти в мире постоянно увеличивается, а её запасы на легкодоступных месторождениях постепенно уменьшаются. Нефтяные компании вынуждены разрабатывать месторождения в сложных условиях (например, в северных регионах или на морском шельфе с использованием буровых платформ) [4]. Кроме того, увеличивается глубина залегания пласта, из которого добывается нефть. Это приводит к тому, что в добываемой нефти увеличивается количество примесей и их процентное содержание, так как в условиях добычи нефти с большой глубины в пласт закачиваются огромные объёмы воды под высоким давлением и происходит разрушение пород.

Все перечисленные обстоятельства увеличивают расходы на добычу нефти и её первичную обработку. Поэтому крайне актуально уменьшение затрат на добычу и переработку нефти. Задача уменьшения затрат состоит из многочисленных локальных задач, связанных между собой. К одной из таких локальных задач относится первичная обработка нефти на буровой станции или платформе (сепарация – очистка нефти от воды, попутного газа, включая кислород, нерастворимых примесей и пр.). Данная операция в дальнейшем определяет качество и себестоимость источника топлива или другой углеводородной продукции, которая производится из нефти [5–7]. Процесс очистки нефти должен происходить в автоматическом (непрерывном) режиме. Необходимо отметить, что во время добычи нефти концентрация воды, попутного газа и различных твердых примесей в её потоке постоянно изменяется.

Для обеспечения высокой эффективности процесса первичной сепарации нефти кроме данных о расходе (или скорости) нефтяного потока, необходима информация о концентрации в ней воды, попутного газа и различных примесей [8, 9]. Вся эта информация должна поступать в реальном времени в систему управления для автоматической подстройки работы сепараторов. Поэтому актуально создание приборов для контроля состояния и быстроизменяющихся параметров нефти и её смесей.

Эффективность первичной очистки нефти обуславливает дальнейшую подготовку нефти для транспортировки по трубопроводу или загрузки в танкер. Если результаты контрольных измерений параметров нефти не соответствуют отраслевым стандартам, то требуется повторная очистка (дополнительные средства и время), а операции очистки танкера от грязи, водных эмульсий и прочих примесей являются очень дорогостоящими. При быстрой дополнительной сепарации нефтяного потока перед загрузкой в танкер или закачиванием в магистральный трубопровод не всегда обеспечиваются необходимые требования к качеству нефти после неэффективной первой очистки.

Цель работы – разработка мультифазного ядерно-магнитного (ЯМР) расходомера-релаксометра для контроля

состояния и быстроизменяющихся расходов нефти и её смесей с использованием модуляционных методик измерения времён продольной и поперечной релаксаций нефтяной смеси.

Обзор приборов для измерения и контроля параметров нефти и её смесей. Параметры нефтяных потоков с примесями, поступающих для первичной обработки из скважины, предпочтительнее измерять бесконтактными приборами [10–15]. В случае контроля нефтяных потоков электромагнитными или ультразвуковыми расходомерами, спектрофотометрами и рефрактометрами, а также промышленными ЯМР-расходомерами-релаксометрами возникают сложности. Например, на данной стадии технологического цикла невозможно применять ультразвуковые расходомеры, поскольку нефтяной поток содержит воздух. Существуют определённые проблемы и при использовании электромагнитных расходомеров. В этих приборах для измерения расхода q служит градуировочная зависимость, получаемая на предприятии-изготовителе [11, 12, 16, 17]:

$$q = \pi DE / (4Bk), \quad (1)$$

где E – разность потенциалов, возникающая при взаимодействии движущейся электропроводной жидкости с магнитным полем; D – расстояние между концами электродов (совпадает с внутренним диаметром трубопровода расходомера, изготовленного из немагнитного материала); B – индукция магнитного поля; k – поправочный коэффициент, который зависит от температуры T и состава жидкой среды (устанавливается на предприятии при калибровке прибора).

На предприятии-изготовителе при тестировании электромагнитных расходомеров применяют стандартные модельные растворы или «чистую» нефть и не используют нефтяные среды, которые поступают из скважины для первичной обработки. Первая проблема связана с отсутствием точной информации о количестве воды, газов и различных примесей, содержащихся в нефти из скважины, поэтому берут среднее значение k (с учётом сорта нефти). Это приводит к увеличению погрешности измерения q минимум на 1 % дополнительно к той, которая уже заложена в конструкцию расходомера (0,6–0,8 %). Вторая проблема заключается в следующем. Для увеличения срока эксплуатации электромагнитных расходомеров на электроды наносят различные покрытия [16, 17], которые не позволяют применять эти приборы для измерения расходов жидких сред с ионной проводимостью. Электромагнитными расходомерами можно измерять расход жидких сред с электронной проводимостью, например, воды или углеводородов [11, 16, 17]. Появление в текущем нефтяном потоке примесей с ионной проводимостью приводит к уменьшению измеряемого значения E . В соответствии с (1) уменьшается значение q (в реальности расход нефтяного потока в трубопроводе не изменяется). В систему управления сепаратором поступает недостоверная информация о значении q , и уменьшается эффективность очистки нефтяной смеси. Если в нефтяном потоке содержится воздух или примеси с низкой электронной проводимостью,

то значение E также уменьшается и, соответственно, уменьшается значение q , определяемое по формуле (1). Автоматическая система сепаратора перестраивается под новое недостоверное значение расхода. Электронная проводимость воды в нефтяном потоке выше, чем проводимость нефти, это приводит к увеличению значений E и q . В систему управления сепаратором также поступает недостоверная информация о значении q , что влияет на эффективность очистки нефтяной смеси. Проведённые авторами настоящей статьи измерения параметров нефтяных смесей из различных скважин с применением электромагнитного расходомера показали, что погрешность измерения q при тех концентрациях воды, примесей и воздуха (искусственно закачанного в смесь) дополнительно увеличивает погрешность измерения q минимум на 1,5 %, а в большинстве случаев более чем на 2 %. Кроме того, при этом для определения воды, воздуха и различных примесей в таких нефтяных потоках необходимо применять другие измерительные приборы (в основном оптические). При большом числе нерастворённых примесей в нефтяном потоке погрешность определения количества воды оптическим методом может превышать 15–20 %.

Различные мультифазные расходомеры, например, Roxar MPFM 2600 (Emerson SRL, Румыния) или системы измерительные параметров нефте-водо-газового потока VARPRO-УЛЬТРАФЛОУ (ООО «ИНДУСТРИАЛЬНАЯ КОМПАНИЯ», Россия) в настоящей статье не рассматривались в связи с высокой (более $\pm 2,5$ % в зависимости от количества воды, газов и примесей в нефтяном потоке) погрешностью измерения.

Особый интерес представляет использование в технологическом процессе очистки нефти ЯМР-расходомеров-релаксометров [15, 17–21]. В этих приборах полностью исключён контакт измерительных элементов с текущей средой [17–21]. В настоящее время существует только одна промышленная конструкция ЯМР-расходомера-релаксометра M-Phase 5000 (KROHNE, Германия) [22–24] и большое число лабораторных макетов этих приборов [17–21, 25] для измерения расходов нефти, углеводородов, воды, кислот, а также контроля их состояния. Для «чистой» нефти, протекающей в трубопроводах диаметрами 100–200 мм при изменении температуры от 293 до 308 К, диапазон измерения расхода промышленным расходомером M-Phase 5000 составляет 2–20 м³/ч [22, 23]. Погрешность измерения расхода составляет порядка 2 %, погрешность измерения времён продольной T_1 и поперечной T_2 релаксаций – порядка 1,5 %. По значениям T_1 и T_2 определяется состояние текущей среды. Для магистрального трубопровода диаметром 200 мм диапазон измеряемой скорости течения нефти ЯМР-расходомером-релаксометром находится в пределах 17,7–176,9 мм/с. Длина конструкции ЯМР-расходомера-релаксометра M-Phase 5000 составляет более 3,6 м, масса прибора превышает 1150 кг.

В трубопроводах для первичной обработки на буровой или морской платформах скорость протекания нефтяной смеси составляет 100–800 мм/с. Диаметр трубопровода изменяется от 50 до 100 мм. Эти обстоятельства, а также использование импульсной методики для измерения расхода

и времён релаксации, при которой для обеспечения погрешности измерений менее 2 % необходимое отношение сигнал/шум S/N регистрируемого сигнала ЯМР должно составлять более 3 [17–21, 25, 26], может привести к значительному увеличению массогабаритных характеристик конструкции модели M-Phase 5000 (длины – до 16–17 м, массы – до 4000–4500 кг). Это создаст сложности связанные с размещением конструкции расходомера-релаксометра на буровой установке или морской платформе. Данные сложности можно преодолеть, однако существует ещё одно обстоятельство. Для формирования вынужденной прецессии магнитных моментов в намагниченной текущей среде при импульсной методике измерения с использованием импульса $\pi/2$ и последовательности из семи импульсов π при трубопроводе диаметром, например 200 мм, необходимо обеспечить в радиочастотной катушке токи порядка 10 А при напряжениях несколько киловольт (длительность импульсов 0,001 с при частоте заполнения 10 МГц). На буровой установке или морской платформе эксплуатация прибора часто осуществляется в условиях повышенной влажности. Работа с такими напряжениями и токами в данных условиях будет представлять большую опасность для людей. Возможные меры защиты прибора от влажности при таких токах и напряжениях вызывают большие сомнения в их практической эффективности и реалистичности. Скорее всего именно это является основной причиной, по которой ЯМР-расходомер-релаксометр на основе модели M-Phase 5000 на стадии технологического цикла очистки нефтяной смеси в настоящее время не используется.

Поэтому создание новых моделей высокоточных ЯМР-расходомеров-релаксометров для решения описанной выше сложной задачи, а также для контроля расхода и состояния «чистой» нефти, углеводородов и продукции в виде жидкой среды из них является актуальной проблемой. В настоящей работе представлено одно из возможных её решений.

Конструкция ЯМР-расходомера-релаксометра для контроля параметров текущей среды. С учётом результатов различных исследований [15, 17–21, 25–28], а также данных об эксплуатации промышленного ЯМР-расходомера-релаксометра M-Phase 5000 [22–24] авторы настоящей статьи разработали конструкцию лабораторного макета ЯМР-расходомера-релаксометра. Его структурная схема в большинстве своем повторяет схему ЯМР-расходомера-релаксометра, которая подробно описана в [29], однако есть ряд принципиальных различий.

Участок трубопровода (сосуд-поляризатор), который расположен между полюсами магнита, изготовили в виде спирали (для увеличения времени нахождения жидкой среды под действием поля B_n поляризатора). Увеличили объём сосуда-поляризатора V_n для выполнения условия $t_n \geq 3T_1$, где t_n – время полной намагниченности текущей жидкости [15, 17–21, 25–29].

Если жидкая среда находится в магните-поляризаторе менее $t_n = V_n/q$, то она намагничивается не полностью [15, 17–21], из-за чего уменьшаются амплитуда регистрируемого сигнала ЯМР и отношение S/N .

Для обеспечения максимального значения регистрируемого сигнала ЯМР с инверсией намагниченности использовали схему автоматической регулировки усиления, расположенную в устройстве обработки и управления, которая подстраивает амплитуду поля H_1 в катушке нутации под максимальное отношение S/N . В устройстве обработки и управления также размещается схема автоматической подстройки частоты, которая подстраивает частоту f_n генератора нутации под максимум S/N .

Для увеличения отношения S/N сосуд-анализатор изготовили в виде цилиндра диаметром 200 мм в зоне расположения катушки регистрации. При увеличении диаметра трубопровода в два раза можно снизить в четыре раза скорость протекания жидкости в катушке регистрации, что позволяет минимум в три раза уменьшить линейные размеры (длину полюсов) магнита-анализатора. Это крайне важно, так как для измерения q , T_1 , T_2 необходимо, чтобы время t_a нахождения текущей жидкости в магните-анализаторе, связанное с размерами полюсов магнита-анализатора и скоростью протекания жидкости, было не менее $2,5T_2$.

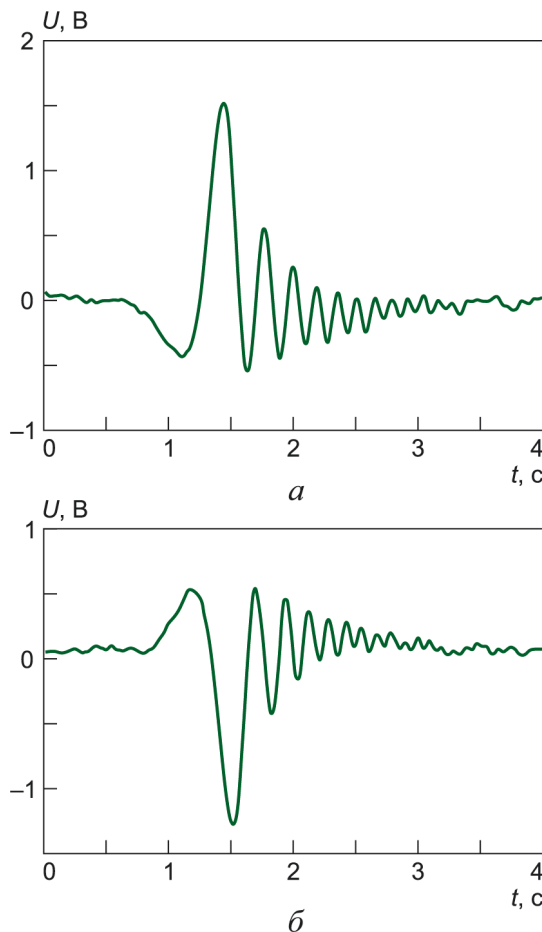


Рис. 1. Формы линий сигнала ЯМР от питательной воды на выходе схемы регистрации без инверсии $H_1=0$ (а) и с инверсией намагниченности при $f_n=1435106$ Гц, $H_1=14,3$ А/м (б)

Fig. 1. The shape of NMR signal lines at the output of registration circuit from feed water at $H_1=0$ (a) and with magnetization inversion at $f_n=1435106$ Hz, $H_1=14.3$ A/m (b)

Результаты экспериментальных исследований и принцип измерения времён релаксации T_1 , T_2 и расхода q жидкости. Для измерения расхода q и времён релаксации T_1 , T_2 авторы настоящей статьи исследовали движения вектора намагниченности M_n в катушке нутации разработанной конструкции и получили необходимую форму сигнала ЯМР. На рис. 1 представлены сигналы ЯМР (временные зависимости амплитуды U пиков) без инверсии и с инверсией намагниченности, зарегистрированные от питательной воды при 299,3 К. Питательная вода выбрана для экспериментов в качестве жидкой среды, потому что её времена релаксации T_1 , T_2 очень близки к значениям времён релаксации нефтяных смесей из скважин, например, на нефтяных месторождениях в районе городов Ухта и Новый Уренгой. В этих регионах России добыча осуществляется в очень сложных климатических условиях.

Форма сигнала ЯМР на рис. 1, а соответствует нулевому углу поворота вектора намагниченности M_n , а на рис. 1, б – углу $\varphi_n=180^\circ$. В случае $\varphi_n=90^\circ; 270^\circ$ компоненты вектора намагниченности $M_z=M_x=M_y=0$, поэтому в схеме регистрации амплитуда сигнала ЯМР $U_{ЯМР}=0$. Анализ полученных результатов показал, что регистрируемый сигнал ЯМР обладает высоким разрешением (более пяти затухающих пиков – «виглей»). Это позволило измерить значения времён T_1 , T_2 с погрешностью не более 1 % по следующим методикам. Для измерения времени поперечной релаксации T_2 применяли аппроксимацию по спаду свободной индукции – уменьшению амплитуды пиков регистрируемого сигнала ЯМР (рис. 2) – с использованием функции [30, 31]:

$$U(t)=U_0 \exp(-t/T_2^*) \cos(at^2/2); \quad a=\gamma \frac{dH_z}{dt} = d \frac{\Delta\omega}{dt},$$

где U_0 – максимальное значение амплитуды регистрируемого сигнала ЯМР; T_2^* – эффективное время поперечной релаксации; a – скорость изменения расстройки магнитного

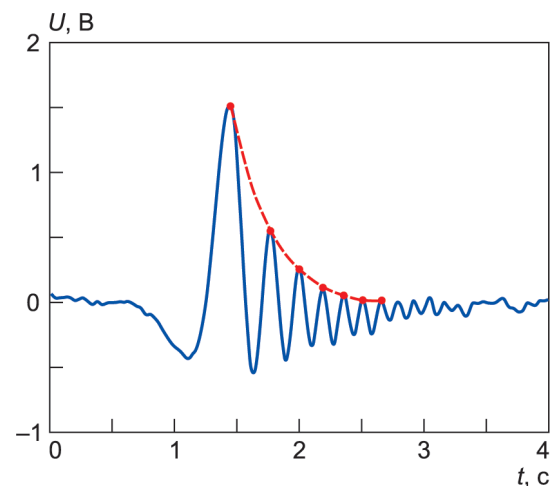


Рис. 2. Временная зависимость изменения амплитуды U регистрируемого сигнала ЯМР и аппроксимация (курсив) спада сигнала свободной индукции при однократном прохождении через резонанс

Fig. 2. The dependence of the change in the amplitude U of the registered NMR signal on time t and approximation (italic) of the decay of the free induction signal during a single passage through the resonance

поля; H_z – напряжённость магнитного поля в направлении z ; ω – частота сканирования магнитного поля.

В этом случае время поперечной релаксации текущей среды определяли из выражения [30, 31]:

$$\frac{1}{T_2^*} = \frac{1}{T_2} + \frac{\gamma \Delta B_a}{\pi}, \quad (2)$$

где ΔB_a – неоднородность магнитного поля в зоне размещения катушки регистрации сигнала ЯМР.

При малых значениях ΔB_a вкладом этого слагаемого в формулу (2) при определении времени T_2 можно пренебречь, тогда $T_2 \approx T_2^*$. С увеличением неоднородности ΔB_a магнитного поля число пиков в регистрируемом сигнале ЯМР (см. рис. 2) уменьшается. Возрастает погрешность определения T_2^* . Поэтому в трубопроводах больших диаметров целесообразно использовать разработанную конструкцию ЯМР-расходомера-релаксометра только в случае малых скоростей течения жидкости, когда можно уменьшить диаметр трубопровода в зоне регистрации сигнала ЯМР.

Время продольной релаксации T_1 измеряли ЯМР-расходомером-релаксометром при двух режимах модуляции поля B_a . Этот метод двух режимов модуляции успешно реализован в разработанных авторами настоящей статьи ЯМР-приборах для экспресс-контроля состояния конденсированных сред [32, 33].

Расход определяли по следующей методике. Регистрировали моменты прихода текущей жидкости с инверсией и без инверсии намагниченности (см. рис. 1) в катушку регистрации. Информацию о расходе представляли в виде прямоугольного импульса (меандра) длительностью $\tau_{пр}$, равной времени протекания жидкой среды от катушки нутации до катушки регистрации. Значение q в этом случае находили как $q = V_c / \tau_{пр}$, где V_c – объём соединительного участка трубопровода между катушками нутации и регистрации.

Погрешность Δq определения расхода в разработанной конструкции обусловлена стабильностью уровней срабатывания компараторов в схеме управления (погрешность менее 0,5 %) и погрешностью определения объёма V_c (при всех допустимых погрешностях измерений внутреннего диаметра трубопровода и расстояния между катушками нутации

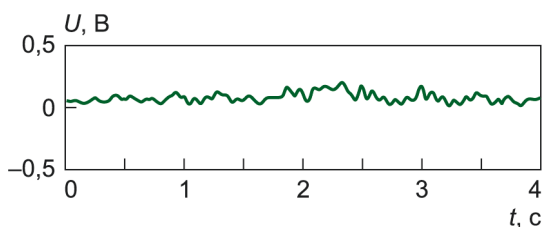


Рис. 3. Форма линии сигнала ЯМР с инверсией намагниченности, полученного от питательной воды на выходе схемы регистрации при $f_n = 1441278$ Гц, $H_1 = 14,7$ А/м, $H_m = 31,1$ А/м, $f_m = 3127$ Гц

Fig. 3. The shape of NMR signal lines at the output of registration circuit from feed water with inversion of magnetization at $f_n = 1441278$ Hz, $H_1 = 14.7$ A/m, $H_m = 31.1$ A/m, $f_m = 3127$ Hz

и регистрации данная погрешность будет менее 0,3 %). С учётом деградации трубопровода в процессе эксплуатации прибора данная погрешность увеличится до 0,5 %. В итоге суммарная погрешность измерения расхода q может достичь 1 %, что полностью обеспечит эффективность сепарации.

В случае применения разработанного ЯМР-расходомера-релаксометра для контроля нефтяной смеси, в которой содержатся газ, вода и нерастворимые примеси, могут возникнуть проблемы с определением уровня срабатывания компаратора в полученном от текущей среды сигнале ЯМР с инверсией намагниченности. Это связано с тем, что амплитуда регистрируемого сигнала ЯМР с инверсией намагниченности меньше по абсолютному значению, чем амплитуда регистрируемого сигнала ЯМР без инверсии намагниченности (см. рис. 1). Инверсия намагниченности в текущей жидкости формируется в катушке нутации и зависит от значения q и от присутствия в текущей среде воды, газа и различных примесей. Указанные параметры могут быстро изменяться в потоке нефтяной смеси из скважины. Уровень срабатывания компаратора будет постоянно варьироваться. В какой-то момент, например при быстром изменении расхода, может наступить ситуация, когда инверсия намагниченности не реализуется (системы автоматической подстройки частоты и автоматического регулирования уровня не успеют подстроить частоту f_n и поле H_1 для получения инверсии). В катушке регистрации будет записан классический сигнал ЯМР для модуляционной методики (см. рис. 1, б). Измерения расхода будут прекращены. Автоматическое управление в приборе не сможет восстановить измерение q без операции выключения, и управление технологическим процессом очистки нефтяной смеси будет нарушено. Чтобы исключить этот случай в разработанной конструкции прибора использовали дополнительную модуляцию поля B_0 , в котором формируется инверсия намагниченности в текущей жидкости. Для этого между полюсами постоянного магнита размещали радиочастотные катушки. Проведённые эксперименты показали, что, изменяя частоту f_m и амплитуду B_m поля модуляции, можно регистрировать сигнал ЯМР с инверсией намагниченности на уровне шумов (рис. 3) в широком диапазоне изменения значения q . Тогда уровень срабатывания компараторов можно установить по половине амплитуды U регистрируемого сигнала ЯМР без инверсии намагниченности. Этот легко определяемый уровень одинаков для двух рассмотренных случаев срабатывания компараторов. В такой ситуации информация о расходе текущей среды q имеет вид меандра с периодом $T_{пр} = 2\tau_{пр}$. Значение q вычисляли как $q = 2V_c / T_{пр}$.

Фактически в приборе реализовано частотное измерение расхода, так как измеряется период меандра. В этом случае погрешность уровней срабатывания компараторов становится неактуальной. Появляется погрешность запаздывания, связанная с неравномерным распределением газа или примесей в нефтяной смеси, в которых нет магнитных моментов. В итоге в катушке регистрации в различные моменты времени регистрируются сигналы ЯМР, отличающиеся друг от друга по амплитуде. Это может внести в измерения q дополнительную погрешность не более чем 0,3 %.

Таблица 1

Результаты измерения расхода q , м³/ч, жидкой смеси из питательной воды с пузырями воздуха и нерастворимыми частицами при температуре $T=324,6$ К

n_i	ЯМР-расходомер-релаксометр	OPTIFLUX 4030	Мерный объем
1	2,826±0,027	2,799±0,027	2,811±0,071
2	3,754±0,036	3,725±0,036	3,738±0,094
3	5,672±0,056	5,628±0,056	5,651±0,141
4	8,936±0,089	8,847±0,087	8,903±0,222
5	10,427±0,103	10,301±0,101	10,362±0,258
6	12,137±0,117	11,990±0,117	12,064±0,315
7	14,572±0,142	14,398±0,142	14,487±0,362
8	16,843±0,165	16,627±0,165	16,734±0,417
9	18,528±0,183	18,272±0,183	18,402±0,460
10	20,016±0,196	19,726±0,196	19,877±0,496
11	21,526±0,213	21,198±0,204	21,373±0,534
12	23,021±0,228	22,556±0,212	22,754±0,568

Таблица 2

Времена релаксации T_1 , T_2 жидкой смеси из питательной воды с пузырями воздуха и нерастворимыми частицами

T , К	ЯМР-расходомер-релаксометр		Minispec mq 20M	
	T_1 , с	T_2 , с	T_1 , с	T_2 , с
284,2	1,231±0,011	0,695±0,006	1,227±0,004	0,689±0,002
299,6	1,289±0,011	0,731±0,007	1,280±0,004	0,726±0,002
303,5	1,320±0,012	0,748±0,007	1,311±0,004	0,741±0,002
315,3	1,416±0,013	0,827±0,008	1,406±0,005	0,819±0,003
322,7	1,509±0,014	0,899±0,008	1,498±0,005	0,886±0,003
334,4	1,677±0,015	0,938±0,008	1,662±0,005	0,928±0,003
339,2	1,848±0,017	0,951±0,009	1,834±0,006	0,942±0,003
343,1	2,007±0,018	1,089±0,010	1,990±0,006	1,078±0,003
349,5	2,279±0,020	1,252±0,011	2,261±0,007	1,239±0,004

Для проверки достоверности разработанного метода измерения q использовали жидкую смесь из питательной воды с пузырями воздуха и нерастворимыми частицами (с ионной (полимер) и электронной (битум) проводимостью) и сравнили результаты измерений её расхода разработанным прибором и электромагнитным расходомером OPTIFLUX 4030 (KROHNE, Германия). Этот прибор предназначен для измерения расхода нефти в различных ситуациях. Погрешность измерения OPTIFLUX 4030 на начальном этапе его эксплуатации для чистых жидкостей составляет ±0,5 %. В процессе эксплуатации прибора, а также в случае загрязнения текущей жидкости различными примесями погрешность измерения увеличивается. Для проверяемой жидкой смеси погрешность измерения расхода Δq электромагнитного расходомера OPTIFLUX 4030 в лабораторных условиях будет менее 0,8 %. Дополнительно для контроля расхода жидкой смеси использовали мерный объем. В течение 10 с выполняли 10 измерений объемного расхода жидкой смеси. Вычисляли средний расход и погрешность измерения. Результаты сравнения измеренных

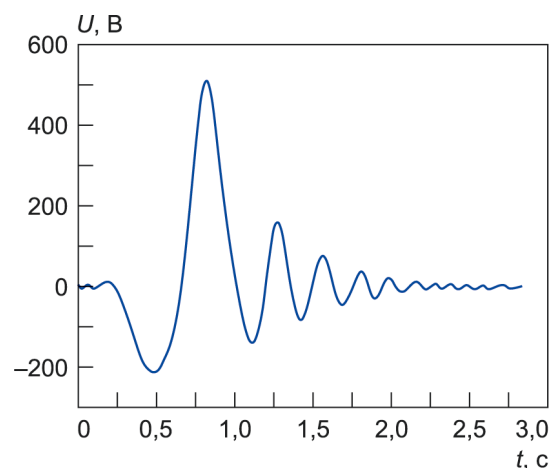


Рис. 4. Временная зависимость изменения амплитуды U регистрируемого сигнала ЯМР при $T=298,4$ К

Fig. 4. Dependence of the change in the amplitude U of the registered NMR signal on time t at $T=298,4$ K

расходов двумя приборами и мерным объемом представлены в табл. 1, где n_i — номер измерения. При расходах $q > 23,07$ м³/ч измерения прекращали по причине достижения циркулярным насосом предельной мощности на экспериментальном стенде в сложных условиях эксплуатации (жидкая смесь с воздухом и примесями).

Результаты измерений расхода q двумя приборами совпали в пределах погрешности измерения, а их сравнение с результатами измерений мерным объемом подтвердило достоверность данных результатов.

В процессе исследования также установили, что изменение температуры текущей смеси в пределах $T=20...25$ К незначительно влияет на амплитуду $U_{\text{ЯМР}}$ регистрируемого сигнала ЯМР.

Также измерили времена релаксации T_1 , T_2 описанной выше жидкой смеси при различных температурах разработанным ЯМР-расходомером-релаксометром и сравнили их с результатами измерений промышленным ЯМР-релаксометром Minispec mq 20M (BRUKER, Германия) (табл. 2).

Температуры нефтяных смесей, которые поступают из скважин различных месторождений на первичную обработку, различаются на несколько десятков градусов в зависимости от способа добычи нефти и других факторов. Поэтому времена T_1 , T_2 измеряли до температуры 349,5 К, максимально достижимой на экспериментальном стенде для прокачки жидких сред (возможности стенда ограничены температурой 351,1 К).

Согласно табл. 2 результаты измерений времён релаксации двумя приборами совпадают в пределах погрешности измерений. Погрешность измерения T_1 , T_2 промышленным релаксометром Minispec mq 20M составляет 0,3 %, она меньше погрешности разработанного ЯМР-расходомера-релаксометра, что ещё раз подтверждает обоснованность применения предложенных авторами настоящей статьи методов измерения значений T_1 , T_2 , реализованных в созданном приборе.

Процессы измерения q и T_1 , T_2 разработанным прибором не зависят от мутности и вязкости среды, что позволяет, например, осуществлять контроль указанных параметров различных сортов «чистой» нефти в трубопроводах малого диаметра (до 150 мм) или при небольшом расходе. На рис. 4 представлен зарегистрированный сигнал ЯМР от потока тяжёлого сорта нефти (Татнефть, Россия). Измеренные предложенным ЯМР-расходомером-релаксометром значения составили: $T_1=2,32\pm0,02$ с; $T_2=0,87\pm0,01$ с; $q=2,211\pm0,021$ м³/ч. С использованием промышленных релаксометра Minispec mq 20M и электромагнитного расходомера OPTIFLUX 4030 получили соответственно $T_1=2,318\pm0,07$ с; $T_2=0,868\pm0,03$ с и $q=2,210\pm0,019$ м³/ч. Результаты измерений q , T_1 и T_2 разработанного и промышленных приборов совпадают в пределах погрешности измерения.

Заключение. Полученные экспериментальные данные показывают надёжность работы разработанной конструкции ЯМР-расходомера-релаксометра для контроля расхода и состояния текущего потока нефтяной смеси. По измеренным значениям T_1 , T_2 и амплитуде регистрируемого сигнала ЯМР определяются вода и различные примеси в нефти, а по характеру изменения этой амплитуды и значению T_1 – воздух в потоке нефтяной смеси.

По различным оценкам специалистов стоимость процесса вторичной очистки нефти на буровой станции или морской платформе составляет \$0,4–1,0 за баррель. Эту операцию вынуждены проводить нефтяные компании, особенно при работе в северных регионах на шельфе при добыче нефти с большой глубины. Кроме явных финансовых затрат, на этот процесс необходимо дополнительное время, которое очень сложно оценить в финансовом эквиваленте. Использование разработанного авторами настоящей статьи прибора позволит снизить финансовые и временные затраты.

Разработанный ЯМР-расходомер-релаксометр меточного типа перед вводом в эксплуатацию должен пройти процедуру утверждения типа средств измерений в соответствии с приказом Минпромторга от 28.08.2020 № 2905 «Об утверждении порядка проведения испытаний стандартных образцов или СИ в целях утверждения типа, порядка утверждения типа СО или типа СИ, внесения изменений в сведения о них, порядка выдачи сертификатов об утверждении типа СО или типа СИ, требований к знакам утверждения типа СО или типа СИ и порядка их нанесения».

Список источников/References

1. Chen Z., Wang L., Wei Z., Wang Y., Deng J., *Energy*, 2022, vol. 244, 123147. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2022.123147>
2. Xu Y., Lun Z., Pan Z., Zhao C., Zhang D., *Journal of Petroleum Science and Engineering*, 2022, vol. 211, 110183. <https://doi.org/10.1016/j.petrol.2022.110183>
3. De Robbio R., Cameretti M. C., Mancaruso E., *Fuel*, 2022, vol. 317, 123519. <https://doi.org/10.1016/j.fuel.2022.123519>
4. Rosa-Santos P., Taveira-Pinto F., *Energy Conversion and Management*, 2019, vol. 186, pp. 556–569. <https://doi.org/10.1016/j.enconman.2019.02.050>

5. Gizatullin B., Gafurov M., Murzakhanov F., Mattea C., Stapf S., *Langmuir*, 2021, vol. 37 (22), pp. 6783–6791. <https://doi.org/10.1021/acs.langmuir.1c00882>
6. Dimitriadis A., Meletidis G., Pfisterer U., Kubička D., Bezergianni S., *Fuel Processing Technology*, 2022, vol. 230, 107220. <https://doi.org/10.1016/j.fuproc.2022.107220>
7. Qu B., Yang C., Shao Q., Liu Y., Chu H., *Fuel*, 2022, vol. 315, 123218. <https://doi.org/10.1016/j.fuel.2022.123218>
8. Li Y., Wang D., Xu G., Zhang X., Liang X., *Frontiers in Chemistry*, 2021, vol. 9, 810861. <https://doi.org/10.3389/fchem.2021.810861>
9. Jafarinejad S., Esfahani M. R., *Separations*, 2021, vol. 8, no. 11, 206. <https://doi.org/10.3390/separations8110206>
10. Klingensmith W. C., Mays D. C., *Journal of Environmental Engineering (United States)*, 2018, vol. 144, 05018004. [https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)EE.1943-7870.0001415](https://doi.org/10.1061/(ASCE)EE.1943-7870.0001415)
11. Yang Y., Ha W., Zhang C., Zhang X., Wang D., *Flow Measurement and Instrumentation*, 2022, vol. 84, 102142. <https://doi.org/10.1016/j.flowmeasinst.2022.102142>
12. Wang Y., Li H., Liu X., Hu J., Deng G., *Sensors*, 2016, vol. 16, no. 10, 1703. <https://doi.org/10.3390/s16101703>
13. Kumar A., Ridha S., Narahari M., Ilyas S. U., *Expert Systems with Applications*, 2021, vol. 183, 115409. <https://doi.org/10.1016/j.eswa.2021.115409>
14. Сафонов А. В. Опыт применения ультразвуковых преобразователей расхода в составе системы измерений количества и показателей качества нефти // Измерительная техника. 2014. № 4. С. 59–61 [Safonov A. V., *Measurement Techniques*, 2014, vol. 57, no. 4, pp. 458–460. <https://doi.org/10.1007/s11018-014-0477-1>].
15. Марусина М. Я., Базаров Б. А., Галайдин П. А., Марусин Н. П., Силаев А. А., Закемовская Ю. Е., Мустафаев Ю. Н. Синтез градиентной системы мультифазного расходомера // Измерительная техника. 2014. № 5. С. 68–72 [Marusina M. Y., Bazarov B. A., Galaidin P. A., Marusin M. P., Silaev A. A., Zakemovskaya E. Y., Mustafaev Y. N., *Measurement Techniques*, 2014, vol. 57, no. 5, pp. 580–586. <https://doi.org/10.1007/s11018-014-0501-5>].
16. Im S. H., Kim K. Y., Park G. S., *Transactions of the Korean Institute of Electrical Engineers*, 2021, vol. 70, pp. 1460–1466. <https://doi.org/10.5370/KIEE.2021.70.10.1460>
17. Dasgupta S., *Tm – Technisches Messen*, 2021, vol. 88, no. 9, pp. 508–518. <https://doi.org/10.1515/teme-2021-0011>
18. Давыдов В. В., Мязин Н. С., Кирюхин А. В. Ядерно-магнитные расходомеры-релаксометры для контроля расхода и состояния теплоносителя и питательной воды на АЭС // Атомная энергия. 2019. Т. 127. № 5. С. 250–255 [Davydov V. V., Myazin N. S., Kiryukhin A. V., *Atomic Energy*, 2020, vol. 127, no. 5, pp. 274–279. <https://doi.org/10.1007/s10512-020-00623-5>].
19. O'Neill K. T., Brancato L., Stanwix P. L., Fridjonsson E. O., Johns M. L., *Chemical Engineering Science*, 2019, vol. 202, pp. 222–237. <https://doi.org/10.1016/j.ces.2019.03.018>
20. Fridjonsson E. O., Stanwix P. L., Johns M. L., *Journal of Magnetic Resonance*, 2014, vol. 245, 110. <https://doi.org/10.1016/j.jmr.2014.06.004>
21. Davydov V. V., *Optics and Spectroscopy*, 2016, vol. 121, no. 1, pp. 18–24. <https://doi.org/10.1134/S0030400X16070092>

22. Zargar M., Johns M. L., Aljindan J. M., Noui-Mehidi M. N., O'Neill K. T., *SPE Production and Operations*, 2021, vol. 36, no. 2, pp. 423–436. <https://doi.org/10.2118/205351-PA>
23. Bilgic A. M., Kunze J. W., Stegmann V., Cerioni L., Zoete-weij M., *Tm – Technisches Messen*, 2015, vol. 82, no. 11, pp. 539–548. <https://doi.org/10.1515/teme-2015-0082>
24. Weissenbrunner A., Fiebach A., Schmelter S., Thamsen P. U., Lederer T., *Flow Measurement and Instrumentation*, 2016, vol. 52, pp. 25–39. <https://doi.org/10.1016/j.flowmeasinst.2016.07.011>
25. Давыдов В. В., Дудкин В. И., Карсеев А. Ю. Малогабаритный меточный ядерно-магнитный расходомер для измерения быстроменяющихся расходов жидкости // Измерительная техника. 2015. № 3. С. 48–51 [Davydov V. V., Dudkin V. I., Karseev A. Y., *Measurement Techniques*, 2015, vol. 58, no. 3, pp. 317–322. <https://doi.org/10.1007/s11018-015-0707-1>].
26. Deng F., Xiong C., Chen S., Chen G., Wang M., Liu H., Zhang J., Xiao L., *Petroleum Exploration and Development*, 2020, vol. 47, no. 4, pp. 855–866. [https://doi.org/10.1016/S1876-3804\(20\)60101-X](https://doi.org/10.1016/S1876-3804(20)60101-X)
27. O'Neill K. T., Klotz, A., Stanwix, P. L. et al., *Flow Measurement and Instrumentation*, 2017, vol. 58, pp. 104–111. <https://doi.org/10.1016/j.flowmeasinst.2017.10.004>
28. Meribout M., Azzi A., Ghendour N. et al., *Measurement*, 2020, vol. 165, 108111. <https://doi.org/10.1016/j.measurement.2020.108111>
29. Давыдов В. В., Мязин Н. С., Давыдов Р. В. Ядерно-магнитный расходомер-релаксометр для контроля расхода и состояния теплоносителя в первом контуре ядерного реактора подвижного объекта // Измерительная техника. 2022. № 4. С. 49–58 [Davydov V. V., Myazin N. S., Davydov R. V., Nuclear-magnetic flowmeter-relaxometer for control to expenditure and condition transparent liquids of coolant in first circuit of nuclear reactor a moving object, *Izmeritel'naya tekhnika*, 2022, no. 4, pp. 49–58 (In Russ.)]. <https://doi.org/10.32446/0368-1025it.2022-4-49-58>
30. Leshe A., *Nuclear induction*, Veb Deustscher Verlag Der Wissenschaften, Berlin, 1963, 864 p.
31. Abragam A., *The principles of nuclear magnetism*, Oxford at the Clarendon Press, Oxford UK, 1961, 646 p.
32. Давыдов В. В., Дудкин В. И., Карсеев А. Ю. Формирование линии нутации в ядерно-магнитных измерителях с текущим образцом // Письма в журнал технической физики. 2015. № 7. С. 103–110 [Davydov V. V., Dudkin V. I., Karseev A. Yu., *Technical Physics Letters*, 2015, vol. 41, pp. 355–358. <https://doi.org/10.1134/S1063785015040057>].
33. Давыдов В. В., Дудкин В. И., Карсеев А. Ю., Вологдин В. А. Особенности применения метода ядерно-магнитной спектроскопии для исследования потоков жидких сред // Журнал прикладной спектроскопии. 2015. Т. 82. № 6. С. 936–942 [Davydov V. V., Dudkin V. I., Karseev A. Yu., Vologdin V. A., *Journal of Applied Spectroscopy*, 2015, vol. 82, no. 6, pp. 1013–1019. <https://doi.org/10.1007/s10812-016-0220-6>].

Статья поступила в редакцию 07.04.2022; одобрена после рецензирования 04.05.2022; принята к публикации 11.05.2022.
The article was submitted 07.04.2022; approved after reviewing 04.05.2022; accepted for publication 11.05.2022.

Адаптивный метод измерения частоты основного тона с использованием двухуровневой авторегрессионной модели речевого сигнала

Андрей Владимирович Савченко¹, Владимир Васильевич Савченко²✉

¹ Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Нижний Новгород, Россия, avsavchenko@hse.ru, <https://orcid.org/0000-0001-6196-0564>

² Нижегородский государственный лингвистический университет, Нижний Новгород, Россия, vvsavchenko@yandex.ru✉, <https://orcid.org/0000-0003-3045-3337>

Аннотация. Рассмотрена задача определения частоты основного тона речевого сигнала в условиях действия белого гауссова шума. Предложен метод измерений данной частоты, который учитывает периодическую структуру спектра мощности вокализованных фреймов речи и основан на принципе накопления энергии гармоник в частотной области. Для этого в алгоритм обработки речевого сигнала введена процедура выравнивания огибающей спектра мощности с использованием двухуровневой авторегрессионной модели наблюдений: в пределах одного периода основного тона и в интервале нескольких таких периодов. При этом предусмотрена адаптация порядка авторегрессии нижнего уровня под наблюдаемый фрейм. Рассмотрен пример практической реализации адаптивного метода на базе метода Берга. Основные достоинства адаптивного метода по сравнению с известными аналогами – высокое быстродействие и повышенная помехоустойчивость – подтверждены результатами проведенного натурного эксперимента. В результате применения адаптивного метода получен выигрыш в пороговых сигналах 5–10 дБ.

Ключевые слова: акустика речи, речевой сигнал, акустические измерения, авторегрессионная модель, проблема априорной неопределенности, адаптивный подход

Финансирование: Исследование выполнено при финансовой поддержке Российского научного фонда (проект № 20-71-10010).

Для цитирования: Савченко А. В., Савченко В. В. Адаптивный метод измерения частоты основного тона с использованием двухуровневой авторегрессионной модели речевого сигнала // Измерительная техника. 2022. № 6. С. 60–66. <https://doi.org/10.32446/0368-1025it.2022-6-60-66>

An adaptive method for measuring the pitch frequency using a two-level autoregressive model of a speech signal

Andrey V. Savchenko¹, Vladimir V. Savchenko²✉

¹ National Research University Higher School of Economics, Nizhny Novgorod, Russia, avsavchenko@hse.ru, <https://orcid.org/0000-0001-6196-0564>

² Nizhny Novgorod State Linguistic University, Nizhny Novgorod, Russia, vvsavchenko@yandex.ru✉, <https://orcid.org/0000-0003-3045-3337>

Abstract. The problem of determining the fundamental frequency of a speech signal in the presence of white Gaussian noise is considered. A new method for its measurement is proposed, which takes into account the periodic structure of the power spectrum of voiced speech frames and is based on the principle of harmonic energy accumulation in the frequency domain. For this purpose, a procedure for equalizing its spectral envelope was introduced into the speech signal processing algorithm using a two-level autoregressive observations model: within one and several periods of the fundamental tone. At the same time, the adaptation of the order of autoregression of the lower level to the observed frame is implemented. An example of the practical implementation of the adaptive method based on the Berg method is considered. With the use of author's software, an experiment was set up and carried out, and experimental estimates of the effectiveness of the new method were obtained. It is shown that, due to its adaptation, a gain in threshold signals of 5–10 dB is achieved.

Keywords: speech acoustics, voice signal, acoustic measurements, autoregressive model, a priori uncertainty, adaptive approach

Financial Support: the work is supported by RSF (Russian Science Foundation) grant no. 20-71-10010.

Введение. На протяжении многих лет частота основного тона (ЧОТ) широко используется в системах автома-

тической обработки речи самого разного назначения: от передачи речевого сигнала по цифровым каналам связи

до речевой аналитики и искусственного интеллекта [1, 2]. Таким образом, измерение ЧОТ давно стало классической задачей в области речевых технологий, и существует множество разных подходов к её решению. Однако далеко не все проблемы в данной области исследований достаточно полно освещены в настоящий момент [3–5]. Прежде всего, не решён вопрос о потенциальной точности измерения ЧОТ при учёте множества случайных факторов [5–7]. Проблема обостряется условиями априорной неопределённости в отношении тонкой структуры речевого сигнала, фонового шума, а также малых выборок наблюдений на относительно коротких (длительностью $\tau = 20 \dots 30$ мс) интервалах приближительной стационарности (квазистационарности) сигнала [8–10]. Для измерения ЧОТ с высокой точностью в этих условиях требуется адаптивный подход [11, 12]. Поэтому актуальной представляется тема настоящего исследования, основанного на принципе накопления энергии речевого сигнала в частотной области. При этом используется авторегрессионная (АР) модель двух уровней параметризации [13]: в расчёте на тонкую структуру спектра мощности речевого сигнала, с одной стороны, и на его спектральную огибающую, с другой. АР-модели первого и второго уровней имеют порядки p и q соответственно, причём $p \gg 1, q \ll p$.

Цель исследования – повышение точности измерений ЧОТ речевого сигнала на фоне помех типа белого гауссова шума в режиме скользящего окна наблюдений конечной длительности τ .

Постановка задачи. Согласно акустической теории речеобразования [1] спектральная плотность мощности (СПМ) вокализованных отрезков (фреймов) речевого сигнала $x(t)$ имеет квазипериодическую структуру [8, 14]. Её минимальная частота F_0 или период повторения последовательности $K = 0,5F/F_0 \gg 1$ узкополосных (квазигармонических) составляющих, где F – частота временной дискретизации, и определяет понятие ЧОТ [5]. При этом оптимальная обработка речевого сигнала состоит из двух последовательных операций [15]: внутрипериодной автокомпенсации сигнала $x(t)$ на входе измерителя ЧОТ и межпериодного накопления сигнала $y(t)$ на выходе автокомпенсатора. При практической реализации используются предикторы речи (от англ. prediction – предсказание) двух разных уровней линейного предсказания речевого сигнала [13]: в пределах одного периода основного тона $T_0 = F_0^{-1} \gg T = F^{-1}$ и на интервале нескольких таких периодов. Внутрипериодный предиктор (автокомпенсатор) играет роль фильтра выравнивания (spectrum flattening) [16] или обеления (whitening) [17, 18] огибающей СПМ речевого сигнала в полосе рабочих частот $f \leq 0,5F$. В идеале на выходе автокомпенсатора можно получить периодическую (с периодом T_0) последовательность импульсов возбуждения голосового тракта диктора [16, 19]. Для выделения данной последовательности из сигнала $y(t)$ на фоне шума предназначен второй, межпериодный предиктор в функции межпериодного накопителя речевого сигнала [5]. Он выполняется по схеме рекурсивного (гребенчатого) фильтра в многоканальном варианте – в расчёте на определённый диапазон возможных

(альтернативных) значений ЧОТ в процессе акустических измерений [21]. При этом наилучшую альтернативу условный наблюдатель выбирает по принципу максимизации мощности сигнала на выходе определённого канала межпериодного накопителя. Однако в общем случае это весьма затратное техническое решение, которое плохо сочетается с режимом измерений ЧОТ в реальном времени. Поэтому на практике в роли накопителя широко применяют простейший фильтр нижних частот [16] или близкую к нему в принципиальном отношении кепстральную обработку речевого сигнала [22]. При этом окончательный блок измерителя ЧОТ выполняется по схеме частотного детектора. Однако низкочастотная фильтрация неразрывно связана с частичными потерями полезной информации [23]. Поэтому авторами настоящей статьи предпринята попытка создания субоптимального метода измерения ЧОТ по наблюдаемому фрейму конечной длительности τ с накоплением энергии всех K гармоник ЧОТ при использовании двухуровневой АР-модели речевого сигнала.

Двухуровневая АР-модель. Наиболее естественным способом обработки сигналов в частотной области является дискретное Фурье-преобразование [24]. Однако при учёте малой длительности речевого фрейма $x(t)$ и в виду недостаточной разрешающей способности по частоте такой вариант мало пригоден для практического применения в рамках рассматриваемой задачи. Проблема преодолевается радикально путём применения высокоскоростных параметрических методов спектрального анализа, основанных на АР-модели гласных звуков речи [17]. В частотной области данная модель определяется выражением для СПМ общего вида

$$G_p(f) = \sigma_p^2 T \left| 1 - \sum_{i=0}^p a_p(i) \exp(-j2\pi i f T) \right|^{-2}; \quad (1)$$

$$f \leq 0,5F,$$

где σ_p^2 – дисперсия погрешности линейного предсказания в роли масштабного множителя; $a_p(i)$ – i -й коэффициент линейной авторегрессии p -го порядка.

Порядок p устанавливает наблюдатель исходя из поставленной задачи [11, 12]. Для моделирования тонкой структуры речевого сигнала порядок $p \geq 2K$ ограничен снизу удвоенным числом гармоник ЧОТ. Например, в диапазоне $F_0 = 80 \dots 200$ Гц значений ЧОТ дикторов-мужчин [14] при $F = 8$ кГц будем иметь $K = 4000/(80 \dots 200) = 20 \dots 50$ гармоник с частотами $F_0, 2F_0, \dots, KF_0$. В данном случае получаем $p \geq 100$. Напротив, для моделирования огибающей СПМ требуется существенно более низкий порядок q . В таком случае выражение (1) примет вид инверсного преобразования [13]:

$$G_q(f) = \sigma_q^2 T \left| 1 - \sum_{i=0}^q a_q(i) \exp(-j2\pi i f T) \right|^{-2} = |A_q(jf)|^{-2}; \quad (2)$$

$$f \leq 0,5F$$

квадрата модуля комплексного коэффициента передачи

$$A_q(jf) = (\sigma_q^2 T)^{-0,5} \left(1 - \sum_{i=1}^q a_q(i) \exp(-j2\pi i f T) \right) \quad (3)$$

линейного трансверсального фильтра q -го порядка с константой $(\sigma_q^2 T)^{-0.5}$ в качестве коэффициента усиления. Здесь $a_q(i)$ – i -й элемент вектора $\mathbf{a}_q$ АР-коэффициентов q -го порядка. СПМ сигнала $y(t)$ на выходе фильтра (3) в частотной области описывается выражением

$$G_{p,q}(f) = |A_q(jf)|^2 G_p(f) = G_p(f) / G_q(f); \quad \left. \begin{array}{l} f \leq 0.5F. \end{array} \right\} \quad (4)$$

В идеальном случае – при точно подобранных под наблюдаемый фрейм $x(t)$ порядках p, q авторегрессий двух разных уровней – выражение (3) определяет ключевой элемент в составе оптимального измерителя ЧОТ, а именно внутривариационный обеляющий фильтр. В таком случае выражение (4) будет определять линейчатую СПМ последовательности импульсов возбуждения голосового тракта диктора. Измеряя период их повторения, получаем оптимальную оценку ЧОТ F_0 . Проблема состоит, главным образом, в выборе оптимального значения порядка q АР-параметризации нижнего уровня, поскольку порядок p жёстко обусловлен числом K гармоник ЧОТ в рабочем диапазоне частот $f \leq 0.5F$. Решение данной проблемы в рамках адаптивного подхода приведено далее.

Адаптивный метод. Предположим, что обеляющий фильтр (3) оптимально адаптирован под наблюдаемый фрейм $x(t)$. В таком случае в соответствии с (4) СПМ сигнала $y(t)$ будет состоять из $K=0.5F/F_0 \gg 1$ ярко выраженных гармонических составляющих с равномерным сдвигом между собой по частоте, в идеале – на F_0 . Измерив значение сдвига тем или иным способом, можно получить исковую оценку ЧОТ $\hat{F}_0$. Задача состоит, таким образом, в выборе способа измерения.

Эффективный способ основан на вычислении автокорреляционной функции (АКФ) спектра мощности речевого сигнала [25]. Этому, как правило, предшествует амплитудное квантование СПМ (4) на два уровня:

$$\forall f \leq 0.5F: G_0(f) = \begin{cases} 1, & G_{p,q}(f) > g_0; \\ 0, & G_{p,q}(f) \leq g_0; \end{cases} \quad (5)$$

где g_0 – порог квантования, пропорционально связанный со средней мощностью сигнала $y(t)$ в частотной области.

На множестве дискретных частот $f_m = f_{m-1} + \Delta f$, $m=1, 2, \dots, M$, $M=0.5F/\Delta f$, запишем оценку ЧОТ в общем виде

$$\hat{F}_0 = \text{Argmax}_{m_1 \leq r \leq m_2} Q_{p,q}(f_r) \triangleq \hat{F}_0(q), \quad (6)$$

где $Q_{p,q}(f_r)$ – нормированная АКФ квантованного спектра (5).

Аргументом $Q_{p,q}(f_r)$ является частотный сдвиг $f_r = r\Delta f$ в границах $m_1\Delta f \leq f_r \leq m_2\Delta f$ анализируемого диапазона частот. Эти границы регулируются выбором двух соответствующих констант $m_1 \leq m_2 \leq 0.5F/\Delta f$. Причём в целях исключения для правила (6) тривиального результата $\hat{F}_0=0$ константа $m_1 = \inf F_0/\Delta f > 0$ не может быть установлена равной нулю. Более того, в расчёте на определённую категорию дикторов

она может намного превышать единицу. При этом амплитуда первого пика АКФ в области боковых лепестков

$$Q_{p,q}^* \triangleq Q_{p,q}(f_r) \big|_{f_r = \hat{F}_0(q)} \quad (7)$$

характеризует степень надёжности формируемой согласной (6) оценки ЧОТ. Чем ближе этот пик к единице, тем надёжнее соответствующая оценка $\hat{F}_0(q)$. Она существенным образом зависит от обоих порядков двухуровневой АР-модели (1). Однако эта зависимость носит неравноценный характер. Так, если значение $p=100$ обусловлено нижней границей ЧОТ [13], примерно равной 80 Гц для всех без исключения категорий дикторов, то порядок q не может быть установлен постоянным даже в расчёте на конкретного диктора, если учитывать отмеченную выше структурную вариативность его речи.

Проблема заключается в том, что в соответствии с назначением обеляющего фильтра его вектор коэффициентов в выражении (3) должен быть адаптирован под текущую (мгновенную [23]) АР-оценку СПМ (1) порядка $p \gg q$ при условии, что размерность q этого вектора на данный момент ещё не определена. Указанное противоречие разрешает двухэтапная процедура адаптации. На первом этапе вектор $\mathbf{a}_q$ АР-коэффициентов адаптируется по наблюдаемому фрейму $x(t)$ с использованием метода Берга одновременно в нескольких ($L > 1$) вариантах его порядка $q = q_1, q_2, \dots, q_L$. И далее из них выберем вариант

$$q^* = \text{Argmax}_{p=\text{const}} Q_{p,q}^* \quad (8)$$

по критерию максимума пика (7). Данному варианту отвечает оценка ЧОТ вида

$$\hat{F}_0^* = \hat{F}_0(q) \big|_{q=q^*} = \hat{F}_0(q^*). \quad (9)$$

Выражения (1)–(9) в совокупности определяют адаптивный метод измерения ЧОТ с автоматическим выбором порядка q по результатам обработки наблюдаемого фрейма $x(t)$. Выражение (7) описывает в этом методе функцию межпериодного накопления, а выражения (8) и (9) – критерий максимума нормированной АКФ в частотной области.

Для практической реализации разработанного метода лучше всего подходят параметрические методы цифрового спектрального анализа, рассчитанные на применение в условиях малых выборок наблюдений, например, метод Берга, который гарантирует устойчивость формируемой АР-модели (2) в любом случае [24]. Ввиду высоких динамических свойств этот метод можно успешно использовать и для адаптации АР-оценки СПМ (1) высокого порядка $p=100$. Именно такой вариант представляется наиболее эффективным техническим решением рассматриваемой задачи, поскольку спектральные оценки Берга разных порядков $q_1 < q_2 < \dots < q_L < p$ формируются в рамках одной рекуррентной вычислительной процедуры нарастающего порядка $p=1, 2, \dots$. Эффективность предложенного метода подтверждена данными проведенного эксперимента.

Программа и результаты эксперимента. На первой стадии экспериментального исследования объектом служили сигналы шести гласных звуков русской речи в их аддитивной смеси с фоновым шумом. При этом роль контрольного диктора выполнял один из авторов настоящей статьи, а источником шума служил генератор белого гауссова шума в программном исполнении. Дисперсия шума, а вслед за ней и отношение сигнал/шум (ОСШ) на входе измерителя ЧОТ варьировались в пределах $h^2=0...40$ дБ. Длительность каждого сигнала (2,5–3 с) изначально рассчитана на его автоматическое разделение на множество коротких ($\tau=30$ мс) фреймов $x(t)$ при их частичном (по 20 мс) перекрытии во времени. При частоте дискретизации речевого сигнала $F=8$ кГц размерность фреймов составила $N=30 \cdot 8=240$ отсчётов. В результате по каждому гласному звуку речи была сформирована достаточно представительная база данных объёмом $R=(2...3) \cdot 10^2=200...300$ независимых образцов для каждого отдельного значения ОСШ. Далее по каждому речевому фрейму $x(t)$ методом Берга с шагом $\Delta f=10$ Гц получены СПМ (1), (2). Порядок первой из них установлен равным $p=100$, порядок $q=8...20$ варьировался в пределах заданного множества альтернатив. По результатам проведённых испытаний составлено множество альтернативных спектральных пар $\{G_p(f); G_q(f)\}$, с использованием которых вычислены соответствующие «обелённые» СПМ (4), в том числе в их бинарном варианте (5). Затем, следуя решающему правилу (6), получено множество альтернативных результатов $\hat{F}_0(q)$ измерения ЧОТ в пределах каждого отдельного наблюдаемого фрейма $x(t)$. Из их числа в соответствии с критерием (9) отобраны оптимальные варианты оценки $\hat{F}_0^*$ для каждого отдельного значения ОСШ. Инструментальная погрешность измерений $0,5\Delta f$ сокращена при этом до 2–3 Гц путём интерполяции зависимости $Q_{p,q}(f_r)$ в окрестностях её первого локального максимума (7). В дальнейшем полученные оценки $\hat{F}_0^*$ в пределах R -выборки экспериментальных данных $\{x(t)\}$ статистически усреднены. В итоге при доверительной вероятности 0,9 относительная погрешность выборочной (итоговой) оценки ЧОТ $\varepsilon_F=1,65R^{-0,5}=1,65(250...300)^{-0,5}=9...10\%$ [26]. Все основные вычисления в ходе эксперимента были выполнены с использованием авторской компьютерной программы Phoneme Training¹. Полученные результаты отражены в виде графиков и диаграмм.

На рис. 1 представлено типичное семейство СПМ сигналов гласного звука «а» контрольного диктора на выходах соответственно спектрального анализатора (1), обеляющего фильтра (4) и амплитудного спектрального квантователя (5) в условиях относительно невысокого ($h^2=20$ дБ) фонового шума на входе. При сравнении графиков $G_p(f)$, $G_{p,q}(f)$ выявляются эффекты как

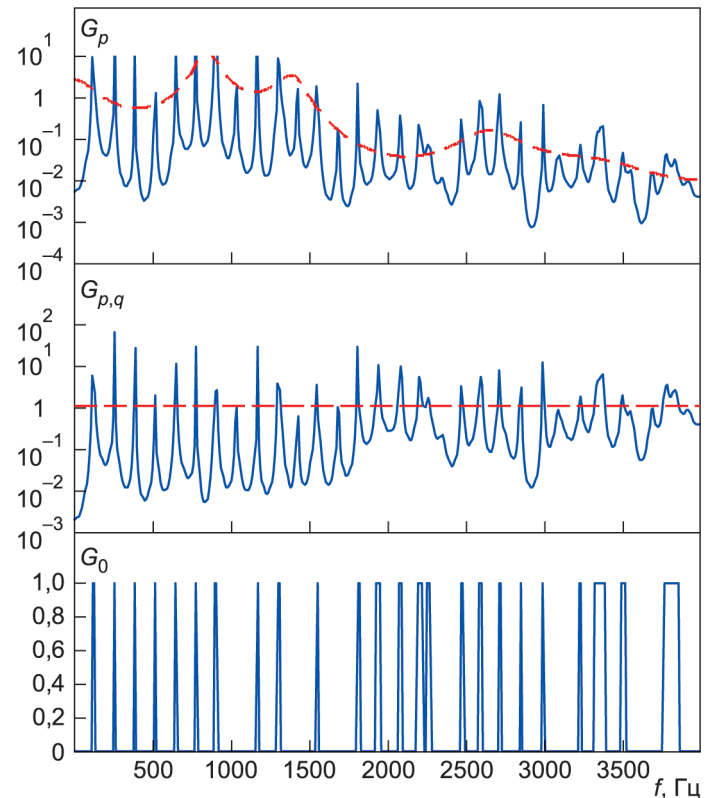


Рис. 1. Спектральная плотность мощности сигнала гласного звука «а» (сплошная линия) и её огибающая (штриховая линия) соответственно на входе измерителя ЧОТ $G_p(f)$, на выходе обеляющего фильтра $G_{p,q}(f)$ и на выходе амплитудного квантователя $G_0(f)$ при порядке $q=10$

Fig. 1. The power spectral density of the signal of the vowel “a” (solid line) and its envelope (dashed line), respectively, at the input of the pitch frequency meter $G_p(f)$, at the output of the white filter $G_{p,q}(f)$ and at the output of the amplitude quantizer $G_0(f)$ with order $q=10$

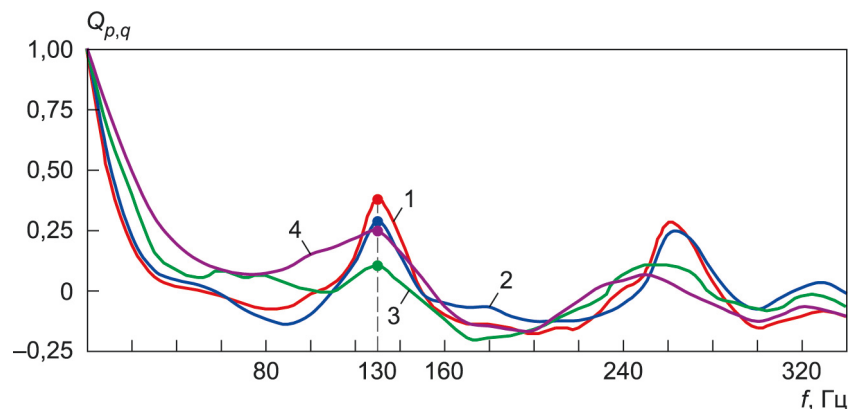


Рис. 2. Нормированная АКФ спектра мощности речевого сигнала на выходе амплитудного квантователя при отношении сигнал/шум 20 дБ (1, 2) и 0 дБ (3, 4) для порядков q , равных 12 (1), 10 (2, 3) и 8 (4)

Fig. 2. Normalized ACF of the speech signal's PSD at the output of the amplitude quantizer at SNR equal to 20 dB (1, 2) and 0 dB (3, 4) for cases $q=12$ (1), $q=10$ (2, 3) and $q=8$ (4)

спектрального АР-моделирования, так и выравнивания спектральной огибающей. Горизонтальной штриховой линией на графике $G_{p,q}(f)$ указан пороговый уровень

$$g_0 = M^{-1} \sum_{m=1}^M G_{p,q}(f_m),$$

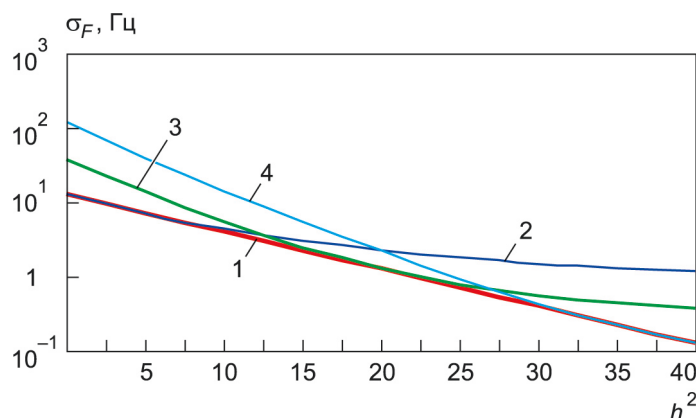


Рис. 3. Зависимость СКО σ_F погрешности измерения ЧОТ от отношения сигнал/шум h^2 на входе измерителя для случаев $q = q_{\text{опт}}$ (1), $q = 8; 10; 15$ (2–4 соответственно)

Fig. 3. Dependence of RMS σ_F measurement error on SNR h^2 at the pitch frequency meter input for cases $q = q_{\text{опт}}$ (1), $q = 8; 10; 15$ (2–4)

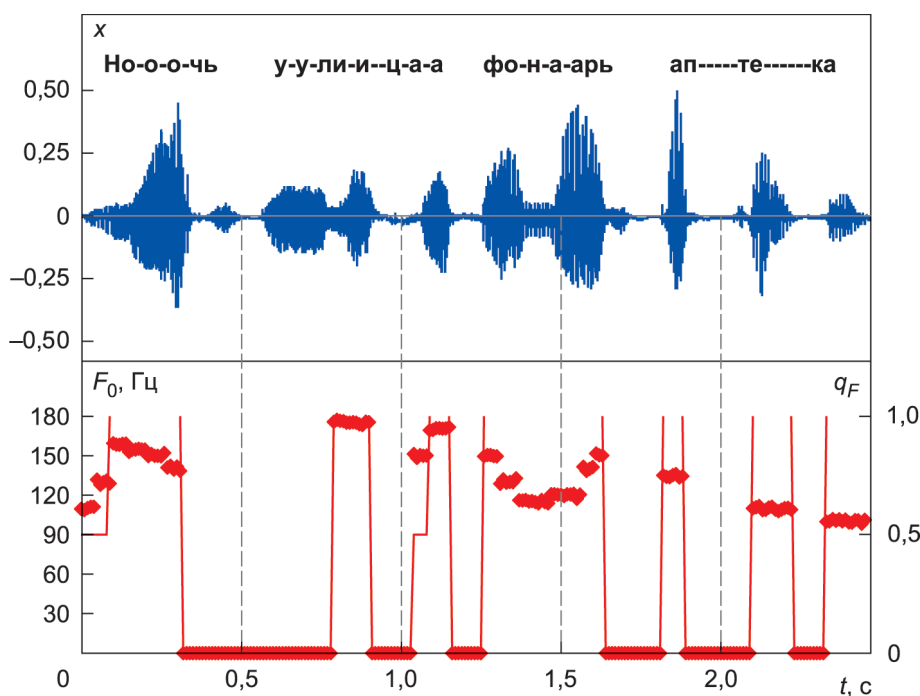


Рис. 4. Временная диаграмма контрольного речевого сигнала $x(t)$, траектория ЧОТ в динамике $F_0(t)$ и диаграмма показателя надёжности q_F результатов

Fig. 4. Timing diagram of the control speech signal $x(t)$, the pitch frequency trajectory in dynamics $F_0(t)$ and a diagram of the reliability index q_F of the results

определяемый в данном случае по формуле средней мощности сигнала $y(t)$ в частотной области (4). График $G_0(f)$ наглядно иллюстрирует назначение амплитудного квантователя в составе измерителя ЧОТ – нормализацию по форме и по уровню гармонических составляющих спектра мощности речевого сигнала.

Достигнутый при этом эффект в полной мере отражает рис. 2, на котором представлено семейство графиков нормированной АКФ спектра мощности на выходе амплитудного квантователя (5) при ОСШ, равном 20 и 0 дБ для порядков АР-модели $q = 12; 10; 8$. Амплитуда (7) первого пика АКФ (показана точкой) существенно зависит не только от ОСШ, но и от порядка q АР-модели. Однако положение этого пика в частотной области, а значит и значение $\hat{F}_0 \approx 130$ Гц итоговой оценки (9) остаются стабильными во всех рассматриваемых случаях. Это является признаком высокой помехоустойчивости предложенного измерителя ЧОТ и, одновременно, стимулом для адаптации порядка q в рамках критерия (8).

В развитие сделанных выводов на рис. 3 представлены графики зависимости среднего квадратического отклонения (СКО) σ_F оценки ЧОТ сигнала гласного звука речи «а» от ОСШ (кривая 1) при использовании оптимального согласно критерию (8), (9) значения $q_{\text{опт}}$ и других значениях порядка q (кривые 2–4). В области рабочих значений ОСШ $h^2 = 10 \dots 20$ дБ кривые 2–4 существенно отличаются в худшую сторону от оптимального варианта.

Таким образом, вследствие адаптации измерителя ЧОТ к речевому фрейму $x(t)$ на входе достигается выигрыш в пороговых сигналах порядка 5–10 дБ.

Сделанные выводы справедливы и для всех остальных гласных звуков речи контрольного диктора. Однако их оценки ЧОТ могут сильно различаться. Например, для звука «и» оценка $\hat{F}_0$ составила около 120 Гц. С указанной точки зрения не только теоретическое, но и практическое значение имеют результаты второй, заключительной стадии проведённого эксперимента. Его объектом служила строка «Ночь, улица, фонарь, аптека» одноимённого стихотворения А. Блока. Аудиозапись этой строки сделана контрольным диктором в условиях рабочего кабинета при ОСШ порядка 20 дБ. В процессе автоматической обработки она разделена на последовательность фреймов $x(t)$ длительностью $\tau = 30$ мс каждый. Согласно методу (1)–(7) для каждого фрейма получена текущая оценка ЧОТ, временные диаграммы показаны на рис. 4. Синхронно с речевым сигналом $x(t)$ (вверху) представлена последовательность формируемых согласно (9) оценок ЧОТ $F_0(t)$ (внизу), а также диаграмма показателя их надёжности q_F .

определяемого по принципу: чем больше амплитуда бокового пика АКФ, тем выше надёжность результата измерений [16]:

$$q_F = \begin{cases} 1, & Q_{p,q}^* \geq 0,25; \\ 0,5, & 0,2 < Q_{p,q}^* \leq 0,25; \\ 0, & Q_{p,q}^* \leq 0,2. \end{cases} \quad (10)$$

Из рис. 4 следует, что оценки ЧОТ сильно разнятся между собой, значение оценки зависит не только от типа очередной фонемы, но и от интонации диктора в момент её произнесения. При этом разрывы и пропуски на временной диаграмме (см. рис. 4, внизу) указывают на соответствующие недостаточно вокализованные, в частности, назальные звуки речи диктора.

Обсуждение полученных результатов. Корреляционная обработка речевого сигнала давно и широко используется исследователями в целях выявления периодической составляющей в его тонкой структуре, правда, как правило, во временной области [5, 21]. Однако достигаемый при этом эффект сильно зависит от длительности τ речевого фрейма. При $\tau < 2T_0 = 2/F_0$ эффект равен нулю [9], но пропорционально возрастает при увеличении относительной длительности фрейма данных $n_1 = \tau/T_0 = \tau F_0$. Например, при $F_0 = 100$ Гц и $\tau = 30$ мс будем иметь $n_1 = 3$, но этого может оказаться недостаточно в условиях интенсивного фонового шума. Отсюда возникает острая проблема помехоустойчивости измерителей ЧОТ при работе в режиме реального времени [6, 17]. Картина резко изменяется при вычислении спектральной АКФ $Q_{p,q}(f)$. Здесь основным источником информации служит последовательность гармоник СПМ $G_{p,q}(f)$ с периодом F_0 . Соответственно, относительная длина интервала наблюдений в частотной области составляет $n_2 = 0,5F/F_0 = K$. Ввиду того, что $F_0 \ll F$, параметр $K \gg 1$ (см. рис. 2), поэтому на значение n_2 шум влияет в меньшей степени по сравнению с влиянием на n_1 . А это признак более высокой помехоустойчивости.

Существенное для практики преимущество предложенного метода измерения ЧОТ состоит в автоматической оценке степени надёжности принимаемых решений (9) по уровню бокового пика АКФ (7) согласно критерию (8). Напротив, для большинства известных методов измерения ЧОТ процедура классификации такого рода является одной из основных составляющих их вычислительной сложности [27].

Заключение. В результате проведённого исследования предложен адаптивный метод измерения ЧОТ речевого сигнала в режиме скользящего окна конечной длительности τ . Ключевое звено метода – обеляющий фильтр спектральной огибающей – адаптируется к наблюдаемому фрейму методом перебора альтернатив по критерию (8) максимума амплитуды боковых лепестков спектральной АКФ. В результате такой адаптации достигается выигрыш в пороговых сигналах 5–10 дБ. При этом вычислительные затраты на реализацию адаптивного метода порядка $pN + LM$ элементарных операций умножения/деления отвечают производительности современных информационных систем при работе в реальном времени.

Полученные результаты предназначены для применения при разработке новых систем и технологий автоматической

обработки речи различного назначения, включая речевую связь [8, 13], прикладную акустику [4, 5] и другие, в целях отслеживания в динамике изменений эмоционального состояния их пользователей [26, 28].

Список источников / References

1. Rabiner L. R., Shafer R. W., *Theory and Applications of Digital Speech Processing*, Boston, Pearson, 2010, 1060 p.
2. Schenkman B. N., Gidla V. K., *Applied Acoustics*, 2020, vol. 163, 107214. <https://doi.org/10.1016/j.apacoust.2020.107214>
3. Souza G. V., Duarte J. M., Viegas F. et al, *Journal of Voice*, 2020, vol. 34, no. 4, pp. 641–648. <https://doi.org/10.1016/j.jvoice.2018.12.007>
4. Smith S. R., *The Journal of the Acoustical Society of America*, 2021, vol. 150, A113. <https://doi.org/10.1121/10.0007806>
5. Савченко А. В., Савченко В. В. Метод измерения частоты основного тона речевого сигнала для систем акустического анализа речи // Измерительная техника. 2019. № 3. С. 59–63. <https://doi.org/10.32446/0368-1025it.2019-3-59-63> [Savchenko A. V., Savchenko V. V., *Measurement Techniques*, 2019, vol. 62, no. 3, pp. 282–288. <https://doi.org/10.1007/s11018-019-01617-x>].
6. Yadav I. C., Shahnawazuddin S., Pradhan G., *Digital Signal Processing*, 2019, vol. 86, pp. 55–64. <https://doi.org/10.1016/j.dsp.2018.12.013>
7. Savchenko V. V., *Radioelectron. Commun. Syst.*, 2020, vol. 63, pp. 532–542. <https://doi.org/10.3103/S0735272720100039>
8. Gibson J. D., *Information*, 2016, vol. 32, no. 7. <https://doi.org/10.3390/info7020032>
9. Gu Yu., Wei H. L., *Information Sciences*, 2018, vol. 451–452, pp. 195–209. <https://doi.org/10.1016/j.ins.2018.04.007>
10. Cui S., Li E., Kang X., *IEEE International Conference on Multimedia and Expo (ICME)*, London, United Kingdom, 2020, pp. 1–6. <https://doi.org/10.1109/ICME46284.2020.9102765>
11. Savchenko V. V., Savchenko A. V., *Journal of Communications Technology and Electronics*, 2020, vol. 65, no. 11, pp. 1311–1317. <https://doi.org/10.1134/S1064226920110157>
12. Savchenko V. V., Savchenko A. V., *Radioelectron. Commun. Syst.*, 2019, vol. 62, no. 5, pp. 276–286. <https://doi.org/10.3103/S0735272719050042>
13. Savchenko V. V., *Radioelectron. Commun. Syst.*, 2021, vol. 64, no. 11, pp. 592–603. <https://doi.org/10.3103/S0735272721110030>
14. Kashani H. B., Sayadiyan A., *Computer Speech & Language*, 2018, vol. 50, pp. 105–125. <https://doi.org/10.1016/j.csl.2017.12.008>
15. Gibson J., *Information*, 2019, vol. 179, no. 10. <https://doi.org/10.3390/info10050179>
16. Markel J. D., Gray A. H., *Fundamental Frequency Estimation. In: Linear Prediction of Speech. Communication and Cybernetics*, Springer, Berlin, Heidelberg, 1976, vol. 12. https://doi.org/10.1007/978-3-642-66286-7_8
17. Esfandiari M., Vorobyov S. A., Karimi M., *Signal Processing*, 2020, vol. 171, 107480. <https://doi.org/10.1016/j.sigpro.2020.107480>

18. Jaramillo A. E., Nielsen J. K., Christensen M. G., *27th European Signal Processing Conference (EUSIPCO)*, 2019, pp. 1–5. <https://doi.org/10.23919/EUSIPCO.2019.8902763>
19. Palaparthi A., Titze I. R., *Speech Communication*, 2020, vol. 123, pp. 98–108. <https://doi.org/10.1016/j.specom.2020.07.003>
20. Ширман Я. Д. и др. Радиозлектронные системы. Основы построения и теория: Справочник. Под ред. Я. Д. Ширмана. Изд. 2-е, перераб. и доп. М.: Радиотехника, 2007. 657 с. [*Radioelektronnyye sistemy. Osnovy postroeniya i teoriya. Spravochnik*, Ed. Ya. D. Shirman, 2nd ed., Moscow, Radiotekhnika Publ., 2007, 657 c.].
21. Sinha R., Shahnawazuddin S., *Computer Speech & Language*, 2018, vol. 48, pp. 103–121. <https://doi.org/10.1016/j.csl.2017.10.007>
22. Oppenheim A. V., Schaffer R. W., *IEEE Signal Processing Magazine*, 2004, vol. 21, no. 5, pp. 95–106. <https://doi.org/10.1109/MSP.2004.1328092>
23. Parlak C., Altun Yu., *Mathematical Problems in Engineering*, 2021, vol. 2021, 6658951. <https://doi.org/10.1155/2021/6658951>
24. Marple S. L., *Digital spectral analysis with applications*, 2nd ed., Mineola, New York, Dover Publications, 2019.
25. Levkov D. G., Panin A. G., Tkachev I. I., arXiv:2010.15145v4 [astro-ph.HE], 2021. <https://arxiv.org/abs/2010.15145>
26. Савченко Л. В., Савченко А. В. Метод измерений показателя динамики эмоционального состояния пользователя по его речевому сигналу в режиме реального времени // Измерительная техника. 2021. № 4. С. 72–79. <https://doi.org/10.32446/0368-1025it.2021-4-49-57> [Savchenko L. V., Savchenko A. V., *Measurement Techniques*, 2021, vol. 64, no. 12. <https://doi.org/10.1007/s11018-021-01935-z>].
27. Deng B., Jouvett D., Laprie Y., Steiner I. and Sini A., *IEEE International Conference on Acoustics, Speech and Signal Processing (ICASSP)*, 2017, pp. 5605–5609. <https://doi.org/10.1109/ICASSP.2017.7953229>
28. Akçay M. B., Oğuz K., *Speech Communication*, 2020, vol. 116, pp. 56–76. <https://doi.org/10.1016/j.specom.2019.12.001>

Статья поступила в редакцию 14.03.2022; одобрена после рецензирования 11.05.2022; принята к публикации 13.05.2022.
The article was submitted 14.03.2022; approved after reviewing 11.05.2022; accepted for publication 13.05.2022.

Повышение точности измерений коэффициента абсолютной газопроницаемости методом стационарной фильтрации

Илья Петрович Аронов^{1✉}, Петр Михайлович Аронов², Егор Павлович Собина³

^{1, 2, 3} Уральский научно-исследовательский институт метрологии – филиал ФГУП «Всероссийский научно-исследовательский институт метрологии им. Д. И. Менделеева», Екатеринбург, Россия

¹AronovIP@uniim.ru ✉, <https://orcid.org/0000-0001-8617-7445>

²AronovPM@uniim.ru, <https://orcid.org/0000-0003-0601-0704>

³251@uniim.ru, <https://orcid.org/0000-0001-8489-2437>

Аннотация. Рассмотрено метрологическое обеспечение измерений коэффициента абсолютной газопроницаемости горных пород. Показано, что в ряде случаев невозможно определить абсолютный коэффициент газопроницаемости с требуемой точностью. Разработан алгоритм обработки результатов измерений коэффициента абсолютной газопроницаемости горных пород методом стационарной фильтрации. Алгоритм основан на объединении уравнений, описывающих закон Дарси и эффект Клинкенберга, применение алгоритма позволяет повысить точность измерений указанного коэффициента абсолютной газопроницаемости. Представлены результаты экспериментальных и модельных (теоретических) исследований. Методом Монте-Карло теоретически доказано, что использование предложенного алгоритма обработки первичных данных обеспечивает уменьшение неопределённости измерений коэффициента абсолютной газопроницаемости в 1,5 раза по сравнению с существующим алгоритмом. Теоретические данные согласуются с экспериментальными результатами измерений коэффициента абсолютной газопроницаемости 50 корундовых образцов. Полученные результаты будут полезны специалистам нефтедобывающей и газодобывающей промышленности, геологам при научных и прикладных исследованиях.

Ключевые слова: газопроницаемость, закон Дарси, эффект Клинкенберга, коэффициент абсолютной газопроницаемости, обработка данных, метод Монте-Карло

Для цитирования: Аронов И. П., Аронов П. М., Собина Е. П. Повышение точности измерений коэффициента абсолютной газопроницаемости методом стационарной фильтрации // Измерительная техника. 2022. № 6. С. 67–72. <https://doi.org/10.32446/0368-1025it.2022-6-67-72>

Increasing the accuracy of measurements of the coefficient of absolute gas permeability by the steady-state method

Ilya P. Aronov^{1✉}, Peter M. Aronov², Egor P. Sobina³

^{1, 2, 3} UNIIM – Affiliated branch of the D. I. Mendeleyev Institute for Metrology, Yekaterinburg, Russia

¹AronovIP@uniim.ru ✉, <https://orcid.org/0000-0001-8617-7445>

²AronovPM@uniim.ru, <https://orcid.org/0000-0003-0601-0704>

³251@uniim.ru, <https://orcid.org/0000-0001-8489-2437>

Abstract. The metrological support of measurements of the absolute gas permeability coefficient of rocks is considered. It is shown that in some cases it is impossible to determine the absolute gas permeability coefficient with the required accuracy. An algorithm has been developed for processing the measurement results of the absolute gas permeability coefficient of rocks by the steady-state method. The algorithm is based on the combination of equations describing Darcy's law and the Klinkenberg's effect, its application makes it possible to increase the accuracy of measurements of the specified absolute gas permeability coefficient. The results of experimental and model (theoretical) studies are presented. Using the Monte Carlo method, it is theoretically proved that the use of the proposed algorithm for processing primary data reduces the uncertainty of measurements of the absolute gas permeability coefficient by 1.5 times compared to the existing algorithm. The theoretical data are consistent with the experimental results of measurements of the absolute gas permeability coefficient of 50 corundum samples. The scope of application of the results obtained: oil and gas industry, geology, scientific research.

Keywords: gas permeability, Darcy's law, Klinkenberg effect, absolute gas permeability coefficient, data processing, Monte Carlo method

Введение. Проницаемость горной породы – свойство породы пропускать жидкости, газы и их смеси при градиенте давления [1] – очень важный параметр для нефтедобывающей

промышленности. По этому параметру оценивают запасы нефти и газа, продуктивность скважин, знание проницаемости необходимо для технологий разработки нефтяных и

газовых месторождений. Общей характеристикой физических свойств горных пород служит абсолютная проницаемость – проницаемость пористой среды, определённая при одной фазе этой среды, химически инертной по отношению к породе. При оценке абсолютной проницаемости часто применяют воздух или газ (как правило, гелий и азот). Абсолютная проницаемость, оценённая с помощью газа, называется коэффициентом абсолютной газопроницаемости и измеряется в квадратных метрах.

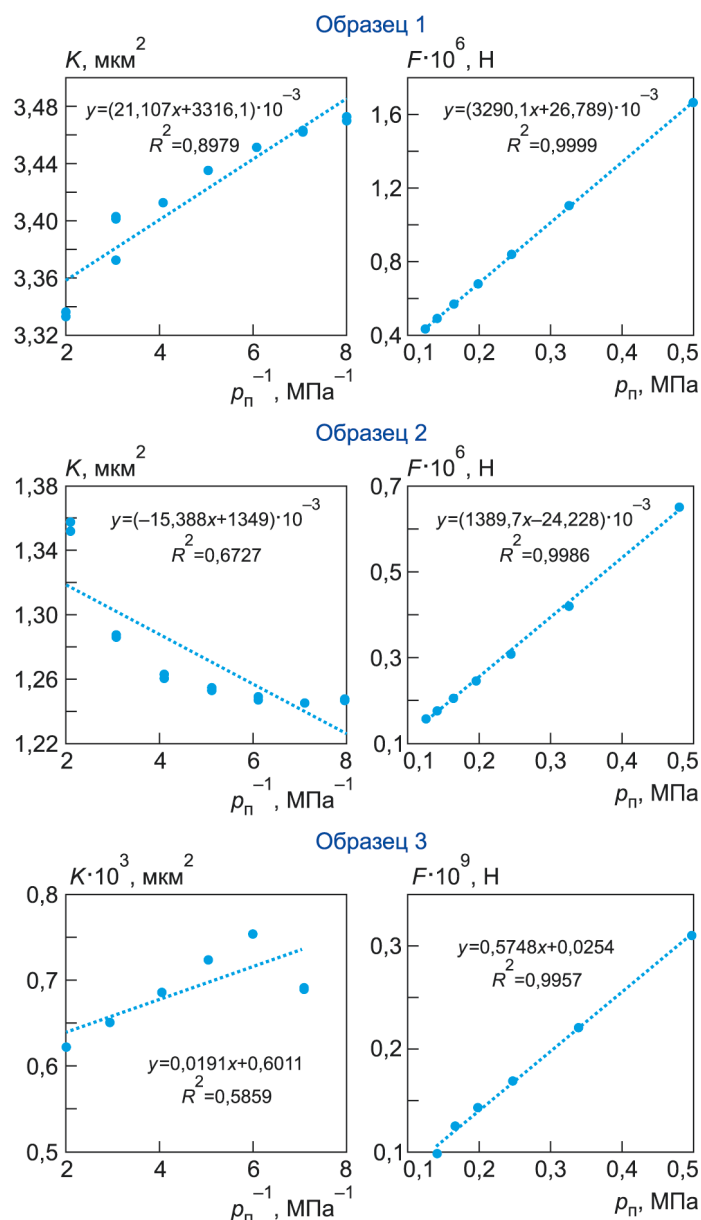


Рис. 1. Зависимости $K=k(p_n^{-1})$ и $F=f(p_n)$ для трёх корундовых образцов, полученные согласно ГОСТ 26540.2-85 и с помощью разработанного алгоритма соответственно

Fig. 1. The results of measurements of the absolute gas permeability coefficient obtained by the measurement method (GOST 26540.2-85) – $K=k(p_n^{-1})$; using a new algorithm – $F=f(p_n)$

Для метрологического обеспечения измерений коэффициента абсолютной газопроницаемости используются наборы стандартных образцов газопроницаемости горных пород ГСО 11546-2020/ГСО 11550-2020 [2], а также ГСО 11709-2021/ГСО 11712-2021, аттестованных с помощью Государственного первичного эталона единиц удельной адсорбции газов, удельной поверхности, удельного объёма пор, размера пор, открытой пористости и коэффициента газопроницаемости твёрдых веществ и материалов ГЭТ 210-2019 [3]. Методика измерений, применённая при установлении метрологических характеристик стандартных образцов (далее – методика измерений) основана на методе стационарной фильтрации, регламентированном ГОСТ 26450.2-85 «Породы горные. Метод определения коэффициента абсолютной газопроницаемости при стационарной и нестационарной фильтрации». Суть метода стационарной фильтрации заключается в определении постоянной (стационарной) скорости фильтрации газа через образец горной породы в линейном направлении под действием разности давлений. Скорость обусловлена известным объёмом газа, прошедшим через образец за фиксированный отрезок времени при постоянной разности давлений. Методики измерений коэффициента газопроницаемости, аналогичные рекомендованной в ГОСТ 26450.2-85, приведены в ряде зарубежных нормативных документов [4–6].

В методике измерений ГОСТ 26450.2-85 процесс пропускания газов через образец подчиняется закону Дарси и описывается уравнением фильтрации

$$K = \frac{2Q\mu l}{S(p_{\text{вх}}^2 - p_{\text{вых}}^2)}, \quad (1)$$

где K – коэффициент газопроницаемости при заданном поровом давлении; Q – объёмный расход газа при давлении p ; μ – вязкость газа; l , S – длина и площадь поперечного сечения исследуемого образца; $p_{\text{вх}}$, $p_{\text{вых}}$ – давления газа на входе и выходе из исследуемого образца соответственно.

При измерении коэффициента газопроницаемости согласно методике измерений и [4–6] необходимо учитывать эффект проскальзывания газа – эффект Клинкенберга [7–10]. Этот эффект проявляется в зависимости коэффициента газопроницаемости от порового давления в образце

$$p_n = (p_{\text{вх}} + p_{\text{вых}})/2. \quad (2)$$

Газопроницаемость, измеренная при поровом давлении, приближающемся к пластовому давлению, является абсолютной и близка к проницаемости по жидкости, не реагирующей с породой. Абсолютная газопроницаемость (коэффициент абсолютной газопроницаемости $K_{\text{абс}}$) связана с газопроницаемостью, измеренной при заданном поровом давлении соотношением

$$K_{\text{абс}} = K / (1 + bp_n^{-1}), \quad (3)$$

где b – константа Клинкенберга, зависящая от типа породы и фильтруемого газа.

В соответствии с методикой измерений $K_{абс}$ и [4–6] с помощью датчиков давления, температуры, объёмного расхода и микрометра измеряют все входные величины из уравнения (1), а затем по этому уравнению рассчитывают коэффициенты газопроницаемости при нескольких значениях порового давления. Далее строят линейную регрессионную зависимость коэффициента газопроницаемости от обратного порового давления $K=k(p_n^{-1})$ и экстраполируют её в точку $p_n^{-1}=0$.

В большинстве случаев алгоритм вычисления коэффициента абсолютной газопроницаемости $K_{абс}$, применяемый в методике измерений, эффективен и позволяет определить его значение с требуемой точностью. Однако в практике измерений различных образцов горных пород иногда такое определение невозможно вследствие малого значения коэффициента корреляции R^2 зависимости коэффициента газопроницаемости от обратного порового давления (3).

Цель настоящей работы – разработать алгоритм обработки данных измерений коэффициента абсолютной газопроницаемости, основанный на объединении уравнений, описывающих закон Дарси (1) и эффект Клинкенберга (3), используемых в методике измерений ГОСТ 26450.2-85 и других стандартах.

Алгоритм обработки данных. Приводим уравнение (3), описывающее эффект Клинкенберга, к форме уравнения линейной регрессии:

$$K = \beta p_n^{-1} + K_{абс}, \quad (4)$$

где $\beta = K_{абс} b$.

Затем объединяем уравнения (1) и (4):

$$K = \frac{2Qp_{вх}l}{S(p_{вх}^2 - p_{вых}^2)} = \beta p_n^{-1} + K_{абс}. \quad (5)$$

Умножаем обе части уравнения (5) на выражение (2) и получаем

$$\frac{Qp_{вх}l}{S(p_{вх} - p_{вых})} = \beta + K_{абс} p_n. \quad (6)$$

Анализ выражения (6) показал, что оно имеет размерность силы [Н]:

$$\frac{[M]^3 \times [C]^{-1} \times [Па] \times [Па] \times [C] \times [M]}{[M]^2 \times [Па]} = [M]^2 \times [Па] + [M]^2 \times [Па] = [Н]. \quad (7)$$

На основании (7) правая часть выражения (6) соответствует силе F , являющейся линейной функцией порового давления:

$$F = \beta + K_{абс} p_n. \quad (8)$$

Таким образом, согласно предложенному алгоритму искомый параметр $K_{абс}$ является угловым коэффициентом

Таблица 1

Расчётные значения коэффициентов абсолютной газопроницаемости и корреляции

n	Метод	$K_{абс}$ мкм ²	R^2
1	ГОСТ 26540.2-85	3,316	0,8979
	Алгоритм	3,290	0,9999
2	ГОСТ 26540.2-85	1,349	0,6727
	Алгоритм	1,390	0,9986
3	ГОСТ 26540.2-85	$0,6011 \cdot 10^{-3}$	0,5859
	Алгоритм	$0,5748 \cdot 10^{-3}$	0,9957

уравнения регрессии (8), а не свободным членом уравнения регрессии (3).

Экспериментальные исследования. Для трёх корундовых образцов построены зависимости $K=k(p_n^{-1})$ и $F=f(p_n)$, полученные согласно ГОСТ 26540.2-85 и с помощью разработанного алгоритма соответственно (рис. 1), и определены значения $K_{абс}$, R^2 (табл. 1, где n – номер образца). Коэффициент корреляции R^2 всех трёх образцов больше при определении разработанным (предложенным) алгоритмом.

Полученные по методике измерений ГОСТ 26540.2-85 и предложенному алгоритму результаты измерений коэффициентов абсолютной газопроницаемости 50 образцов по гелию $K_{абс(He)}$ и азоту $K_{абс(N_2)}$ представлены в табл. 2, 3, где S_{He} , S_{N_2} – относительные средние квадратические отклонения (СКО) измерений коэффициентов абсолютной газопроницаемости по гелию и азоту соответственно, рассчитанные как стандартные ошибки коэффициентов уравнения регрессии (свободный член в ГОСТ 26450.2-85 и угловой коэффициент в алгоритме) с помощью программного обеспечения MS Excel; $K_{ср}$ – среднее арифметическое значение коэффициентов абсолютной газопроницаемости по гелию и азоту; Δ – относительное отклонение значения $K_{абс(He)}$ от значения $K_{абс(N_2)}$.

Модельный эксперимент. Помимо анализа результатов измерений реальных образцов для сравнения точности двух методов проведён модельный эксперимент. Для расчёта коэффициента абсолютной газопроницаемости использованы смоделированные результаты измерений входных величин (давлений газа на входе в образец $p_{вх}$, и на выходе из образца $p_{вых}$ и объёмного расхода газа Q), содержащие случайные погрешности измерений. При этом модельное «истинное» значение коэффициента абсолютной газопроницаемости задаётся в качестве параметра эксперимента и, следовательно, известно заранее. Таким образом, смоделированные результаты измерений объёмного расхода и давления газа на входе и выходе из образца обрабатываются двумя методами, полученные значения коэффициента абсолютной газопроницаемости сравниваются с модельным «истинным» и вычисляется среднеквадратическая погрешность каждого метода.

Таблица 2

Результаты измерений коэффициентов абсолютной газопроницаемости по He и N₂, обработанные по методике измерений ГОСТ 26540.2-85

<i>n</i>	$K_{абс(He)} \cdot 10^{-3},$ МКМ ²	<i>S</i> _{He} , %	<i>R</i> ²	$K_{абс(N_2)} \cdot 10^{-3},$ МКМ ²	<i>S</i> _{N₂} , %	<i>R</i> ²	$K_{ср} \cdot 10^{-3},$ МКМ ²	Δ , %
1	0,2350	6,2	0,7884	0,1391	1,4	0,9898	0,1870	40,8
2	0,3332	1,3	0,9415	0,2953	0,7	0,9079	0,3142	11,4
3	0,6011	3,2	0,5859	0,5088	0,3	0,9863	0,5549	15,4
4	0,7376	3,3	0,5792	0,6516	0,2	0,9932	0,6946	11,7
5	1,286	6,4	0,4603	1,025	0,2	0,9988	1,156	20,3
6	1,264	1,6	0,9778	1,151	0,3	0,9954	1,208	8,9
7	1,359	5,5	0,5593	1,132	0,3	0,9950	1,246	16,8
8	1,669	1,7	0,9986	1,520	0,2	0,9998	1,594	8,9
9	5,412	0,6	0,9985	5,142	0,1	0,9998	5,277	5,0
10	6,106	0,7	0,9984	5,861	0,1	0,9998	5,983	4,0
11	5,520	0,5	0,9979	6,604	0,4	0,9191	6,062	-19,6
12	6,957	0,3	0,9994	6,638	0,1	0,9995	6,798	4,6
13	7,019	0,6	0,9666	6,604	0,4	0,9191	6,811	5,9
14	8,769	1,1	0,8634	6,272	1,7	0,9480	7,521	28,5
15	7,849	0,2	0,9997	7,655	0,1	0,9996	7,752	2,5
16	10,17	0,3	0,9994	10,01	0,1	0,9994	10,09	1,6
17	11,26	0,8	0,9854	11,21	0,4	0,9647	11,23	0,4
18	13,76	1,4	0,9756	13,49	0,4	0,9814	13,62	1,9
19	17,32	0,3	0,9987	16,64	0,0	0,9998	16,98	3,9
20	17,45	0,4	0,9892	17,27	0,2	0,9392	17,36	1,0
21	24,87	0,5	0,9956	25,30	0,2	0,9945	25,08	-1,7
22	25,78	0,9	0,9878	25,55	0,3	0,9855	25,67	0,9
23	30,39	0,5	0,9973	30,72	0,2	0,9934	30,55	-1,1
24	42,80	0,4	0,9854	40,37	0,7	0,8550	41,59	5,7
25	42,62	0,3	0,9985	43,60	0,2	0,9886	43,11	-2,3
26	50,84	0,1	0,9993	52,02	0,0	0,9994	51,43	-2,3
27	59,64	0,1	0,9991	61,21	0,1	0,9978	60,43	-2,6
28	75,36	0,1	0,9989	75,55	0,1	0,9943	75,45	-0,3
29	94,86	0,3	0,9963	98,97	0,2	0,9837	96,91	-4,3
30	98,05	0,1	0,9995	100,89	0,1	0,9945	99,47	-2,9
31	102,7	0,3	0,9980	106,8	0,1	0,9944	104,8	-4,0
32	105,9	1,7	0,8458	107,7	0,0	0,9991	106,8	-1,7
33	142,2	0,2	0,9992	145,7	0,1	0,9969	143,9	-2,5
34	216,1	0,1	0,9992	219,8	0,1	0,9855	217,9	-1,7
35	260,4	0	0,9997	263,5	0,1	0,9975	261,9	-1,2
36	275,3	0,1	0,9998	255,8	0,7	0,9237	265,5	7,1
37	275,3	0,1	0,9994	280,0	0,1	0,9474	277,6	-1,7
38	382,8	0	0,9994	390,6	0,1	0,9643	386,7	-2,0
39	426,7	0	0,9997	436,4	0,1	0,9820	431,5	-2,3
40	444,1	0,1	0,9985	450,8	0,1	0,9199	447,4	-1,5
41	461,4	0,1	0,9992	477,2	0,1	0,9878	469,3	-3,4
42	606,3	0,1	0,9989	618,5	0,1	0,9613	612,4	-2,0
43	878,4	0,4	0,9758	822,6	0,9	0,7432	850,5	6,3
44	850,6	0,4	0,9816	861,1	0,3	0,9050	855,8	-1,2
45	977,1	0,1	0,9938	991,4	0,2	0,9175	984,2	-1,5
46	1231,0	0,6	0,6603	1349,0	1,0	0,6727	1290,0	-9,5
47	1542,0	0,3	0,9485	1483,0	0,5	0,5798	1513,0	3,8
48	2139,0	0,1	0,9881	2205,0	0,1	0,7155	2172,0	-3,1
49	3130,0	0	0,9975	3030,0	0,2	0,6842	3080,0	3,2
50	3408,0	0,1	0,9917	3307,0	0,2	0,0606	3357,0	3,0

Согласно уравнению (1) расход газа при заданном поровом давлении в образце определим как

$$Q = KS(p_{вх}^2 - p_{вых}^2) / (2\rho\mu l). \quad (9)$$

Учтём эффект Клинкенберга и подставим в выражение (9) вместо *K* уравнение (4):

$$Q = (\beta p_{п}^{-1} + K_{абс}) S (p_{вх}^2 - p_{вых}^2) / (2\rho\mu l). \quad (10)$$

Будем считать, что при измерении коэффициентов газопроницаемости величины β , $K_{абс}$, S , μ , l при разных поровых давлениях одного образца постоянны. Также постоянно давление p , при котором измеряется расход газа, так как на эталонной установке в составе ГЭТ 210-2019 используются тепловые расходомеры Bronkhorst, пересчитывающие массовый расход газа в объёмный при нормальных условиях (давление газа $p = 101,325$ кПа и температура $T = 273,15$ К). В таком случае объёмный расход газа Q зависит только от $p_{вх}$, $p_{вых}$. Для удобства эксперимента возьмём $S/(2\rho\mu l) = 1$, тогда уравнение (10) примет вид

$$Q = (\beta p_{п}^{-1} + K_{абс}) (p_{вх}^2 - p_{вых}^2), \quad (11)$$

где параметры β , $K_{абс}$ образца, через который фильтруется газ, задаются произвольно.

Подставим в уравнение (11) значения β , $K_{абс}$ и ряд из нескольких значений $p_{вх}$, $p_{вых}$ (данные реального эксперимента) и рассчитаем ряд значений объёмных расходов Q . Например, для $\beta = \beta_0$, $K_{абс} = K_{абс0}$, $p_{вх} = [p_{вх1}, \dots, p_{вх6}]$, $p_{вых} = [p_{вых1}, \dots, p_{вых6}]$ по уравнению (11) получим ряд объёмных расходов при разных поровых давлениях $Q = [Q_1, \dots, Q_6]$.

Далее сгенерируем ряды случайных величин, моделирующих погрешности измерений рядов $p_{вх}$, $p_{вых}$ и Q , в соответствии с типичными характеристиками погрешности измерений данных величин: $\xi_i = [\xi_{1i}, \dots, \xi_{6i}]$; $\zeta_i = [\zeta_{1i}, \dots, \zeta_{6i}]$; $\eta_i = [\eta_{1i}, \dots, \eta_{6i}]$, $i = 1, N$ где N – количество сгенерированных рядов случайных величин, моделирующих погрешности измерений рядов $p_{вх}$, $p_{вых}$ и Q . Тогда смоделированные результаты измерений примут вид $\tilde{p}_{вхi} = p_{вх} + \xi_i$; $\tilde{p}_{выхi} = p_{вых} + \zeta_i$; $\tilde{Q}_i = Q + \eta_i$.

По полученным модельным данным измерений N раз рассчитаем оценки коэффициента абсолютной газопроницаемости $\hat{K}_{абс}$ по ГОСТ 26450.2-85 (уравнения (1), (4)) и разработанному алгоритму (уравнения (6), (8)).

Данный модельный эксперимент реализован с помощью программного обеспечения Mathcad PTC. Параметры эксперимента:

$N=1000000$; $\beta_0=13,0232$; $K_{абс}=20,37930$;

$\rho_{вх}=[5,90; 4,66; 3,75; 2,98; 2,32; 1,86]$;

$\rho_{вых}=[3,98; 1,87; 1,23; 0,98; 0,98; 0,98]$.

Получившиеся гистограммы распределения $\hat{K}_{абс}$, рассчитанных по ГОСТ 26450.2-85 и по новому алгоритму представлены на рис. 2.

Обсуждение результатов экспериментов. Из анализа данных табл. 2, 3 можно сделать следующие выводы:

для всех 50 образцов коэффициент корреляции R^2 зависимости $F=f(p_n)$ (алгоритм) больше, чем зависимости $K=k(p_n^{-1})$ (ГОСТ 26450.2-85);

в 94 и 90 % случаях соответственно относительные СКО S_{He} и S_{N_2} при расчёте $K_{абс(He)}$ и $K_{абс(N_2)}$ по алгоритму меньше, чем при расчёте по ГОСТ 26450.2-85;

в 68 % случаев отклонение Δ меньше при расчёте по алгоритму, чем по ГОСТ 26450.2-85;

средние значения относительного СКО S_{He} при расчёте $K_{абс(He)}$ по алгоритму и ГОСТ 26450.2-85 составляют 0,54 и 0,89 % соответственно, т. е. применение алгоритма повышает точность определения $K_{абс(He)}$ в 1,66 раза;

средние значения относительного СКО S_{N_2} при расчёте $K_{абс(N_2)}$ по алгоритму и ГОСТ 26450.2-85 составляют 0,22 и 0,30 % соответственно, т. е. применение алгоритма повышает точность определения $K_{абс(N_2)}$ в 1,34 раза;

средние значения Δ , найденные по алгоритму и ГОСТ 26450.2-85, составляют 4,91 и 6,00 % соответственно, т. е. применение алгоритма уменьшает отклонение между $K_{абс(He)}$ и $K_{абс(N_2)}$ в 1,22 раза.

Результаты модельного эксперимента – гистограммы на рис. 2 – показывают близость распределений $\hat{K}_{абс}$ к нормальному (красные пунктирные линии). Однако оценки $\hat{K}_{абс}$, полученные по алгоритму, более точно описываются нормальным распределением, чем оценки, найденные по ГОСТ 26450.2-85, а также имеют в 1,7 раза меньшую среднеквадратическую погрешность: 0,2134 (ГОСТ 26450.2-85) в сравнении с 0,1271 (алгоритм).

Заключение. Разработанный алгоритм обработки измеренных данных коэффициента абсолютной газопроницаемости

Таблица 3

Результаты измерений коэффициентов абсолютной газопроницаемости по He и N₂, обработанные по предложенному алгоритму

n	$K_{абс(He)} \cdot 10^{-3},$ МКМ ²	$S_{He}, \%$	R^2	$K_{абс(N_2)} \cdot 10^{-3},$ МКМ ²	$S_{N_2}, \%$	R^2	$K_{ср} \cdot 10^{-3},$ МКМ ²	$\Delta, \%$
1	0,2069	4,8	0,9508	0,1427	1,4	0,9955	0,1748	31,0
2	0,3312	0,7	0,9991	0,2915	0,6	0,9996	0,3114	12,0
3	0,5748	1,6	0,9957	0,5053	0,2	0,9999	0,5401	12,1
4	0,6873	1,9	0,9934	0,6530	0,1	1,0000	0,6702	5,0
5	1,147	3,6	0,9760	1,020	0,1	1,0000	1,083	11,0
6	1,224	0,8	0,9987	1,153	0,2	0,9999	1,189	5,8
7	1,232	2,8	0,9853	1,130	0,2	0,9999	1,181	8,3
8	1,614	0,8	0,9986	1,515	0,1	1,0000	1,565	6,1
9	5,316	0,4	0,9997	5,131	0,1	1,0000	5,223	3,5
10	6,038	0,5	0,9997	5,871	0,1	1,0000	5,954	2,8
11	5,610	0,5	0,9996	6,672	0,3	0,9999	6,141	-18,9
12	6,892	0,2	0,9999	6,649	0,1	1,0000	6,770	3,5
13	6,957	0,3	0,9998	6,672	0,3	0,9999	6,815	4,1
14	8,517	0,9	0,9988	6,188	1,3	0,9973	7,353	27,3
15	7,795	0,2	0,9999	7,637	0,1	1,0000	7,716	2,0
16	10,12	0,2	0,9999	10,01	0,1	1,0000	10,06	1,1
17	11,01	0,6	0,9994	11,10	0,2	0,9999	11,05	-0,8
18	13,30	0,8	0,9987	13,35	0,3	0,9999	13,32	-0,4
19	17,20	0,1	0,9999	16,65	0,0	1,0000	16,93	3,2
20	17,36	0,2	0,9999	17,39	0,2	0,9999	17,38	-0,1
21	24,68	0,2	0,9999	25,22	0,1	1,0000	24,95	-2,2
22	25,24	0,5	0,9995	25,37	0,2	0,9999	25,31	-0,5
23	30,18	0,2	0,9999	30,62	0,1	1,0000	30,40	-1,5
24	42,82	0,2	0,9999	41,15	0,5	0,9996	41,98	3,9
25	42,47	0,1	1,0000	43,42	0,1	1,0000	42,94	-2,2
26	50,90	0,1	1,0000	52,02	0,0	1,0000	51,46	-2,2
27	59,55	0,1	1,0000	61,19	0,0	1,0000	60,37	-2,8
28	75,29	0,1	1,0000	75,63	0,1	1,0000	75,46	-0,5
29	95,42	0,2	1,0000	99,48	0,2	1,0000	97,45	-4,3
30	98,30	0,1	1,0000	101,17	0,1	1,0000	99,74	-2,9
31	103,4	0,2	1,0000	107,3	0,1	1,0000	105,3	-3,8
32	104,1	1,1	0,9977	107,7	0,0	1,0000	105,9	-3,4
33	142,6	0,1	1,0000	146,1	0,1	1,0000	144,3	-2,5
34	216,1	0,0	1,0000	220,6	0,1	1,0000	218,3	-2,0
35	260,7	0,0	1,0000	263,9	0,1	1,0000	262,3	-1,2
36	275,1	0,0	1,0000	260,7	0,5	0,9995	267,9	5,2
37	275,8	0,0	1,0000	281,6	0,1	0,9999	278,7	-2,1
38	383,2	0,0	1,0000	391,7	0,1	1,0000	387,5	-2,2
39	427,1	0,0	1,0000	437,9	0,1	1,0000	432,5	-2,5
40	445,2	0,1	1,0000	453,2	0,1	1,0000	449,2	-1,8
41	461,3	0,1	1,0000	478,8	0,1	1,0000	470,1	-3,8
42	605,4	0,0	1,0000	620,8	0,1	1,0000	613,1	-2,5
43	885,4	0,2	0,9999	837,2	0,5	0,9996	861,3	5,4
44	858,0	0,2	0,9999	867,9	0,2	0,9999	862,9	-1,2
45	973,9	0,1	1,0000	986,0	0,2	0,9999	980,0	-1,2
46	1253,0	0,5	0,9996	1390,0	0,9	0,9986	1321,0	-10,9
47	1549,0	0,1	1,0000	1497,0	0,2	0,9999	1523,0	3,4
48	2145,0	0,1	1,0000	2215,0	0,1	1,0000	2180,0	-3,2
49	3128,0	0,0	1,0000	3044,0	0,1	1,0000	3086,0	2,7
50	3414,0	0,1	1,0000	3327,0	0,2	0,9999	3371,0	2,5

обеспечивает приемлемую точность рассчитанного коэффициента абсолютной газопроницаемости даже при малых

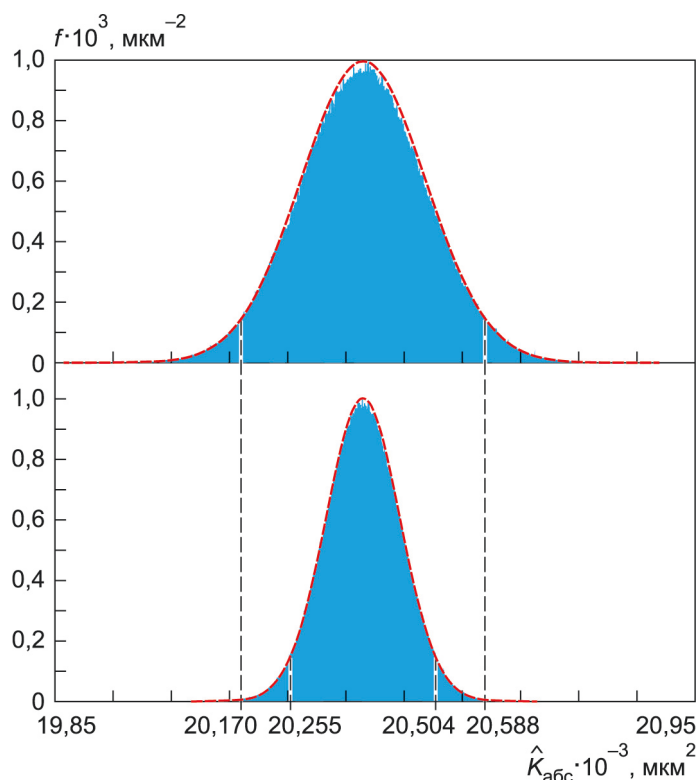


Рис. 2. Гистограммы распределения оценок $\hat{K}_{\text{абс}}$, рассчитанных по ГОСТ 26450.2-85 (вверху) и алгоритму (внизу); красные пунктирные линии – нормальное распределение

Fig. 2. Distribution histograms $\hat{K}_{\text{abs}}$ calculated according to GOST 26450.2-85 (top) and according to the new algorithm (bottom); the red dotted lines are the normal distribution

значениях коэффициента корреляции в уравнении (3) в традиционной модели на основе ГОСТ 26450.2-85. Преимущество предложенного алгоритма по точности по сравнению с традиционным методом обработки данных примерно в 1,5 раза подтверждено результатами реального эксперимента, а также модельного эксперимента методом Монте-Карло.

Статья поступила в редакцию 30.05.2022; одобрена после рецензирования 01.06.2022; принята к публикации 02.06.2022. The article was submitted 30.05.2022; approved after reviewing 01.06.2022; accepted for publication 02.06.2022.

1. Кобранова В. Н. Петрофизика. Учебник для вузов. 2-е изд., перераб. и доп. М.: Недра, 1986. 392 с. [Kobranova V. N., *Petrofizika*, Moscow, Nedra Publ., 1986, 396 p. (In Russ.).]
2. Аронов И. П., Собина Е. П. Разработка стандартных образцов газопроницаемости // Эталон. Стандартные образцы. 2021. Т. 17. № 2. С. 5–18. <https://doi.org/10.20915/2687-0886-2021-17-2-5-18> [Aronov I. P., Sobina E. P., *Measurement standards. Reference materials*, 2021, vol. 17 (2), pp. 5–18. (In Russ.).]
3. Собина Е. П. Государственный первичный эталон единиц удельной адсорбции газов, удельной поверхности, удельного объема пор, размера пор, открытой пористости и коэффициента газопроницаемости твёрдых веществ и материалов ГЭТ 210-2019 // Измерительная техника. 2020. № 12. С. 3–12. <https://doi.org/10.32446/0368-1025it.2020-12-3-12> [Sobina E. P., *Measurement Techniques*, 2021, vol. 63, no. 12, pp. 927–939. <https://doi.org/10.1007/s11018-021-01875-8>.]
4. ASTM D 4525-90 (Reapproved 2001) Standard Test Method for Permeability of Rocks by Flowing Air (American Society for Testing and Materials).
5. Recommended Practices for Core Analysis, Recommended practice 40, American Petroleum Institute, 2nd edition, February 1998.
6. Torsæter O., Abtahi M., *Experimental Reservoir Engineering. Laboratory workbook*, Department of Petroleum Engineering and Applied Geophysics, Norwegian University of Science and Technology, 2000.
7. Klinkenberg L. J., *The permeability of porous media to liquids and gases*, Am. Petroleum Inst. Drilling and Production Practice, 1941, pp. 200–211.
8. Kazemi M., Takbiri-Borujeni A., *International Journal of Coal Geology*, 2015, vol. 146, pp 188–197. <https://doi.org/10.1016/j.coal.2015.05.010>
9. Wang S., Wu Y. S., Lukyanov A. A., *Fuel*, 2019, vol. 235, pp. 1275–1286. <https://doi.org/10.1016/j.fuel.2018.08.113>
10. Okwananke A., Hassanpouryouzband A., Vasheghani Farahani M., Yang J., Tohidi B., Chuvilin E., Istomin V., Bukhanov B., *Journal of Petroleum Science and Engineering*, 2019, vol. 180, pp. 435–444. <https://doi.org/10.1016/j.petrol.2019.05.060>

ПОДПИСКА – 2022

- на ежемесячный научно-технический журнал
«Измерительная техника»
(печатное издание и электронная копия)

- ▶ онлайн на сайтах подписных агентств
- ▶ в редакции

Подписка через Интернет

ГК «Урал-Пресс»

«Измерительная техника»
38168 (печатное издание)
013315 (электронная копия)

www.ural-press.ru

☎ +7 (495) 789-86-36; +7 (499) 700-05-07

Агентство по распространению зарубежных изданий

www.arzi.ru

☎ +7 (495) 680-89-87; +7 (495) 631-62-55

✉ secret@arzi.ru

Агентство «Книга-Сервис»

- интернет-каталог «Пресса по подписке» www.akc.ru
- объединённый каталог «Пресса России» www.ppressa-rf.ru

☎ +7 (495) 631-62-54

✉ podpiska@pressa-rf.ru

Научная электронная библиотека eLIBRARY.RU www.elibrary.ru

Электронно-библиотечная система «РУКОНТ» www.lib.rucont.ru

Подписка в редакции
на номера текущего года и архивные номера 2016–2021 гг.

- ▶ по телефону +7 (495) 430-28-02
- ▶ по электронной почте kersova@vniims.ru
- ▶ на сайтах www.vniims.ru, www.izmt.ru

Адрес редакции:

119361 Москва, ул. Озёрная, 46, ФГБУ «ВНИИМС»

☎ +7 (495) 781-48-70

✉ izmt@vniims.ru

www.izmt.ru