

Вимірюйте
усе доступне вимірюванню
й робіть недоступне вимірюванню
доступним.

Галілео Галілей

ISSN 2307-2180

Метрологія



Та прилади

№ 5(67), 2017

Науково-виробничий журнал

Засновники:

Академія метрології України,
Харківський національний
університет радіоелектроніки (ХНУРЕ),
Державне підприємство
«Всеукраїнський державний
науково-виробничий центр
стандартизації, метрології, сертифікації
та захисту прав споживачів»
(ДП «Укрметрестандарт»),
ТОВ Виробничо-комерційна
фірма «Фавор ЛТД»

Видається з березня 2006 року
Рік випуску дванадцятий
Передплатний індекс 92386

Редакційна колегія:

Большаков В. Б., д. т. н., с. н. с.
Варша З., д. т. н., Польща
Величко О. М., д. т. н., проф.
Віткін Л. М., д. т. н., проф.
Володарський Є. Т., д. т. н., проф.
Грищенко Т. Г., д. т. н., с. н. с.
Гудрун В., д. т. н., Німеччина
Жагора М. А., д. т. н., проф., Білорусь
Захаров І. П., д. т. н., проф.
Зенкін А. С., д. т. н., проф.
Коломієць Л. В., д. т. н., проф.
Косач Н. І., д. т. н., проф.
Кошева Л. О., д. т. н., проф.
Крюков О. М., д. т. н., проф.
Кузьменко Ю. В., к. т. н.
Кухарчук В. В., д. т. н., проф.
Мачехін Ю. П., д. т. н., проф.
Назаренко Л. А., д. т. н., проф.
Народницький Г. Ю., д. т. н., с. н. с.
Неєжмаков П. І., д. т. н. доц.
Петришин І. С., д. т. н., проф.
Пістун Є. П., д. т. н., проф.
Радев Х., д. т. н., проф., Болгарія
Рожнов М. С., к. х. н., с. н. с.
Руженцев І. В., д. т. н., проф.
Самойленко О. М., д. т. н., проф.
Скубіс Т., д. т. н., проф., Польща
Сурду М. М., д. т. н., проф.
Туз Ю. М., д. т. н., проф.
Хакімов О., д. т. н., проф., Узбекистан
Чалий В. П., к. т. н., с. н. с.
Черепков С. Т., к. т. н., доц.
Чуновкіна А. Г., д. т. н., Росія

Редакційна група:

Головний редактор Фісун В. П.
Науковий редактор — відповідальний
секретар Винокуров Л. І.
Дизайнер-верстальник Зайцев Ю. О.

Журнал **рекомендовано до друку**
вченою радою ХНУРЕ
(протокол №14 від 30.10.2017)

Адреса редакції:

61002, Харків, вул. Куликівська, 11;
Тел.: (057) 706-00-36; (095) 00-68-665
E-mail: metrolog-prylady@ukr.net
http://www.amu.in.ua/journal1

Видавець та відповідувач:

ВКФ «Фавор ЛТД»
61140, Харків, пр-т Гагаріна, 94-А, кв. 35;
Свідцтво про внесення
до Держреєстру видавців,
виготівників і розповсюджувачів
видавничої продукції
серія ХК № 90 від 17.12.2003.

Підписано до друку 07.11.2017.
Формат 60×84/8. Папір крейдований.
Ум. друк. арк. 8,43. Обл.-вид. арк. 7,13.
Друк офсетний. Тираж 400 прим.
Замовлення № 39.

© «Метрологія та прилади», 2017

Журнал **зареєстровано**
у Міністерстві юстиції України,
свідцтво
серія **КВ № 22796-12696ПР**
від **03.07.2017**;
включено до Переліку наукових
фахових видань України, наказ
Міністерства освіти і науки України
№ 747 від 13.07.2015

Журнал **включено** до Міжнародної
наукометричної бази даних
Index Copernicus, лист від **08.03.2013**

УКАЗ ПРЕЗИДЕНТА УКРАЇНИ №251/2017

*Про відзначення державними нагородами України з нагоди
Дня незалежності України*

*За значний особистий внесок у державне будівництво, соціально-
економічний, науково-технічний, культурно-освітній розвиток
України, вагомі трудові здобутки та високий професіоналізм
постановляю:*

Присвоїти почесне звання:

«ЗАСЛУЖЕНИЙ ДІЯЧ НАУКИ І ТЕХНІКИ УКРАЇНИ»

**ГРАБКУ Володимиру Віталійовичу — ректорові Вінницького
національного технічного університету, доктору технічних наук,
професору.**

Президент України П.ПОРОШЕНКО

24 серпня 2017 року

УКАЗ ПРЕЗИДЕНТА УКРАЇНИ №286/2017

*Про відзначення державними нагородами України з нагоди
Дня працівників освіти*

*За значний особистий внесок у розвиток національної освіти,
підготовку кваліфікованих фахівців, багаторічну плідну педагогічну
діяльність та високий професіоналізм постановляю:*

Присвоїти почесне звання:

«ЗАСЛУЖЕНИЙ ДІЯЧ НАУКИ І ТЕХНІКИ УКРАЇНИ»

**ТУЗУ Юліану Михайловичу — завідувачеві кафедри Національ-
ного технічного університету України «Київський політехнічний
інститут імені Ігоря Сікорського», доктору технічних наук,
професорові.**

Президент України П.ПОРОШЕНКО

28 вересня 2017 року

ЗАКОНОДАВЧА МЕТРОЛОГІЯ

Кузьменко Ю., Черепков С., Потоцький І., Несвідоміна Л., Мілковська Н.

Калібрування засобів вимірювальної техніки відповідно до вимог Закону України «Про метрологію та метрологічну діяльність» та його значення для отримання зіставних та простежуваних результатів вимірювання, їх міжнародного визнання 3

LEGAL METROLOGY

Kuzmenko Yu., Cherepkov S., Pototskyi I., Nesvidomina L., Milkovska N.

Calibration of Measuring Equipment in Accordance with the Requirements of the Law of Ukraine «On Metrology And Metrological Activity» and its Importance for Obtaining Comparable and Traceable Measurement Results, Their International Recognition

НАЦІОНАЛЬНА ЕТАЛОННА БАЗА

Величко О., Ісаєв В.

Дослідження метрологічних характеристик Державного первинного еталона одиниці електричної змінної напруги 13

NATIONAL METROLOGICAL STANDARDS BASE

Velychko O., Isaev V.

Research of Metrological Characteristics of the State Primary Standard of the Unit of Electric Variable Voltage

КОНТРОЛЬ ПАРАМЕТРІВ ТА ХАРАКТЕРИСТИК

Володарський Е., Кошева Л., Добролюбова М.

Оценивание качества многопараметрического технологического процесса при корреляции его показателей 20

PARAMETERS AND CHARACTERISTICS CONTROL

Volodarskyi E., Kosheva L., Dobroliubova M.

Estimation of Quality of Multiparameter Technological Process at Correlation of its Parameters

МЕТРОЛОГІЧНЕ ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ

Ходаковський М., Будник М., Рижченко Т., Лебєдєва Т.,

Шпильовий П., Мудренко М., Тимошенко Я.

Розроблення метрологічного забезпечення рефрактометричних вимірювань на основі поверхневого плазмонного резонансу 25

METROLOGICAL ASSURANCE

Khodakovskyy M., Budnyk M., Ryzhenko T., Lebyedyeva T.,

Shpylovyy P., Mudrenko M., Tymoshenko Ya.

Metrological Maintenance Developed for Refractometric Measurements Based on the Surface Plasmon Resonance

ПОВІРКА ТА КАЛІБРУВАННЯ

Одноралов В.

Пристосування для калібрування вимірювачів крутного моменту сили (торсіометрів) та деякі думки щодо простежуваності вимірювань 32

VERIFICATION AND CALIBRATION

Odnoralov V.

Calibration Kit for Torque Meters and Some Words about Traceability of Measurements

ВИМІРЮВАННЯ ТА ВИПРОБУВАННЯ

Мельник С., Петриченко Г., Тулузов І.

Метрологіческие аспекты измерений в задачах тепловой томографии 38

MEASUREMENT AND TESTS

Melnyk S., Petrichenko G., Tuluzov I.

Metrology Aspects of Measuring are in the Tasks of Thermal Tomography

МЕТОДИ ТА МЕТОДИКИ

Подригало М., Ісакова О., Коробко А.

Новий спосіб оцінювання збігу результатів теоретичних та експериментальних досліджень 48

METHODS AND PROCEDURES

Podrigalo M., Isakova O., Korobko A.

A New Scientific Approach to Evaluating the Results of Research on Theoretical and Experimental

ПОХИБКИ ТА НЕВИЗНАЧЕНОСТІ

Стенцель Й., Поркуян О., Черкас К., Літвінов К.

Дослідження похибок вимірювального контролю та управління матричним методом 52

ERRORS AND UNCERTAINTY

Stencel Y., Porkuyan O., Cherkas K., Litvinov K.

Investigation of Developments Measuring Control and Management by Matrix Method

ЯКІСТЬ ТА ЕФЕКТИВНІСТЬ

Гоц Н., Ярмолюк О.

Кваліметричний метод оцінювання якості банківських послуг 62

QUALITY AND EFFICIENCY

Gots N., Yarmalyuk O.

Qualimetric method for assessing the quality of banking services

НОРМАТИВНА БАЗА

Габрук Р.

Аналіз міжнародних та вітчизняних стандартів льодових категорій для здійсненні безпечної навігації в акваторії шельфу України 69

NORMATIVE BASE

Gabruk R.

Analysis of International and National Standards of Ice Categories for Safe Navigation in Shelf Waters of Ukraine

ІНФОРМАЦІЯ

19

INFORMATION

УДК 351.821

КАЛІБРУВАННЯ ЗАСОБІВ ВИМІРЮВАЛЬНОЇ ТЕХНІКИ ВІДПОВІДНО ДО ВИМОГ ЗАКОНУ УКРАЇНИ «ПРО МЕТРОЛОГІЮ ТА МЕТРОЛОГІЧНУ ДІЯЛЬНІСТЬ» ТА ЙОГО ЗНАЧЕННЯ ДЛЯ ОТРИМАННЯ ЗІСТАВНИХ ТА ПРОСТЕЖУВАНИХ РЕЗУЛЬТАТІВ ВИМІРЮВАННЯ, ЇХ МІЖНАРОДНОГО ВИЗНАННЯ

Ю. Кузьменко, кандидат технічних наук, заступник генерального директора з метрології, оцінки відповідності засобів вимірювальної техніки та наукової діяльності,

С. Черепков, кандидат технічних наук, директор Інституту національної метрологічної служби України,

І. Потоцький, начальник науково-технічного відділу загальної та законодавчої метрології,

Л. Несвідоміна, провідний інженер з метрології,

Н. Мілковська, інженер з метрології 1 категорії,

ДП «Укрметрестандарт», м. Київ

Із прийняттям Закону України «Про метрологію та метрологічну діяльність» [1] багато звернень працівників метрологічних служб підприємств та організацій стосуються калібрування засобів вимірювальної техніки (ЗВТ), яке традиційно здійснювали метрологічні служби. Цю статтю присвячено розгляду змін, що стосуються калібрування відповідно до вимог Закону [1], значення калібрування ЗВТ та еталонів для отримання метрологічно простежуваних та зіставних результатів вимірювання, їх міжнародного визнання. Описано елементи метрологічної простежуваності. Стаття має прикладний характер і спрямована на широке коло метрологів національної метрологічної служби.

Since of the Law of Ukraine «On metrology and metrological activity» [1] was adapted, many requests from workers of the metrological services of enterprises and organizations concern the calibration of measuring instruments, which was traditionally carried out by metrological services. This article is devoted to the consideration of changes concerning calibration in accordance with the requirements of the Law [1], the importance of the calibration of measuring instruments and standards for obtaining traceable and comparable measurement results, their international recognition. The elements of metrological traceability are described. The article has an applied character and may be of interest to a wide range of metrologists of the national metrological service.

Ключові слова: метрологічна діяльність, засоби вимірювальної техніки, еталони, калібрування, метрологічна простежуваність.
Keywords: metrological activities, measuring instruments, standards, calibration, metrological traceability.

Прийняття Закону [1] стало реакцією на зростаючу в світі потребу у відкритій, прозорій та всеохоплювальній системі надання користувачам якісної вимірювальної інформації, що викликає довіру; порівнюваних національних метрологічних послугах і створенні технічної основи для більш широких угод у міжнародній торгівлі та комерційних відносинах. Таку систему називають національною інфраструктурою якості.

У національній інфраструктурі якості довіра до заяв стосовно відповідності, а також до самої акредитації повністю залежить від визнаних на міжнародному рівні якісних, простежуваних і зіставних (метрологічно порівнянних) результатів вимірювань і випробувань, відносно чого зазначено у звіті секретаря Міжнародного бюро з мір і вагів (BIPM) для 23 Генеральної конференції з мір і вагів (CGPM) [2], тобто головну роль у цьому виконує метрологія.

Метрологія поділяється на теоретичну (*scientific metrology*), законодавчо регульовану (*legal metrology*) та прикладну (*industrial metrology*), які взаємопов'язані між собою та забезпечуються відповідними міжнародними організаціями (рис. 1) та організаційними структурами національної метрологічної служби (рис. 2).

На рис. 1 узагальнено показано, як співставлені повірка ЗР ЗВТ (ця діяльність відноситься до законодавчо регульованої (ЗР) метрології) та калібрування ЗВТ і еталонів (ця діяльність відноситься до прикладної метрології).

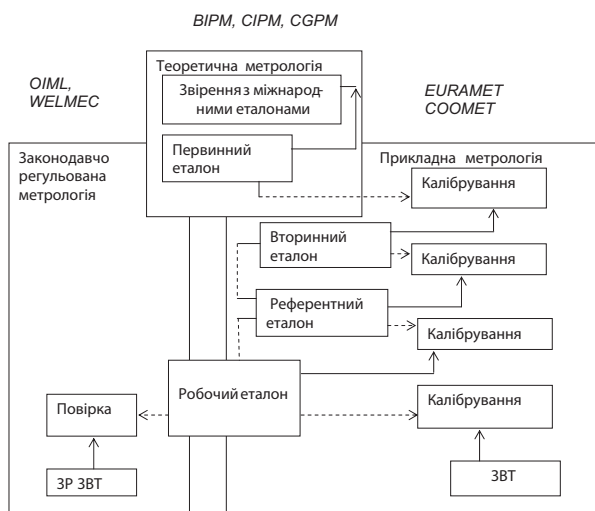


Рис. 1. Fig. 1.

BIPM — Міжнародне бюро з мір і вагів;
CIPM — Міжнародний комітет з мір і вагів;
CGPM — Генеральна конференція з мір і вагів;
OIML — Міжнародна організація законодавчої метрології;
WELMEC — європейське співробітництво із законодавчої метрології;
EURAMET — Європейська асоціація національних метрологічних інститутів;
COOMET — Євро-Азійське співробітництво державних метрологічних установ;
ЗВТ — засоби виміральної техніки;
ЗР ЗВТ — законодавчо регульовані ЗВТ;
 ↑ — напрям метрологічної простежуваності;
 <-- , --> — застосування еталонів під час повірки та калібрування.

На рис. 2 введено такі позначення:

Організаційні структури національної метрологічної служби

1 — в теоретичній метрології: наукові метрологічні центри

2 — в законодавчо регульованій метрології: уповноважені повірочні лабораторії; уповноважені метрологічні центри; наукові метрологічні центри

3 — в прикладній метрології: калібрувальні лабораторії, акредитовані НААУ; інші калібрувальні лабораторії; метрологічні центри (їх калібрувальні лабораторії), акредитовані НААУ; інші метрологічні центри (їх калібрувальні лабораторії); наукові метрологічні центри

- — уповноважені повірочні лабораторії;
- — калібрувальні лабораторії, акредитовані НААУ;
- — інші калібрувальні лабораторії
- — метрологічні центри
- — наукові метрологічні центри

↑ — напрям метрологічної простежуваності

↓ — напрям ієрархії калібрувань

— · · — · · — адміністративна підпорядкованість калібрувальних лабораторій метрологічних служб центральних органів виконавчої влади, підприємств та організацій.

Діяльність у ЗР метрології — віднесення ЗВТ до ЗР та державне регулювання, що до них застосовують (зокрема, оцінку відповідності, повірку в експлуатації, метрологічний нагляд) є предметом окремого розгляду.

Особливістю прикладної метрології є те, що вона оперує поняттями «калібрування ЗВТ», «невизначеність вимірювання» тощо і є сферою, в якій не поширюються установлені законом вимоги до одиниць вимірювань, методів вимірювань і ЗВТ (тобто є добровільною). Проте забезпечення взаємного визнання результатів вимірювань (результатів калібрувань) стає вимогою цивілізованого світу і вимагає нових правил і підходів щодо їх організації. Розгляду цих питань, порівняно нових для національної метрологічної служби, присвячено цю статтю.

1. КАЛІБРУВАННЯ ЗВТ

Одним із вагомих кроків діяльності національної метрологічної служби стало приведення термінів з метрології, визначених Законом [1], та діяльності, що ними регламентується, до міжнародних. Зокрема, це стосується калібрування.

У Міжнародному словнику основних і загальних термінів у метрології (*VIM 3*) [3] надано таке визначення калібрування:

«2.39 калібрування — сукупність операцій, за допомогою яких за заданих умов на першому етапі встановлюється співвідношення між значеннями величини, що забезпечуються еталонами з притаманними їм невизначеностями вимірювань, та відповідними показами з пов'язаними з ними невизначеностями вимірювань, а на другому етапі ця інформація використовується для встановлення співвідношення для отримання результату вимірювання з показу».

Визначення, надане у *VIM 3*, відповідає визначенню, наданому у статті 1 Закону [1], а також Міжнародному словнику термінів у законодавчо регульованій метрології (*VIML*) [4], переклад якого здійснено ДП «Укрметрестстандарт» за дозволом *OIML*.

Відповідно новими положеннями (порівняно із терміном, регламентованим попереднім законом [5], що втратив чинність) у визначенні, організації та проведенні калібрування є:

- відсутність функції регулювання (контролю) та відсутність визначення придатності чи непридатності ЗВТ до застосування, а тому принципово неможливе зараз застосування методичних документів з повірки під час калібрування ЗВТ;

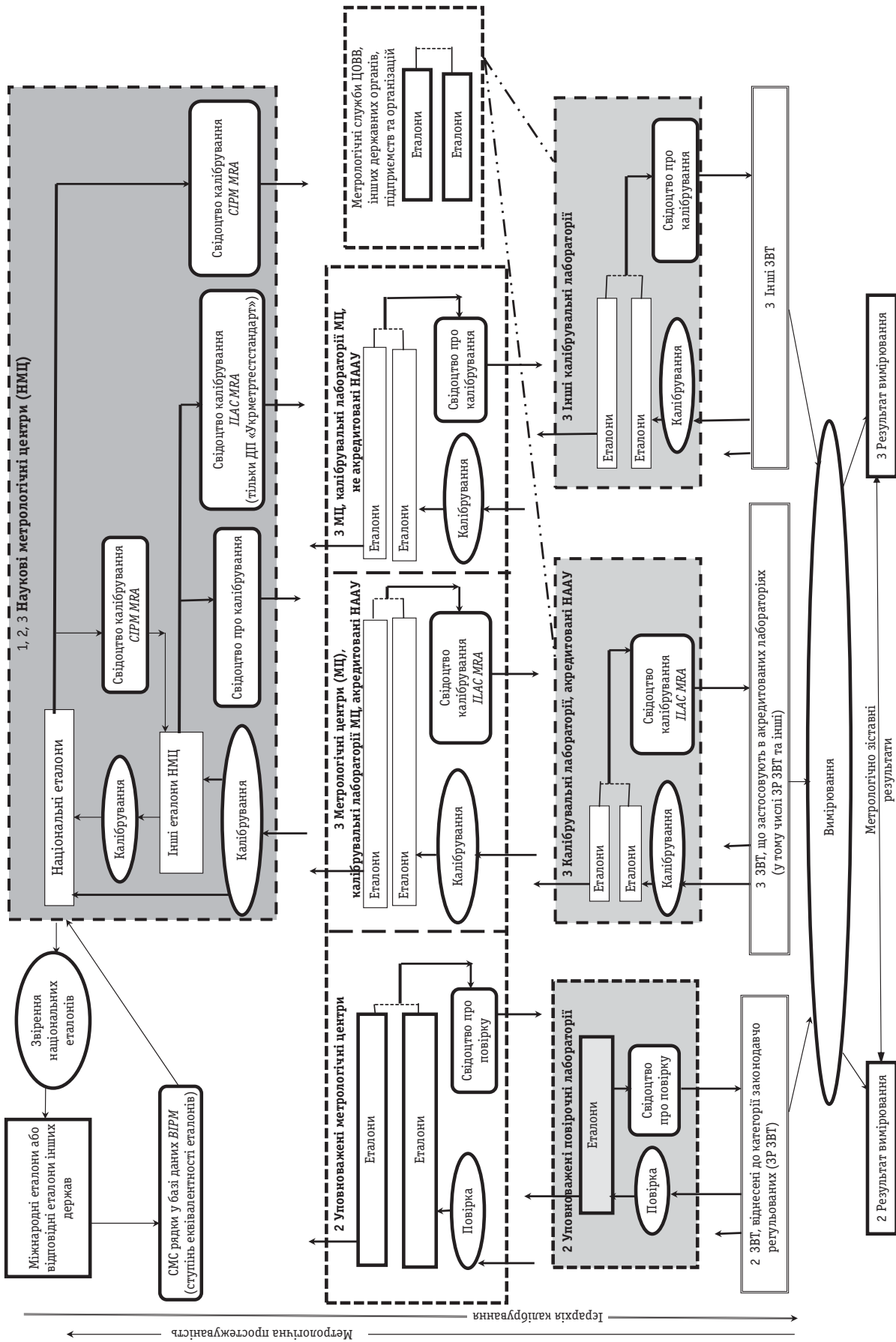


Рис. 2. Fig. 2.

Примітка. Для визначення придатності (чи непридатності) ЗВТ для призначеного застосування, якщо такий ЗВТ застосовують поза сферою ЗР метрології, доцільно застосовувати термін «метрологічне підтвердження», регламентований ISO/IEC 10012 [6], і застосовувати цей стандарт у цілому для управління вимірюваннями і ЗВТ поза сферою ЗР метрології;

- калібрування є процедурою добровільною;
- калібруванню в добровільному порядку можуть підлягати як ЗВТ, що застосовують у сфері, так і ЗВТ, що застосовують поза сферою ЗР метрології;
- метрологічні характеристики ЗВТ під час калібрування визначають без прив'язки до певних умов їх експлуатації, тобто можуть визначатися як для нормальних умов, так і для особливих, певних умов, що вносять додаткову невизначеність (порівняно з нормальними умовами) до результату вимірювання під час калібрування;
- обов'язкове представлення результату вимірювання під час калібрування з оцінкою невизначеності вимірювань. Зазначимо, що під час калібрування здійснюють вимірювання (отримують виміри), при цьому вимірювання не розглядають як окремий вид метрологічної діяльності;
- еталони підлягають виключно калібруванню незалежно від їх застосування у ЗР метрології (для проведення повірки ЗР ЗВТ) чи поза ЗР метрології (для проведення калібрування ЗВТ);
- якщо ЗР ЗВТ застосовують в акредитованих випробувальних чи калібрувальних лабораторіях, то їх калібрують, а не перевіряють;
- періодичне калібрування еталонів обов'язкове лише у разі їх застосування для повірки ЗР ЗВТ згідно із [7], [8], проте необхідність періодичного калібрування еталонів регламентована рядом міжнародних документів, зокрема, ILAC P10:2002 [9];
- зв'язок між двома еталонами може розглядатися як калібрування, якщо це зв'язок використовують для перевірки та, за необхідності, коригування значення та невизначеності, приписаних одному із еталонів, тощо.

Зважаючи на зазначені вище зміни, ДСТУ 3989 [10], що регламентував організацію і проведення калібрування до прийняття Закону [1], втратив чинність.

Калібрування може здійснюватися як за умови оцінки компетентності (акредитації), так і без неї. Обов'язковою вимогою, за відсутності акредитації (тобто без доведеної компетентності), для діяльності калібрувальних лабораторій та метрологічних центрів, є:

- документально підтверджена простежуваність еталонів;

- проведення калібрування ЗВТ та оформлення його результатів відповідно до національних стандартів, гармонізованих із відповідними міжнародними та європейськими стандартами, та документів, прийнятих міжнародними та регіональними організаціями з метрології.

За наявності акредитації метрологічного центру чи калібрувальної лабораторії ці питання регламентовано ДСТУ ISO/IEC 17025 [11], ILAC P10 [9] та перевіряються Національним органом України з акредитації (НААУ) на відповідність цим документам. У наукових метрологічних центрах ці питання регламентовано настановами з якості та компетентність (зокрема, на відповідність ISO/IEC 17025 [12]) обов'язково має бути доведена.

Відповідно до частини 3 статті 27 Закону [1] калібрування ЗВТ можуть здійснювати:

- * наукові метрологічні центри;
- * метрологічні центри, калібрувальні лабораторії, акредитовані НААУ;
- * метрологічні центри, калібрувальні лабораторії, які мають документально підтверджену простежуваність своїх еталонів до національних еталонів, еталонів інших держав або міжнародних еталонів відповідних одиниць вимірювання.

2. МЕТРОЛОГІЧНА ПРОСТЕЖУВАНІСТЬ ТА ЇЇ ЕЛЕМЕНТИ

Визначення поняття «метрологічна простежуваність (простежуваність)» вперше подано в Законі [1] відповідно до 2.41 VIM 3[3]:

«метрологічна простежуваність (простежуваність) — властивість результату вимірювання, яка полягає в тому, що цей результат може бути пов'язаний з основою для порівняння (референцією) через задокументований неперервний ланцюг калібрувань, кожне з яких дає свій внесок у невизначеність вимірювання».

При цьому під основою для порівняння (референцією) може бути:

- ♦ одиниця вимірювання (визначення одиниці вимірювання через її практичну реалізацію);
- ♦ методика вимірювання (методика визначення метрологічних характеристик еталона, відтворення одиниці вимірювання);
- ♦ еталон (матеріальна міра).

Для більшості результатів вимірювання основою для порівняння є одиниця вимірювання (одиниця виміру), але інколи можуть бути потрібні додаткові метрологічні основи для порівняння. У таких випадках їх використовують у сукупності.

Описання основи для порівняння (референції) згідно з 2.41 VIM 3 [3] повинно включати час,

коли вона застосована у певній ієрархії калібрувань, та інформацію стосовно першого калібрування в цій ієрархії калібрувань (разом з іншою суттєвою інформацією, наприклад, основними метрологічними характеристиками еталона, умовами застосування і зберігання еталона, методикою визначення метрологічних характеристик тощо).

Еталоном, згідно з 5.1 *VIM* 3 [3], є «реалізація визначення певної величини із установленим значенням величини та відповідною невизначеністю вимірювання, що використовується як основа для порівняння».

Наприклад:

- ▶ еталон маси 1 кг з відповідною стандартною невизначеністю вимірювання 3 мкг;
 - ▶ еталонний резистор 100 Ом з відповідною стандартною невизначеністю вимірювання 1 мкОм;
 - ▶ цезієвий еталон частоти з відносною стандартною невизначеністю вимірювання 2×10^{-15} ;
 - ▶ стандартний буферний розчин зі значенням рН 7,072 та відповідною стандартною невизначеністю вимірювання 0,006;
 - ▶ набір стандартних розчинів кортизолу в сироватці крові людини, що має сертифіковане значення величини з відповідною стандартною невизначеністю вимірювання для кожного розчину;
 - ▶ референтний матеріал, що забезпечує значення величини з невизначеностями вимірювання для концентрації маси кожного із десяти різних протеїнів [13] тощо.
- Під словом «реалізація» у терміні «еталон» розуміють три процедури:
- ◀ фізичну реалізацію одиниці вимірювання з її визначення (тобто реалізацію у буквальному розумінні);
 - ◀ побудову високостабільного еталона на основі фізичного явища (тобто відтворення певного розміру одиниці вимірювання);

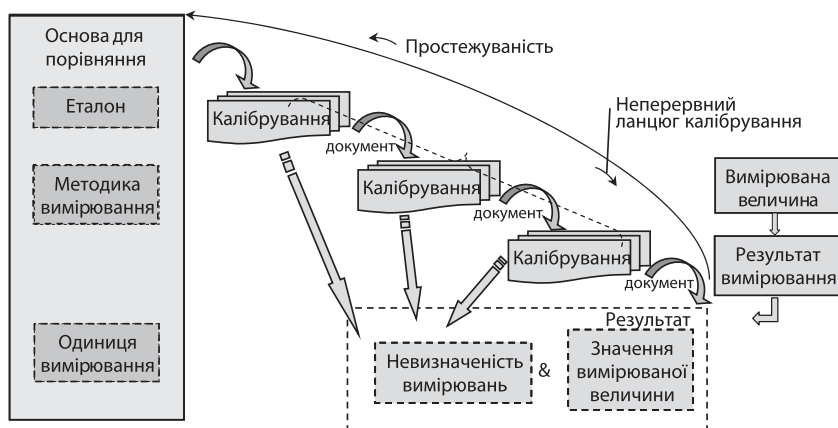


Рис. 3. Простежуваність та калібрування

Fig. 3. Traceability and calibration

◀ прийняття матеріальної міри як еталона (наприклад, еталон 1 кг).

Визначення термінам «міжнародний еталон», «національний еталон», «первинний еталон», «вторинний еталон», «референтний еталон», «робочий еталон», «транспортабельний еталон» надано у «Міжнародному словнику з метрології» [13], переклад якого здійснено ННЦ «Інститут метрології» за дозволом *JCGM*.

Основні елементи метрологічної простежуваності:

- ▲ неперервний ланцюг калібрування;
- ▲ невизначеність вимірювання;
- ▲ зіставність (метрологічна порівнянність) до одиниць *SI*;
- ▲ документація;
- ▲ компетентність;
- ▲ періодичне калібрування [9].

Як забезпечується метрологічна простежуваність через калібрування показано на рис. 3 [14].

НЕПЕРЕРВНИЙ ЛАНЦЮГ КАЛІБРУВАННЯ

Згаданий у визначенні «неперервний ланцюг калібрування» є ланцюгом простежуваності (2.42 *VIM* 3 [3]). Для демонстрації, як забезпечується у національній метрологічній службі неперервний ланцюг калібрування, зіставність (метрологічна порівнянність) результатів вимірювання до одиниць *SI* розроблено структурну схему (рис. 2). На рисунку показано напрямок метрологічної простежуваності, ієрархію калібрувань та організаційні структури національної метрологічної служби, які забезпечують метрологічну простежуваність.

Ієрархія калібрувань (2.40 *VIM* 3 [3]) — це послідовність калібрувань від вибраної основи для порівняння (референтії) до кінцевого результату вимірювання, при цьому результат кожного калібрування залежить від результату попереднього калібрування.

Ланцюг метрологічної простежуваності визначає вибрана ієрархія калібрувань.

Для вимірювань під час калібрувань із більш, ніж однією вхідною величиною в моделі вимірювання, кожне зі значень вхідної величини повинно бути метрологічно простежуваним, а ієрархія калібрувань може мати форму розгалуженої структури.

Часткову понятійну діаграму для термінологічної підсистеми «метрологічна простежуваність» згідно з *VIM* 3 [3] зазначено у [15].

НЕВИЗНАЧЕНІСТЬ ВИМІРЮВАННЯ

Для забезпечення простежуваності результатів вимірювання та результатів калібрування необхідно виконання ще однієї вимоги — представлення результату вимірювання з оцінкою невизначеності.

«Невизначеність вимірювання» згідно з 2.26 *VIM* 3 [3] — це невід'ємний параметр, що характеризує розсіювання значень, які обґрунтовано можуть бути приписані вимірюваній величині. Питання невизначеності вимірювань для вирішення різноманітних метрологічних завдань розглянуто у [16] — [18]. Невизначеність вимірювання повинна відповідати принципам, установленим в *GUM* [19].

Метрологічна простежуваність поєднує концепції невизначеності й калібрування з ієрархією еталонів [19].

ЗІСТАВНІСТЬ (МЕТРОЛОГІЧНА ПОРІВНЯННІСТЬ) ДО ОДИНИЦЬ SI

Зіставність («метрологічна порівнянність результатів вимірювання» згідно з 2.46 [13]) означає «такі, що їх можна зіставити між собою» (а не «близькі за розміром»), і досягається простежуваністю до однієї й тієї ж основи для порівняння (референції).

Наприклад, результати вимірювання для відстаней між Землею і Місяцем та між Парижем і Лондоном є зіставними (метрологічно порівнянними), якщо вони простежуються до однієї одиниці вимірювання — до метра.

ДОКУМЕНТАЛЬНЕ ПІДТВЕРДЖЕННЯ

Метрологічна простежуваність результатів вимірювання під час калібрування повинна бути документально підтверджена. Це вимога Закону [1]. Для цього необхідно мати документовану методику калібрування та свідоцтво про калібрування, що відповідають установленим вимогам.



Рис. 4. Логотип (знак) CIPM MRA
Fig. 4. Logo (sign) CIPM MRA



Рис. 5. Логотип (знак) ILAC MRA
Fig. 5. Logo (sign) ILAC MRA

1) Для проведеного калібрування у національних метрологічних інститутах — підписантах «Угоди про взаємне визнання національних еталонів та сертифікатів калібрувань та вимірювань, що видаються національними метрологічними інститутами» (*CIPM MRA*) [20], достатнім документальним доказом забезпечення простежуваності є:

▼ свідоцтво про калібрування, видане відповідно до Угоди *CIPM MRA* [20], яке має логотип *CIPM MRA* (свідоцтво *CIPM MRA* на рис. 2). Логотип (знак) *CIPM MRA* представлено на рис. 4;

▼ база даних міжнародних ключових та додаткових звірень *BIPM (KCDB)*, підтвержені калібрувальні та вимірювальні можливості національних еталонів — *СМС-рядки (Calibration and Measurement Capabilities)* в додатку *C* бази даних *BIPM (KCDB)* [21], а також перелік національних метрологічних інститутів (НМІ), яким дозволено використовувати логотип *CIPM MRA* [22].

Порядок оформлення свідоцтв про калібрування, що видані НМІ у рамках *CIPM MRA*, регламентовано також рекомендаціями КОOMET [23].

Якщо науковий метрологічний центр використовує еталони, що не брали участі у звіреннях *BIPM (KCDB)*, то свідоцтва про калібрування, видані після застосування таких еталонів, не повинні містити логотипу *CIPM MRA*, але повинні містити інформацію стосовно метрологічної простежуваності застосованих еталонів.

2) Для проведеного калібрування у наукових метрологічних центрах, метрологічних центрах, калібрувальних лабораторіях, акредитованих Національним агентством України з акредитації (НААУ), яке є підписантом Угоди *ILAC MRA* [24], достатнім документальним доказом забезпечення простежуваності є свідоцтво про калібрування, на якому може бути наведено знак акредитації органу з акредитації, який є підписантом Угоди *ILAC*, або комбінований знак лабораторії, або знак органу з акредитації відповідно до Угоди щодо використання знаку *ILAC MRA* [25] (свідоцтво *ILAC MRA* на рис. 2). Логотип (знак) *ILAC MRA* представлено на рис. 5. Він може бути застосований виключно у сфері акредитації НААУ. Поза сферою акредитації видають свідоцтво про калібрування, що не містить знаку *ILAC MRA*, але повинно містити інформацію стосовно метрологічної простежуваності застосованих еталонів.

3) Для проведеного калібрування неакредитованими метрологічними центрами, калібрувальни-

ми лабораторіями, свідоцтво про калібрування повинно містити інформацію стосовно метрологічної простежуваності застосованих еталонів до національних еталонів, еталонів інших держав або міжнародних еталонів, тобто інформацію щодо ієрархії калібрувань та застосованої методики калібрування згідно зі статтею 27 Закону [1] (свідоцтво про калібрування на рис. 2).

КОМПЕТЕНТНІСТЬ. МІЖНАРОДНЕ ВИЗНАННЯ РЕЗУЛЬТАТІВ ВИМІРЮВАННЯ (КАЛІБРУВАННЯ)

Компетентність як елемент метрологічної простежуваності забезпечується:

1) науковими метрологічними центрами, які є підписантами Угоди *CIPM MRA* [20]:

○ участю національних еталонів, що зберігаються в наукових метрологічних центрах, у міжнародних ключових та додаткових звіреннях;

○ установленням ступеня еквівалентності національних еталонів, що зберігаються в наукових метрологічних центрах;

○ офіційним визнанням системи якості такою, що відповідає вимогам *ISO/IEC 17025* [12], керівництву *ISO 34* [26] (щодо виробництва й сертифікації стандартних зразків).

Підписанти Угоди *CIPM MRA* [20] можуть застосовувати на своїх свідоцтвах про калібрування знак *CIPM MRA* лише у разі використання тих еталонів, які брали участь у звіреннях *VIPM (KCDB)* та мають підтверджені калібрувальні й вимірювальні

можливості — *CMC*-рядки додатку *C* бази даних *VIPM (KCDB)* [21].

До цієї бази даних інформація не може бути занесена без офіційного визнання системи управління якістю національного метрологічного центру (інституту), де зберігаються еталони, які брали участь у звіреннях.

Наприклад, ДП «Укрметртестстандарт» має 67 *CMC*-рядків, що підтверджують калібрувальні й вимірювальні можливості еталонів, які містяться в ДП «Укрметртестстандарт».

У 2016 році, відповідно до плану зовнішніх перевірок систем управління якістю та технічної компетенції національних метрологічних інститутів — підписантів Угоди *CIPM MRA*, в ДП «Укрметртестстандарт» проходив черговий аудит (*peer review*) *КОOMET*.

За результатами аудиту, рішенням 21-го засідання Технічного Комітету Форуму якості *КОOMET* ДП «Укрметртестстандарт» отримав «Свідоцтво про визнання системи менеджменту якості згідно зі стандартом *ISO/IEC 17025* № *QSF — R42* (за видами вимірювань: акустика, ультразвук і вібрація, електрика і магнетизм, довжина, маса та пов'язані з нею величини, фотометрія і радіометрія, фізико-хімія)» (рис. 6) та «Свідоцтво про визнання системи менеджменту якості згідно з *ISO Guide 34* № *QSF — R43* (для категорій кількості речовини стандартних зразків: газу, *pH*, електролітична провідність)» (рис. 7).

ДП «Укрметртестстандарт» уповноважено на застосування знаку (логотипу) *CIPM MRA* (рис. 8).

Перелік підписантів Угоди *CIPM MRA* зазначено на офіційному сайті *VIPM* [27]. 102 національні



Рис. 6. Fig. 6.



Рис. 7. Fig. 7.

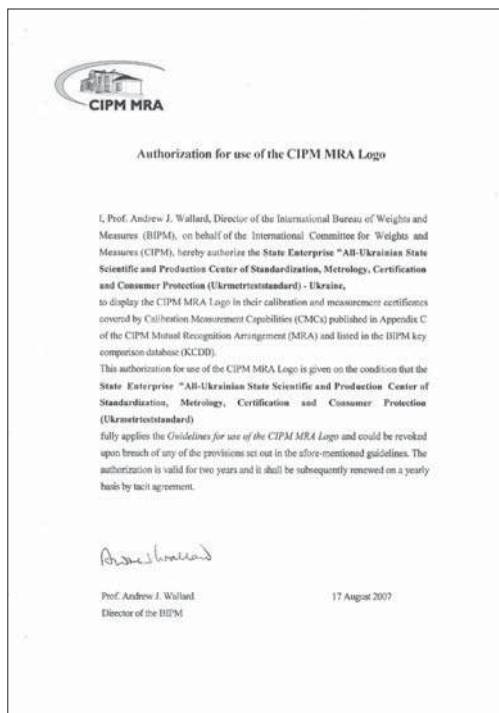


Рис. 8. Fig. 8.

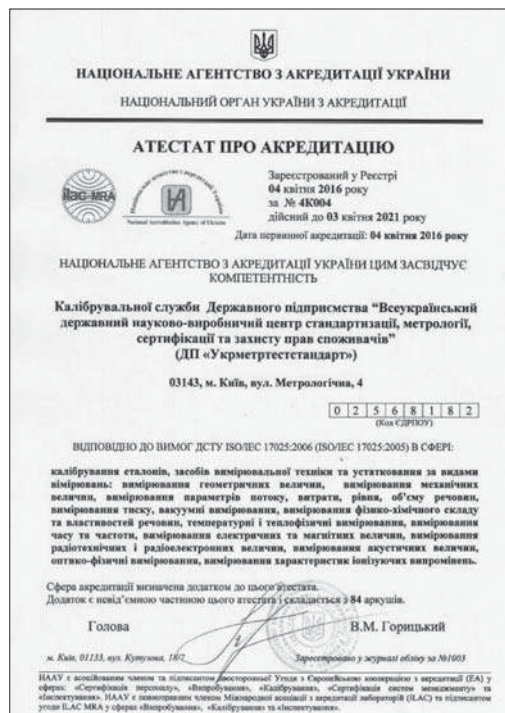


Рис. 9. Fig. 9.

метрологічні інститути із 57 країн світу визнають національні еталони та свідоцтва про калібрування (свідоцтва *CIPM MRA*), видані національними метрологічними інститутами (центрами) відповідно до вимог Угоди. В Україні підписантами угоди є: ДП «Укрметрестандарт», ННЦ «Інститут метрології», ДП «НДІ «Система», ДП «Івано-Франківськстандартметрологія»;

2) акредитованими метрологічними центрами та калібрувальними лабораторіями.

За умови акредитації НААУ (або іншим визнаним органом) компетентність метрологічних центрів (чи калібрувальних лабораторій) доведена та відповідає ДСТУ *ISO/IEC 17025* [11]. Перелік акредитованих метрологічних центрів, калібрувальних лабораторій та сферу їх акредитації зазначено на офіційному сайті НААУ [28].

Визнання результатів калібрування та випробування й відповідних свідоцтв (сертифікатів), виданих калібрувальними та випробувальними лабораторіями, акредитованими НААУ, яка є повноправним членом Міжнародної кооперації з акредитації лабораторій (*ILAC*), забезпечується відповідно до Угоди про взаємне визнання (*ILAC MRA*) [24], підписантом якої є НААУ за напрямками акредитації випробувальних і калібрувальних лабораторій та органів з інспектування.

Акредитовані метрологічні центри й калібрувальні лабораторії мають право застосовувати знак *ILAC MRA* у виданих свідоцтвах про калібрування (відповідно до сфери акредитації).

Наприклад, калібрувальна служба ДП «Укрметрестандарт», акредитована НААУ, засвідчила свою компетентність відповідно до вимог ДСТУ *ISO/IEC 17025* [11] у сфері калібрування еталонів, засобів вимірювальної техніки й устаткування за усіма дванадцятьма видами вимірювання (атестат про акредитацію (рис. 9)) і має право застосовувати знак *ILAC MRA* на виданих сертифікатах калібрування.

Сфера акредитації калібрувальної служби ДП «Укрметрестандарт» може забезпечити діяльність практично усіх акредитованих калібрувальних і випробувальних лабораторій України (у частині застосування відкаліброваних ЗВТ, еталонів та устаткування).

Результати калібрування і випробування можуть мати міжнародне визнання лише у тому випадку, коли калібрувальна чи випробувальна лабораторія пройшла акредитацію в НААУ (чи іншому визнаному органі з акредитації) й застосовує ЗВТ, що мають свідоцтва калібрування *ILAC MRA* або *CIPM MRA*.

Єдиною організацією у національній метрологічній службі, яка компетентна видавати як свідоцтва калібрування *CIPM MRA*, так і свідоцтва калібрування *ILAC MRA*, є ДП «Укрметрестандарт».

Результати калібрування, отримані в неакредитованих метрологічних центрах та калібрувальних лабораторіях, не мають підстав для визнання і можуть бути використані лише тими підприємствами, які не проводимуть акредитацію своїх випробувальних та калібрувальних лабораторій, для внутрішнього

застосування на підприємстві. На думку авторів, результати калібрування еталонів, отримані в неакредитованих калібрувальних лабораторіях та метрологічних центрах, не мають підтвердженої компетентності, тому такі еталони не повинні застосовуватися у ЗР метрології.

«Хоча сама акредитація калібрувальних лабораторій є оцінкою відповідності, калібрування засобів вимірювальної техніки та вимірювальних систем, безумовно, не є оцінкою відповідності (див. Резолюцію 11 22 *CGPM*) [29]. Тим не менше, незалежна оцінка третьою стороною, на основі стандарту *ISO/IEC 17025* [12], є важливим кроком у створенні прозорості, що заслуговує довіри, і надійної мережі лабораторій, через які усі, хто зацікавлені в отриманні надійних результатів вимірювань, можуть отримати доступ до простежуваних результатів вимірювання» [2].

Отже, метрологічна простежуваність є одним із елементів, що встановлює міжнародну довіру до всесвітньої еквівалентності вимірювань [19].

Міжнародне і глобальне визнання зіставних (метрологічно порівнянних) результатів вимірювання може бути отримано лише шляхом простежуваності цих результатів до стабільних у часі первинних еталонів і реперів, до Міжнародної системи одиниць *SI* [2].

Стосовно важливості метрологічної простежуваності заявили *BIPM*, *OIML*, Міжнародне співробітництво з акредитації лабораторій (*ILAC*) та Міжнародна організація зі стандартизації (*ISO*) у спільній заяві [19].

ПЕРІОДИЧНЕ КАЛІБРУВАННЯ

Оскільки калібрування є процедурою добровільною, регламентація простежуваності через калібрування еталонів, вибрану ієрархію калібрувань набуває особливого значення. На думку авторів, вимоги щодо простежуваності еталонів (за умови декількох ступенів передавання розміру одиниці вимірювання в лабораторії), вимоги до еталонів, періодичного калібрування еталонів (як елемента простежуваності) доцільно регламентувати нормативно-правовим актом.

Вимоги до еталонів, допоміжного устаткування регламентовано ДСТУ *OIML D 8* [30], ДСТУ *OIML*

D 23[8], ДСТУ *ISO/IEC 17025*[11], визначення між-калібрувальних інтервалів — ДСТУ *ILAC-G 24/OIML D10*[31].

Щодо необхідності періодичного калібрування еталонів, а також стосовно політики простежуваності результатів вимірювання зазначено у міжнародному документі *ILAC P10:2002* [9], яким доцільно керуватися всім калібрувальним лабораторіям.

Довіра до результатів вимірювання, точні вимірювання і встановлення простежуваності не є самоціллю — вони обслуговують потреби промисловості, торгівлі й суспільства.

У загальних висновках і рекомендаціях *BIPM* зазначено: «Стійка конкурентоспроможність та інноваційна діяльність у всіх галузях вимагають точних вимірювань та випробувань з встановленням простежуваності до стабільних у часі опорних еталонів... Необхідно приділяти більше уваги створенню національних метрологічних інститутів у країнах, що розвиваються. Ця політика повинна розглядатися як фундамент розвитку економіки і підвищення рівня життя...» [2].

ВИСНОВКИ

1. Поняття «калібрування» і діяльність, ним регламентована, зазнали трансформації відповідно до міжнародних вимог і повинні здійснюватися відповідно до Закону [1].

2. Принципово неможливо застосовувати методичні документи з повірки ЗВТ під час калібрування ЗВТ.

3. Метрологічна простежуваність поєднує концепції невизначеності й калібрування з ієрархією еталонів та відкриває можливості для міжнародного визнання результатів вимірювання (калібрування).


4. Виділено та описано елементи простежуваності.

5. Доцільно додатково регламентувати вимоги до еталонів та періодичного калібрування еталонів (особливо за умови декількох ступенів передавання розміру одиниці вимірювання в лабораторії) як елемента метрологічної простежуваності.

6. Важливо забезпечити метрологічну простежуваність для конкурентоспроможності та інноваційної діяльності.

СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ / REFERENCES

- 1 Закон України «Про метрологію та метрологічну діяльність» (Law of Ukraine «On metrology and metrological activity») <http://zakon2.rada.gov.ua/laws/show/1314-18/page>
- 2 Звіт секретаря Міжнародного бюро з мір і вагів (*BIPM*) для 23 Генеральної конференції з мір і вагів (*CGPM*) (The report of the Secretary of the International Bureau of Weights and Measures for 23 General Conference on Weights and Measures) <http://temperatures.ru/pdf/CIPM-report2007.pdf>.
- 3 International vocabulary of metrology — Basic and general concepts and associated terms (VIM 3) (Міжнародний словник основних і загальних термінів в метрології) — <http://www.oiml.org/publications/V/V002-200-e10.pdf>.
- 4 Міжнародний словник термінів у законодавчо

- регульованій метрології (VIML), переклад ДП «Укр-метрестандарт».
- 5 Закон України «Про внесення змін до Закону України «Про метрологію та метрологічну діяльність» від 15 червня 2004 року N 1765-IV (The Law of Ukraine «On Amendments to the Law of Ukraine» On metrology and metrological activity «of June 15, 2004 N 1765-IV) <http://zakon0.rada.gov.ua/laws/show/1765-15/page>.
 - 6 ISO 10012:2003 Measurement management systems. Requirements for measurement processes and measuring equipment (Системи управління вимірюваннями. Вимоги до процесів вимірювання та вимірювального оснащення).
 - 7 Порядок проведення повірки законодавчо регульованих засобів вимірювальної техніки, що перебувають в експлуатації, та оформлення її результатів, затверджено наказом Міністерства економічного розвитку і торгівлі України 08.02.2016 № 193, зареєстровано в Міністерстві юстиції України 24 лютого 2016 р. за № 278/28408 (Procedure verification of legally controlled measuring instruments in use and registration of its results) (<http://zakon2.rada.gov.ua/laws/show/z0278-16>).
 - 8 ДСТУ OIML D 23:2008. Метрологія. Принципи метрологічного контролю обладнання для повірки (OIML D 23:1993, IDT). (Metrology. Principles of metrological control equipment used for verification).
 - 9 ILAC P10:2002 ILAC policy on traceability of measurement (Політика ILAC з простежуваності вимірювань).
 - 10 ДСТУ 3989-2000 Метрологія. Калібрування засобів вимірювальної техніки. Основні положення, організація, порядок проведення та оформлення результатів (Metrology. Calibration of measuring instruments. The main provisions, organization, procedure and presentation of results).
 - 11 ДСТУ ISO/IEC 17025:2006 Загальні вимоги до компетентності випробувальних та калібрувальних лабораторій (General requirements for the competence of testing and calibration laboratories).
 - 12 ISO/IEC 17025:2005 General requirements for the competence of testing and calibration laboratories (Загальні вимоги до компетентності випробувальних та калібрувальних лабораторій).
 - 13 Міжнародний словник з метрології — Основні й загальні поняття та пов'язані з ними терміни (VIM). Видання 3-тє. Версія 2008 року з незначними виправленнями, переклад ННЦ «Інститут метрології».
 - 14 Кузьменко Ю.В. Експериментально-конструктивні методи удосконалення відтворення одиниць витрати плинних середовищ та забезпечення їх простежуваності [Текст]: автореф. дис. на здоб. наук. ступ. канд. тех. наук (05.01.02) / Кузьменко Юрій Володимирович; ДП «Укрметрестандарт». — Київ, 2017.
 - 15 Величко О.М., Коломієць Л.В., Гордієнко Т.Б. Метрологічна простежуваність: основи і нормативне забезпечення. Підручник// За заг. ред. д-ра техн. наук О.М. Величка. — Одеса: ВМВ, 2009. — 205 с. (Velichko O.M., Kolomiyec L.V., Gordienko T. B. Metrological traceability, regulatory framework and support. Textbook).
 - 16 OIML G 1-100 Edition 2008 (E) Evaluation of measurement data — Guide to the expression of uncertainty in measurement. (МОЗМ р 1-100 видання 2008 (E) Оцінювання даних вимірювань — Керівництво з вираження невизначеності вимірів.) https://www.oiml.org/en/files/pdf_g/g001-100-e08.pdf.
 - 17 ISO/IEC Guide 98-3:2008. Uncertainty of measurement — Part 3: Guide to the expression of uncertainty in measurement (GUM:1995) (ISO/МЕК керівництво 98-3:2008. Невизначеність вимірювання — Частина 3: Настанови щодо вираження невизначеності у вимірі (ГУМ:1995)) http://www.iso.org/iso/catalogue_detail?csnumber=50461.
 - 18 EA-4_02 Європейська асоціація з акредитації. Вираз невизначеності вимірювання при калібруванні http://naau.org.ua/wp-content/uploads/2015/06/EA-4_02.pdf.
 - 19 Спільна BIPM, OIML, ILAC та ISO декларація з метрологічної простежуваності 9 листопада 2011 р. (Joint BIPM, OIML, ILAC and ISO declaration on metrological traceability November 9, 2011) http://aacanalitica.ru/Files/ILAC_doc/sovmetstnaya_deklaraciya.pdf.
 - 20 «Угода про взаємне визнання національних еталонів та сертифікатів калібрувань та вимірювань, що видаються національними метрологічними інститутами» (Agreement on the mutual recognition of national measurement standards and calibration and measurement certificates issued by National Metrology Institutes) <http://www.bipm.org/en/cipm-mra/cipm-mra-text/>.
 - 21 KCDB BIPM Appendix C (додаток C) www.kcdb.bipm.org.
 - 22 www.bipm.org/en/cipm-mra/logo.
 - 23 COOMET R/GM/15:2007 Рекомендація COOMET Порядок оформлення свідоцтв калібрування, що видають національні метрологічні інститути в рамках CIPM MRA (COOMET Recommendation Procedure of calibration certificates, issuing national metrology institute under the CIPM MRA) http://www.coomet.net/fileadmin/user_files/DOCUMENTS/COOMET_Documents/Recommendations/Recommendation_R_GM_15_2007_rus.pdf.
 - 24 Угода про взаємне визнання між ILAC та НААУ за напрямками «випробувальні та калібрувальні лабораторії» (Agreement on mutual recognition between ILAC and NA AU in areas of «testing and calibration laboratories» ILAC-MRA) <http://naau.org.ua/wp-content/uploads/2016/04/794545d55df54869424dc13510c9ef11.pdf>.
 - 25 Угода щодо використання знаку ILAC MRA (Agreement on the use of the mark ILAC MRA) <http://naau.org.ua/wp-content/uploads/2016/04/98528bb141b5698a62368d79d218cc8d.pdf>.
 - 26 ISO 34:2009 General requirements for the competence of reference material producers (Загальні вимоги до компетентності виробників еталонних матеріалів).
 - 27 Підписанти угоди CIPM MRA (signatories agreement CIPM MRA) <http://www.bipm.org/en/cipm-mra/participation/signatories.html>.
 - 28 Реєстр акредитованих органів з оцінки відповідності (The register of accredited conformity assessment bodies) <http://naau.org.ua/reestr-akreditovanih-ooov/>.
 - 29 Резолюція 11 двадцять другої Генеральної Конференції з мір і вагів «Зв'язок між національними метрологічними інститутами і національними (визнаними) органами з акредитації» (Resolution 11 twenty-second General Conference on Weights and Measures «Relationship between National Metrology Institutes and national (recognized) by the Accreditation»).
 - 30 ДСТУ OIML D8:2008 Метрологія. Еталони. Вибір, визнання, застосування, зберігання та документація (OIML D8:2004 Measurement standards. — Choice, recognition, use, conservation and documentation).
 - 31 ДСТУ ILAC-G 24/OIML D10:2013 Метрологія. Настанови щодо визначення міжкалібрувальних інтервалів засобів вимірювальної техніки (ILAC-G 24/OIML D10:2007, IDT). 

Отримано / received: 07.09.2017.

Стаття рекомендована до публікації д.т.н., проф. Л.А. Назаренком (Україна).
Prof. L.A. Nazarenko, D. Sc. (Techn.), Ukraine, recommended this article to be published.

УДК:53.089.68:621.317.322

ДОСЛІДЖЕННЯ МЕТРОЛОГІЧНИХ ХАРАКТЕРИСТИК ДЕРЖАВНОГО ПЕРВИННОГО ЕТАЛОНА ОДИНИЦІ ЕЛЕКТРИЧНОЇ ЗМІННОЇ НАПРУГИ

О. Величко, доктор технічних наук, директор науково-виробничого інституту,
В. Ісаєв, старший науковий співробітник науково-дослідного відділу,
ДП «Укрметрестандарт», м. Київ

Представлено результати дослідження метрологічних характеристик Державного еталона одиниці електричної змінної напруги. За отриманим масивом даних проведено аналіз результатів щорічного визначення нестабільності, невизначеності вимірювань відносного відхилення переходу від змінної до постійної напруги. Оцінено внесок стандартної невизначеності до сумарної стандартної невизначеності у разі прийняття нормального чи рівномірного розподілів вимірюваної величини, встановлено відповідність досліджуваної нестабільності зазначеного еталона за рік вимогам нормативної та експлуатаційної документації.

According to Ukraine's desire to integrate into global international structures the recognition of the measurement results in the measurement field of electric AC voltage is considered to be necessary. The storage of a unit of electrical AC voltage in accordance with the guidelines helps to meet this demand. One of the main metrological charac-

teristics of any national standard is instability for the year. The article presents the results of fifteen-year work on the annual determination of the instability for the year and the proper measurement uncertainty of the national standard of electrical AC voltage unit from 0,1 to 1000 V in the frequency range from 10 Hz to 1 MHz, which was developed and stored in the SE «Ukrmetrteststandard». This metrological characteristics are determined in accordance with measurement procedure developed by SE «Ukrmetrteststandard». The AC-DC difference measurement results of a precision thermoelectric converter PMJTC, developed at the National Metrology Institute of Germany PTB, are compared every year. During the measurement process a reference thermoelectric comparator 792A, manufactured by Fluke Corporation, is used. An analysis of some metrological characteristics of this Ukrainian national standard was made on the basis of obtained data array. The compliance of the investigated instability for the year of this Ukrainian national standard with the requirements of normative and operational documentation is also established in the article.

Ключові слова: державний еталон, AC-DC відхилення, довготривала нестабільність, термоперетворювач.
Keywords: state standard, AC-DC difference, long-term instability, thermos-converter.

На сьогодні в Україні експлуатується Державний первинний еталон одиниці електричної змінної напруги від 0,1 до 1000 В в діапазоні частот від 10 Гц до 1 МГц (ДЕТУ 08-07-02), створений ДП «Укрметрестандарт» у 2002 році. ДЕТУ 08-07-02 повинен метрологічно забезпечувати засоби вимірювальної техніки (ЗВТ) у відповідному підвиді вимірювань. Зрозуміло, що державні еталони в першу чергу застосовують для визначення метрологічних характеристик (МХ) вторинних та робочих еталонів, а також деяких прецизійних засобів вимірювання чи відтворення одиниці електричної змінної напруги (одиниці ЕЗН).

У зв'язку з прагненням України до інтеграції до європейських та інших глобальних структур важливого значення набуває узгодження законів, стандартів, результатів робіт у різних галузях життєдіяльності українського суспільства. Так, задля подолання технічних бар'єрів між країнами-членами Світової організації торгівлі, у нашій державі прийнято ряд засадничих законів, нормативно-правових документів, національних стандартів. Зокрема, у сфері прикладної метрології діє узгоджений із міжнародними нормами Закон України «Про метрологію та метрологічну діяльність», прийнятий Верховною Радою України 03.07.2014, який регулює відносини, що виникають у процесі провадження метрологічної діяльності.



О. Величко



В. Ісаєв

ДЕТУ 08-07-02 зберігають та застосовують згідно з правилами зберігання та застосування, які розробляються організацією-зберігачем еталона у відповідності до ДСТУ 3231 [1]. Оскільки ДЕТУ 08-07-02 є складним комплексом ЗВТ, для його стабільного функціонування проводиться періодичне калібрування термоелектричного компаратора *Fluke 792A* [2], а також регулярне технічне обслуговування. За ДСТУ 3231 державні еталони повинні бути атестованими, тобто їхні МХ повинні бути підтвердженими, нестабільність за рік (нестабільність) не повинна перевищувати значень, указаних в експлуатаційній документації на ДЕТУ 08-07-02. Потрібно відзначити, що відповідно до програми ПМА 081/29.18 [3] атестації ДЕТУ 08-07-02 його нестабільність визначається шляхом порівняння щорічних результатів вимірювання відносного відхилення переходу від змінної до постійної напруги (AC-DC відхилення) прецизійного багатоланкового термоелектричного перетворювача планарного типу *PMJTC*.

Мета статті — проведення аналізу результатів дослідження МХ ДЕТУ 08-07-02, зокрема, довготривалої нестабільності й невизначеності вимірювань. Нестабільність є важливою МХ цього еталона, призначеного для забезпечення єдності вимірювань та метрологічної простежуваності результатів вимірювання у підвиді вимірювань електричної напруги змінного струму. У паспорті ДЕТУ 08-07-02 зазначено, що його нестабільність не перевищує значень, які містяться в інтервалі від $2 \cdot 10^{-6}$ до $3,6 \cdot 10^{-5}$ [4].

1. ВИЗНАЧЕННЯ AC-DC ВІДХИЛЕННЯ

AC-DC відхилення, відповідно до усталеної практики, визначається шляхом послідовного прикладення до входу термоелектричного перетворювача напруги різного роду, а саме: подається змінна напруга необхідної частоти, після цього — постійна напруга позитивної полярності, постійна напруга негативної полярності. При цьому необхідно контролювати значення вихідної термо-ЕРС опорного термоелектричного компаратора *Fluke 792A*, яке має нехтовно малу величину дрейфу порівняно з термоперетворювачем *PMJTC*. Значення AC-DC відхилення δ_{AC-DC} розраховується за формулою [5]:

$$\delta_{AC-DC} = \frac{U_{AC} - U_{DC}}{U_{DC}} \Big|_{E_{AC}=E_{DC}}, \quad (1)$$

де U_{AC} — значення вхідної змінної напруги термоперетворювача;

U_{DC} — усереднене значення вхідної постійної напруги термоперетворювача, яке розраховується за формулою:

$$U_{DC} = \frac{(U_{DC})_+ - (U_{DC})_-}{2}, \quad (2)$$

де $(U_{DC})_+$, $(U_{DC})_-$ — значення вхідної постійної напруги позитивної, негативної полярності відповідно;

E_{AC} , E_{DC} — значення вихідної термо-ЕРС термоперетворювача за прикладеної вхідної змінної, постійної напруги відповідно.

Для термоперетворювачів, у конструкції яких використовують термодари, як це має місце у випадку термоперетворювача *PMJTC*, вихідна термо-ЕРС має квадратичну залежність від вхідної напруги:

$$E = K \cdot U^2, \quad (3)$$

де E — значення вихідної термо-ЕРС термоперетворювача; U — значення електричної напруги на вході термоперетворювача; K — характеристичний коефіцієнт термоперетворювача.

У разі, коли U_{AC} відрізняється від U_{DC} несуттєво, залежність вихідної величини від вхідної, відповідно до виразу (3), можливо апроксимувати до лінійного виду у вузькому проміжку значень напруги. У такому випадку можливе таке наближене співвідношення [5]:

$$U_{AC} \approx \frac{U_{AC} + (E_{AC} - E_{DC})}{k}, \quad (4)$$

де k — характеристичний параметр, який визначається співвідношенням:

$$k = \frac{\Delta E}{\Delta U}, \quad (5)$$

де ΔE — змінення значення вихідної термо-ЕРС термоперетворювача, коли незначне змінення напруги ΔU відбувається на його вході.

Підставляючи вирази (4), (5) у рівняння (1), отримуємо рівняння для визначення AC-DC відхилення за умови рівності U_{AC} та U_{DC} для малих значень зміни вхідного та вихідного сигналів:

$$\delta_{AC-DC} \approx - \frac{E_{AC} - E_{DC}}{l \cdot E_{DC}} \Big|_{U_{AC}=U_{DC}}, \quad (6)$$

де l — нормалізований характеристичний параметр, який визначається за формулою:

$$l = \frac{\Delta E \cdot U}{E \cdot \Delta U}. \quad (7)$$

Нормалізований параметр l приблизно дорівнює двійці для термоперетворювачів напруги з квадратичною залежністю [5].

Спосіб визначення AC-DC відхилення за рівнянням (6) відповідає практиці метрологічних центрів на теренах колишнього СРСР згідно з ГОСТ 8.458 [6], ДСТУ 7231 [7], а також сучасній методиці калібрування термоелектричних перетворювачів МКУ 060-29/08 [8], розробленій ДП «Укрметр-тестстандарт», з тією відмінністю, що замість МХ δ_{AC-DC} розраховують γ , яка дорівнює δ_{AC-DC} з протилежним знаком.

2. ВИМІРЮВАННЯ АС-DC ВІДХИЛЕННЯ ТЕРМОПЕРЕТВОРЮВАЧА РМЖТС

Результати вимірювання АС-DC відхилення є вихідними даними для визначення нестабільності шляхом щорічного порівняння результатів вимірювання АС-DC відхилення термоперетворювача РМЖТС, який виготовлений Інститутом фізики високих технологій (ІФНТ, Німеччина) та має сертифікат про калібрування від 2001 року, виданий Національним метрологічним інститутом (РТВ, Німеччина). Під час вимірювання АС-DC відхилення термоперетворювача РМЖТС повинні бути враховані поправки за частотою термоелектричного компаратора Fluke 792A, які отримують із його сертифіката, виданого акредитованою у системі *Deutscher kalibrierdienst (DKD)* авторизованою калібрувальною лабораторією *Fluke Deutschland GmbH*.

Від моменту введення в експлуатацію ДЕТУ 08-07-02 проведено вимірювання АС-DC відхилення у 2004—2016 роках за формулою (6) у ДП «Укрметртестстандарт», а також вимірювання цієї МХ за формулою (1) у РТВ. Потрібно зазначити, що описана вище процедура вимірювання АС-DC відхилення термоперетворювача РМЖТС, а також сам термоперетворювач використовувалися у 2004—2005 роках під час двосторонніх звірень державних еталонів одиниці ЕЗН України та Російської Федерації за затвердженою темою КОOMET № 273 / RU-а / 03 [9].

Результати вимірювання АС-DC відхилення термоперетворювача РМЖТС, отримані під час визначення нестабільності ДЕТУ 08-07-02 за 2001—2016 роки, представлено у таблиці 1.

Під час дослідження проведено аналіз отриманих з 2001 до 2016 року результатів вимірюван-

ня АС-DC відхилення у частотному діапазоні від 0,01 до 1000 кГц. Отримані дані свідчать щодо суттєвого відхилення розподілу від нормального виду для частот 0,04, 1 та 100 кГц, а на частотах 0,01, 10 та 1000 кГц розподіл АС-DC відхилення має вид, більш подібний до нормального.

3. ОЦІНКА НЕВИЗНАЧЕНОСТІ ВИМІРЮВАНЬ

Припускаючи незмінність АС-DC відхилення термоперетворювача РМЖТС за досліджуваний період, можна розрахувати розширену невизначеність вимірювань АС-DC відхилення за таблицею 1. Відповідно до МКУ 060-29/08-2011 рівняння зв'язку для одиничного значення АС-DC відхилення γ має вид:

$$\gamma = \gamma_{AC-DC} - \delta_{792A} - \Delta_S, \quad (8)$$

де γ_{AC-DC} — некориговане одиничне значення АС-DC відхилення, яке визначається за формулою (6);

δ_{792A} — значення поправки опорного термоелектричного компаратора Fluke 792A за сертифікатом калібрування;

Δ_S — узагальнений параметр, який ураховує короткотермінову нестабільність опорного термоелектричного компаратора Fluke 792A, вимірювачів вихідної термо-ЕРС, джерел постійної та змінної напруги зі складу ДЕТУ 08-07-02.

Відповідно до рівняння зв'язку бюджет невизначеності складено у таблиці 2.

У таблиці 2 застосовано такі позначення:

$\bar{\gamma}_{AC-DC}$ — середнє арифметичне значення АС-DC відхилення, розраховане за МКУ 060-29/08-2011;

$S_{\bar{\gamma}_{AC-DC}}$ — середнє квадратичне відхилення $\bar{\gamma}_{AC-DC}$, розраховане за МКУ 060-29/08-2011;

Таблиця 1. Результати вимірювань АС-DC відхилення термоперетворювача РМЖТС за 2001—2016 роки, ppm.

Table 1. Measurement results of AC-DC difference of thermoconverter РМЖТС for 2001—2016 years, ppm.

Рік	Значення АС-DC відхилення залежно від частоти у кГц					
	0,01	0,04	1	10	100	1000
2001	-2,8	0	0	-0,3	-1,0	19,4
2004	0	-2,2	2,0	1,5	-5,0	16,0
2005	5,2	5,4	0	2,0	-6,5	14,2
2006	3,0	10,3	2,9	0,2	-7,7	12,7
2007	4,0	9,3	2,6	5,4	-7,0	14,0
2008	8,0	14,6	2,7	3,7	-5,0	9,0
2009	5,0	8,8	1,1	2,5	-6,2	6,0
2010	2,0	1,6	0	0,9	-2,4	8,6
2011	2,5	1,6	0	1,0	-2,0	9,0
2012	2,9	2,1	0,5	1,9	-2,9	10,0
2013	6,8	14,0	2,7	2,7	-5,5	9,1
2014	8,8	13,6	2,1	3,0	-5,7	10,9
2015	0,2	1,9	2,8	2,8	-5,0	5,0
2016	2,0	-2,8	1,7	3,0	-7,0	-4,6

Таблиця 2. Бюджет невизначеності вимірювань AC-DC відхилення

Table 2. Budget of measurement uncertainty of AC-DC difference

Вхідна величина		МХ вхідної величини		Розподіл	Коефіцієнт чутливості	Алгоритм для стандартної невизначеності	Внесок у невизначеність
Позначення	Оцінка	Позначення	Оцінка				
γ_{AC-DC}	$\bar{\gamma}_{AC-DC}$	$S_{\gamma_{AC-DC}}$	за протоколом калібрування	норм.	1	$S_{\gamma_{AC-DC}}$	за протоколом калібрування
$\delta_{792,A}$	за сертифікатом калібрування	$U_{\delta_{792,A}}$	за сертифікатом калібрування	норм.	1	$\frac{U_{\delta_{792,A}}}{2}$	за табл. 3.3 МКУ 060-29/08-2011
Δ_S	за протоколом дослідження ДЕТУ 08-07-02	$S_{\epsilon,\Sigma,0}$	за МКУ 060-29/08-2011	норм.	1	$S_{\epsilon,\Sigma,0}$	за табл. 3.4 МКУ 060-29/08-2011

$U_{\delta_{792,A}}$ — розширена невизначеність вимірювань від застосування термоелектричного компаратора Fluke 792A;

$S_{\epsilon,\Sigma,0}$ — середнє квадратичне відхилення вимірювання під час передавання розміру одиниці ЕЗН від ДЕТУ 08-07-02 до термоперетворювача.

У таблиці 3 наведено значення сумарної стандартної невизначеності вимірювань, визначеної за МКУ 060-29/08-2011, згідно з таблицею 1. Оскільки метою роботи є оцінювання довготривалої нестабільності ДЕТУ 08-07-02, варто порівняти значення сумарної стандартної невизначеності, розрахованої за МКУ 060-29/08-2011, із внеском до невизначеності розсіяння щорічних результатів вимірювання.

Відповідно до центральної граничної теореми теорії ймовірностей, загальний розподіл випадкової величини нормально розподілених декількох випадкових величин також прямує до нормального. Навіть у разі відхилення розподілу складових від нормального, результативний згорнутий розподіл часто можна апроксимувати до нормального. Потрібно зазначити, що, приймаючи нормальний закон розподілу ймовірностей, можна розрахувати стандартну невизначеність вимірювання

AC-DC відхилення відповідно до настанови з вираження невизначеності вимірювань за формулою [10]:

$$S_{\gamma_{AC-DC}} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (\gamma_i - \bar{\gamma}_{AC-DC})^2}{n \cdot (n-1)}}, \quad (9)$$

де n — кількість результатів вимірювання AC-DC відхилення ($n = 13$).

Відзначимо, що, прийнявши рівномірний закон розподілу, стандартну невизначеність вимірювання AC-DC відхилення u_{AC-DC} можна розрахувати за формулою [10]:

$$u_{AC-DC} = \frac{\gamma_{\max} - \gamma_{\min}}{2 \cdot \sqrt{3}}, \quad (10)$$

де γ_{\max} , γ_{\min} — максимальне й мінімальне значення AC-DC відхилення за таблицею 1 для відповідної частоти.

4. ДОВГОТРИВАЛА НЕСТАБІЛЬНІСТЬ ДЕРЖАВНОГО ПЕРВИННОГО ЕТАЛОНА ДЕТУ 08-07-02

За методикою атестації ДЕТУ 08-07-02 щорічно оцінюються МХ: середнє квадратичне відхилення під час відтворення одиниці ЕЗН, невилучена систематична

Таблиця 3. Невизначеність вимірювань AC-DC відхилення від 2001 до 2016 років, ppm.

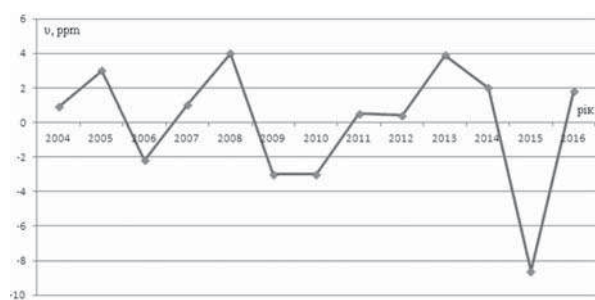
Table 3. Measurement uncertainty of AC-DC difference for 2001 — 2016 years, ppm.

Невизначеність вимірювань	Частота, кГц					
	0,01	0,04	1	10	100	1000
$S_{\gamma_{AC-DC}}$	0,9	1,6	0,4	0,5	0,6	1,6
$U_{\delta_{792,A}}$	11,0	6,0	4,0	4,0	8,0	38,0
$S_{\epsilon,\Sigma,0}$	5,2	3,0	2,0	2,0	4,0	19,0
u_{AC-DC}	3,3	5,0	1,4	2,0	1,9	6,9
Сумарна стандартна невизначеність за нормальним законом	7,6	4,5	2,9	2,9	5,7	26,9
Сумарна стандартна невизначеність за рівномірним законом	8,3	6,6	3,2	3,5	6,0	27,7

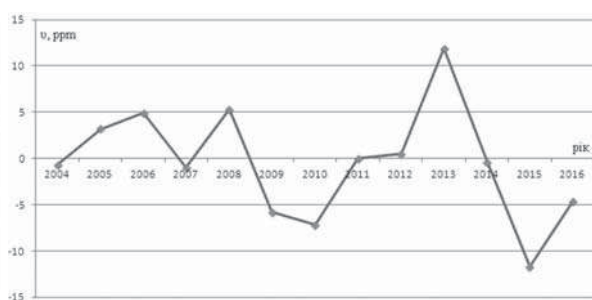
Таблиця 4. Довготривала нестабільність ДЕТУ 08-07-02 у 2004 — 2016 роках, ррт.

Table 4. Instability for the year ДЕТУ 08-07-02 for 2004 — 2016 years, ррт.

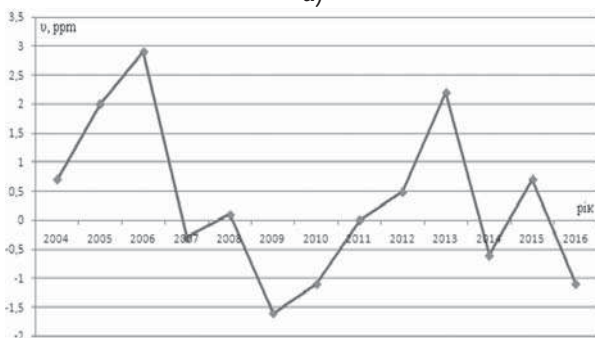
Рік	Значення нестабільності за рік залежно від частоти у кГц					
	0,01	0,04	1	10	100	1000
2004	0,9	-0,7	0,7	0,6	-1,3	-1,1
2005	3	3,2	2	3,5	-1,5	-1,8
2006	-2,2	4,9	2,9	-1,8	-1,2	-1,5
2007	1	-1	-0,3	5,2	0,7	1,3
2008	4	5,3	0,1	-1,7	2	-5
2009	-3	-5,8	-1,6	-1,2	-1,2	-3
2010	-3	-7,2	-1,1	-1,6	3,8	2,6
2011	0,5	0	0	0,1	0,4	0,4
2012	0,4	0,5	0,5	0,9	-0,9	1
2013	3,9	11,9	2,2	0,8	-2,6	-0,9
2014	2	-0,4	-0,6	0,3	-0,2	1,8
2015	-8,6	-11,7	0,7	-0,2	0,7	-5,9
2016	1,8	-4,7	-1,1	0,2	-2	-9,6
Середнє значення	0,1	-0,4	0,3	0,4	-0,3	-1,7



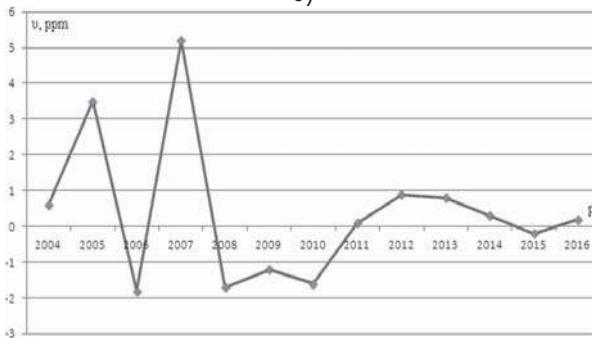
а)



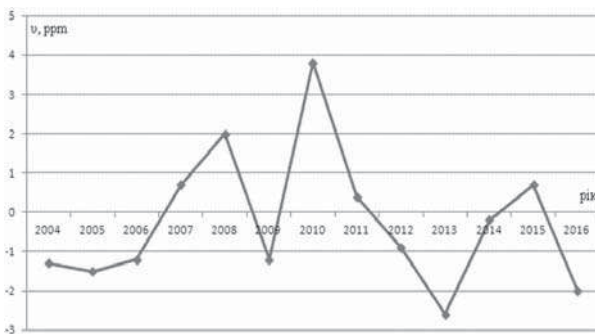
б)



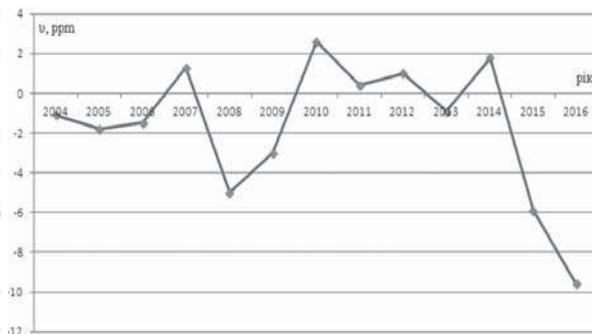
в)



г)



д)



е)

Нестабільність ДЕТУ 08-07-02 на частоті: а) 0,01 кГц; б) 0,04 кГц; в) 1 кГц; г) 10 кГц; д) 100 кГц; е) 1000 кГц
 Instability of ДЕТУ 08-07-02 at frequency: а) 0,01 kHz; б) 0,04 kHz; в) 1 kHz; д) 10 kHz; д) 100 kHz; е) 1000 kHz

похибка, нестабільність, — на предмет дотримання нормованих вимог з метою забезпечення метрологічної простежуваності у відповідному підвиді вимірювань [3].

Важко переоцінити значення нестабільності ДЕТУ 08-07-02, адже відхилення відтворюваної одиниці ЕЗН від нормованих границь може негативно вплинути на достовірність результату вимірювання й поставити під сумнів єдність вимірювань, а це, у свою чергу, загрожує невизнанням результатів у міжнародному контексті.

У таблиці 4 наведено розраховані значення нестабільності від 2001 до 2016 року, а також середні значення за частотами. Із цієї таблиці випливає, що максимальне значення нестабільності в інтервалі від 2001 по 2016 рік становило: $-8,6$ ppm у 2015 році за частоти 0,01 кГц; $11,9$ ppm у 2013 році за частоти 40 Гц; $2,9$ ppm за частоти 1 кГц; $5,2$ ppm у 2007 році за частоти 10 кГц; $3,8$ ppm у 2010 році за частоти 100 кГц; $-9,6$ ppm у 2016 році за частоти 1000 кГц. Варто наголосити, що отримане найбільше значення нестабільності ДЕТУ 08-07-02 має трикратний запас відносно до максимально допустимого значення із паспорта ДЕТУ 08-07-02, що складає 36 ppm.

Рисунок побудовано відповідно до таблиці 4 та відображає характер довготривалої нестабільності ДЕТУ 08-07-02 залежно від частоти (горизонтальна вісь — зміна років, а вертикальна — значення нестабільності \cup у ppm).

Потрібно звернути увагу на хаотичність характеру довготривалої нестабільності. Це можливо пояснити різною конфігурацією уземлення складових досліджуваного ДЕТУ 08-07-02, неоднаковістю значень температури та відносної вологості навколишнього повітря, ймовірним застосуванням різних з'єднувальних провідників, різною тривалістю роботи ЗВТ зі складу ДЕТУ 08-07-02, поточним ремонтом деяких ЗВТ, а також невизначеним законом зміни

МХ термоперетворювача *PMJTC* та опорного термоелектричного компаратора *Fluke 792A*.

ВИСНОВКИ


За результатами проведеної від 2001 до 2016 року роботи потрібно відзначити, що стандартна невизначеність вимірювання *AC-DC* відхилення незначна порівняно із сумарною стандартною невизначеністю для всіх точок спостереження нестабільності у разі прийняття нормального закону розподілу ймовірностей. Результати розрахунку стандартної невизначеності, у разі прийняття рівномірного закону розподілу, свідчать щодо суттєвого внеску довготривалої нестабільності до сумарної стандартної невизначеності; зокрема, для частот 0,04 та 10 кГц результат вимірювання спотворюється більше ніж на 10 відсотків.

Також встановлено відповідність значень нестабільності вимогам нормативної та експлуатаційної документації. Так, середні значення нестабільності за частотами не перевищують $2 \cdot 10^{-6}$, а максимальне значення, зафіксоване у 2013 році на частоті 0,04 кГц, становить — $1,19 \cdot 10^{-5}$, що не виходить за межі нормованого інтервалу від $2 \cdot 10^{-6}$ до $3,6 \cdot 10^{-5}$. Тим не менше, варто покращити якість виконуваних операцій під час дослідження ДЕТУ 08-07-02 на частотах 0,04 та 10 кГц. Оскільки на поточний час спостереження за нестабільністю в описаний вище спосіб ведеться за номінальної напруги 1,5, 3 та 10 В, необхідно доповнити програму метрологічної атестації ДЕТУ 08-07-02 ще кількома точками спостереження за високими значеннями напруги.

Додатковою інформацією стосовно нестабільності ДЕТУ 08-07-02 є значення *AC-DC* відхилення, які представлено у сертифікаті калібрування високоточного термоелектричного компаратора *Fluke 792A*. За результатами обчислення даних трьох сертифікатів калібрування зазначеного ЗВТ також підтверджено відповідність вимогам його МХ.

СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ / REFERENCES

1. ДСТУ 3231:2007 Метрологія. Еталони одиниць вимірювань державні, первинні та вторинні. Основні положення, порядок розроблення, затвердження, реєстрації, зберігання та застосування. [Текст]. — К.: Держспоживстандарт України (DSTU 3231:2007 Metrology. The standards of units of measuring state, primary and secondary. Substantive provisions, order of development, statement, registration, storage and application. — Kyiv: Derzhstandard of Ukraine), — 2007. — 24 с/р.
2. Копшин В.В. Неопределенность государственных эталонов единицы напряжения / В.В. Копшин, В.Н. Кикало, Ю.П. Дарменко, Р.В. Вендичанский // Системи обробки інформації. Харків (Kopshyn V.V. Uncertainties of state standards of units of voltage / V.V. Kopshyn, V.N. Kikalo, Yu.P. Darmenko, R.V. Vendychanskiy // Systemy obrobky informatsii. Kharkiv).— 2006. — № 7(56). — С/Р. 40—42.
3. ПМА 081/29.18-01 Програма і методика метрологічної атестації Державного еталона одиниці електричної напруги від 0,1 до 1000 В змінного струму у діапазоні частот від 10 Гц до 1 МГц (ДЕТУ 08-07-02). [Текст]. — К.: УкрЦСМ (PMA 081/29.18-01 Program and methodology of metrology attestation State primary standard of unit of AC electrical voltage in range from 0.1 to 1000 V in frequency range from 20 Hz to 1 MHz (DETU 08-07-02). — Kyiv: UkrCSM), 2001. — 70 с/р.
4. Паспорт Державного еталона одиниці електричної напруги від 0,1 до 1000 В змінного струму у діапазоні частот від 10 Гц до 1 МГц (ДЕТУ 08-07-02). [Текст]. — К.: Державний комітет стандартизації, метрології та сертифікації України (Passport of State primary standard of unit of AC electrical voltage

- in range from 0.1 to 1000 V in frequency range from 20 Hz to 1 MHz (DETU 08-07-02). — Kyiv: Derzhstandard of Ukraine), — 2002. — 3 с/р.
5. A Guide for establishing primary AC-DC transfer standard using ET2001 ADS system (Tentative version 2.01, 12/Apr./2007) / Nano-electronics research institute // AIST, Japan. [Електронний ресурс] — Режим доступу: <https://staff.aist.go.jp/hitoshi-sasaki/ET2001/Download/TechReference.pdf> — Назва з екрана.
 6. ГОСТ 8.458-82 Государственная система обеспечения единства измерений (ГСИ). Преобразователи и компараторы термоэлектрические образцовые. Методы и средства поверки. [Текст]. — М.: Государственный комитет СССР по стандартам (GOST 8.458-82 State system of providing of unity of measuring (GSI). Transformers and comparators thermo-electric references. Methods and facilities of verification. — Moscow: Gosstandard of USSR), — 1982. — 18 с/р.
 7. ДСТУ 7231:2011 Метрологія. Перетворювачі та компаратори термоелектричні еталонні. Методика повірки (калібрування). [Текст]. — К.: Держспоживстандарт України (DSTU 7231:2011 Metrology. Transformers and comparators thermo-electric standard. Methodology of verification (calibration). — Kyiv: Derzhspozhyvstandard of Ukraine), — 2011. — 14 с/р.
 8. МКУ 060-29/08-2011 Метрологія. Измерительные преобразователи напряжения. Методика калибровки. [Текст]. — К.: ГП «Укрметртестстандарт» (MKU 060-29/08-2011 Метрологія. Измерительные преобразователи напряжения. Методика калибровки. — Kyiv: SE «Ukrmetrteststandard»), — 2011. — 23 с/р.
 9. Telitchenko G. Supplementary bilateral comparison of the national ac/dc voltage transfer references between vniim (Russia) and ukrmetrtteststandard (Ukraine) / G. Telitchenko, V. Shevtsov, Yu. Darmenko, V. Kopshyn // 2006 Conference on precision electromagnetic measurements. — July 2006. — P. 198—199.
 10. JCGM 100:2008// GUM 1995 with minor corrections. Evaluation of measurement data — Guide to the expression of uncertainty in measurement [Електронний ресурс] — Режим доступу: http://www.bipm.org/utis/common/documents/jcgm/JCGM_100_2008_E.pdf — Назва з екрана. 

Отримано / received: 11.08.2017.

Стаття рекомендована до публікації д.т.н., проф. Л.В. Коломійцем (Україна).
Prof. L.V. Kolomiets, D. Sc. (Techn.), Ukraine, recommended this article to be published.

22-Й МІЖНАРОДНИЙ СИМПОЗИУМ ТК 4 ІМЕКО



14–15 вересня 2017 року в м. Ясси (Румунія) відбувся 22-й Міжнародний симпозиум ТК 4 Міжнародної конфедерації з вимірювань (ІМЕКО) «Пізнання світу через електричні та електронні вимірювання», організований Технічним університетом Ясс ім. Георга Асачі.

До складу Міжнародного програмного комітету Симпозиуму входило 40 представників із 29-ти країн. Головою його Організаційного комітету був представник Румунії професор Александру Салсеану.

Тематика Симпозиуму охоплювала всі напрями діяльності ТК 4 «Вимірювання електричних величин» ІМЕКО. Обговорення питань відбувалося на таких сесіях:

- калібрування, метрологія та еталони;
 - сигнали та опрацювання зображень;
 - вимірювання в автомобільній промисловості;
 - постійний струм і низькочастотні вимірювання;
 - вимірювання часу та частоти;
 - сенсори та перетворювачі;
 - біометричні вимірювання;
 - досягнення в застосуванні магнітних вимірювань у промисловості та фізичних лабораторіях;
 - вимірювання потужності та енергії;
 - визначення характеристик та придатність вимірювальних систем для клінічних застосувань;
 - вимірювання енергії, —
- і на семінарі щодо АЦП моделювання та тестування.

До Технічної програми Симпозиуму було включено 108 доповідей фахівців із 20 країн. Від України представлено 3 доповіді, зокрема, від ДП «Укрметртестстандарт» дві: О.М. Величко, С.Р. Карпенко, І.О. Карпенко «Особливості оцінювання ефекту дрейфу протягом ключових звірень *COOMET-EM-K5*» і О.М. Величко, С.Р. Карпенко «Дослідження метрологічних характеристик Національного еталона одиниць електричної потужності та коефіцієнта потужності».

На пленарних сесіях заслухано такі доповіді:

- * «Історія ТК 4 ІМЕКО» (М. Савіно, Італія);
- * «Сучасні виклики якості енергії в системах судноплавства – метрологічна перспектива» (М. Міндикувський, Польща);
- * «Бездротові сенсорні мережі» (П.С. Жирано, Португалія);
- * «Підтримка розвитку світу через застосування сучасних магнітних вимірювань у лабораторіях промисловості та фізики» (Д. Попович-Ренелла, Румунія);
- * «Інтернет технології для охорони здоров'я: інтелектуальна фізіотерапія» (О. Посталаче, Португалія);
- * «Вимірювання якості в системах охорони здоров'я» (Ф. Клементе, Італія).

Доповіді учасників Симпозиуму надруковано у матеріалах Симпозиуму й увійдуть до Міжнародної наукометричної бази «Scopus».

(За матеріалами ДП «Укрметртестстандарт», м. Київ)

УДК 658.562.012

ОЦЕНИВАНИЕ КАЧЕСТВА МНОГОПАРАМЕТРИЧЕСКОГО ТЕХНОЛОГИЧЕСКОГО ПРОЦЕССА ПРИ КОРРЕЛЯЦИИ ЕГО ПОКАЗАТЕЛЕЙ

Е. Володарский, доктор технических наук, профессор Национального технического университета Украины «Киевский политехнический институт имени Игоря Сикорского» (НТУУ КПИ),

Л. Кошечая, доктор технических наук, профессор Национального авиационного университета, г. Киев,

М. Добролюбова, кандидат технических наук, доцент НТУУ КПИ.

Рассмотрена возможность контроля стабильности многопараметрического технологического процесса при корреляции его показателей с использованием многопараметрического критерия Хоттеллинга. На числовых примерах показано преимущество критерия Хоттеллинга перед критерием Шухарта, который не может выявить разлаженности процесса в случае корреляции его показателей, что приводит к ошибочным решениям. Показаны возможности критерия Хоттеллинга оценивать стабильность технологического процесса как поэтапно, так и в целом, выявить показатели или их сочетание, которые существенно влияют на статистическую управляемость технологического процесса.

Considered the possibility of controlling the stability of a multiparameter process with the correlation of its parameters using the Hotteling criterion. Numerical examples show the advantage of the Hotteling criterion over the Shewhart criterion, which can not reveal the process variability in the case of correlating its indices, which leads to erroneous solutions. Shown the possibilities of the Hotteling criterion to evaluate the stability of the technological process both in stages and in general, to reveal indicators or their combination, which significantly affect the statistical controllability of the technological process.

Ключевые слова: технологический процесс, стабильность характеристик, многопараметрический контроль, корреляция, контрольные карты.

Keywords: technological process, stability of characteristics, multiparameter control, correlation, control charts.

Статистические методы анализа точности и стабильности характеристик, которые используются для управления технологическими процессами и регламентированы нормативными документами, предусматривают, как правило, контроль процесса по одному показателю качества выпускаемой продукции. Это легко объяснить, по нашему мнению, простотой применяемых методов и их реализацией. Наиболее широкое применение нашли карты Шухарта [ISO].

Во многих случаях качество продукции характеризуется несколькими показателями, которые могут быть коррелированы. При этом независимый контроль по отдельным показателям может привести к ошибочным решениям о разлаженности (или наоборот) технологического процесса. Возможен как пропуск фактической разлаженности процесса, так и необоснованная остановка технологического процесса при выходе его контролируемых характеристик за контрольные пределы.

В связи с изложенным выше представляет интерес исследование возможностей многопараметрических критериев при оценке стабильности многопараметрического технологического процесса. В первую очередь представляет интерес критерий Хоттеллинга, который ранее не использовался для этой цели вследствие сложности и громоздкости вычислений при определении его значений.



Е. Володарский



Л. Кошечая



М. Добролюбова

ОСНОВНАЯ ЧАСТЬ

В случае контроля технологического процесса по нескольким параметрам карты Шухарта можно успешно использовать при уверенности, что эти параметры некоррелированы. При этом для совокупности контрольных карт Шухарта среднего значения (\bar{x} -карт) уровень значимости α_i при расчете для каждого показателя определяется, исходя из общего уровня значимости α_0 для характеристического результирующего вектора $\bar{X}(\bar{x}_1, \bar{x}_2, \bar{x}_3, \dots, \bar{x}_p)$ [1]. Если нет информации о значимости каждой из составляющих вектора \bar{X} , то все α_i равны и определяются как $\alpha = \alpha_0/n$. При этом верхние и нижние контрольные границы для i -го параметра технологического процесса определяются из соотношений:

- для верхней границы:

$$UCL_i = \mu_{0i} + z_{(1-\alpha/2)} \sigma_i;$$

- для нижней границы:

$$LCL_i = \mu_{0i} - z_{(1-\alpha/2)} \sigma_i,$$

где μ_{0i} и σ_i — среднее значение и СКО, определенные по результатам предварительных исследований или указанные в нормативных документах.

В таком случае области рассеяния допустимых значений результирующего вектора \bar{X} будет соответствовать гиперпараллелепипед со сторонами, соответствующими ($UCL_i - LCL_i$).

Для проверки гипотезы $H_0: \mu = \mu_0$ в одномерном случае по выборке объемом n при известной дисперсии генеральной совокупности, — используется статистика

$$z = (\bar{x} - \mu_0) / (\sigma / \sqrt{n}). \quad (1)$$

При рассмотрении многомерной случайной величины, если возвести левую и правую части выражения (1) во вторую степень, получим выражение:

$$z^2 = n(\bar{x} - \mu_0)^2 (\sigma)^{-1}, \quad (2)$$

которое в матричной форме можно представить как

$$T_H^2 = n(\bar{X} - \mu_0)^T \Sigma^{-1} (\bar{X} - \mu_0). \quad (3)$$

Полученное выражение является обобщенной характеристикой Хотеллинга (T^2 — статистика Хотеллинга), которая применяется при оценивании качества многопараметрического технологического процесса при наличии корреляции его показателей [2].

Многомерной случайной величине соответствует ковариационная матрица

$$\Sigma = \begin{vmatrix} \sigma_1^2 & \rho_{12}\sigma_1\sigma_2 & \dots & \rho_{1p}\sigma_1\sigma_p \\ \rho_{21}\sigma_2\sigma_1 & \sigma_2^2 & \dots & \rho_{2p}\sigma_2\sigma_p \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \rho_{p1}\sigma_p\sigma_1 & \rho_{p2}\sigma_p\sigma_2 & \dots & \sigma_p^2 \end{vmatrix}, \quad (4)$$

где ρ_{ij} — коэффициенты корреляции между величинами \bar{x}_i и \bar{x}_j ($i, j = 1, \dots, p$ — число случайных величин — контролируемых параметров).

При известной ковариационной матрице Σ статистика Хотеллинга имеет хи-квадрат распределе-

ние. В этом случае при статистическом контроле многопараметрического объекта положение контролируемой границы на заданном уровне значимости α определяется непосредственно по таблице квантилей распределения хи-квадрат, т.е.

$$T_{kp}^2 = \chi_{(1-\alpha), p}^2.$$

Следует также отметить особенность применения критерия T^2 Хотеллинга — на основании известной ковариационной матрицы Σ можно рассчитывать «точечные» значения T_H^2 .

Отличие результатов, полученных с использованием карт Шухарта и Хотеллинга при контроле многопараметрического процесса, рассмотрим на примере 1.

Пример 1. Качество технологического процесса определяется двумя ($p = 2$) параметрами x_1 и x_2 . Во время предварительных исследований установлены показатели процесса, которые принимаются за нормированные (опорные) значения [ключ]:

- средние значения показателей $\mu_1 = 2$ и $\mu_2 = 12$;
- стандартные отклонения $\sigma_1 = 0,35$ и $\sigma_2 = 1$;
- коэффициент корреляции между показателями $\rho = 0,5$.

Для оценивания стабильности технологического процесса проведено $n = 10$ контрольных исследований через равные промежутки времени. Каждая из контрольных подгрупп содержит по $n = 5$ единичных результатов. В таблице 1 приведены средние значения показателей (оценок) \bar{x}_1 и \bar{x}_2 для всех 10 подгрупп.

Вначале рассмотрим стабильность технологического процесса, используя \bar{x} -карты Шухарта, приняв общий уровень статистической значимости $\alpha_0 = 0,005$. При этом уровень значимости для расчета каждого показателя, в предположении их независимости, составит $\alpha_0/2 = 0,0025$. Исходим из выражений для верхней UCL и нижней LCL контрольных границ:

$$UCL = \mu + \sigma / \sqrt{n} \text{ и } LCL = \mu - \sigma / \sqrt{n},$$

определим соответственно

$$UCL_1 = 2,47 \text{ и } LCL_1 = 1,53;$$

$$UCL_2 = 13,35 \text{ и } LCL_2 = 10,65.$$

Построим \bar{x} -карты для показателей \bar{x}_1 и \bar{x}_2 (рис. 1).

Как следует из приведенных на рис. 1 изменений показателей, контролируемый процесс является управляемым.

Оценим стабильность этого же технологического процесса, используя карты Хотеллинга. Как уже отмечалось, в качестве контрольной линии выбирается квантиль хи-квадрат распределения для уровня статистической значимости $\alpha = 0,005$ и число степеней свободы $p = 2$ [3], т.е.

$$UCL = T_{kp}^2 = \chi_{(1-\alpha), p}^2 = \chi_{(0,995), 2}^2 = 10,6.$$

Таблица 1. Средние значения показателей \bar{x}_1 и \bar{x}_2

Table 1. Average values of indicators \bar{x}_1 and \bar{x}_2

№ п/п	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
\bar{x}_1	2,05	1,87	2,36	1,99	2,11	2,35	2,16	1,75	2,36	2,32
\bar{x}_2	12,28	11,37	10,82	11,13	12,23	13,29	12,06	12,75	13,25	13,11
T_H^2	0,39	2,01	24,43	4,89	0,53	9,16	1,23	10,72	8,9	7,02

Затем, в соответствии с выражением (3), необходимо для каждой подгруппы наблюдений рассчитать T_H^2 . При двухпараметрическом контроле ковариационная матрица запишется как

$$\Sigma = \begin{vmatrix} \sigma_1^2 & \rho\sigma_1\sigma_2 \\ \rho\sigma_2\sigma_1 & \sigma_2^2 \end{vmatrix} = \sigma_1\sigma_2(1-\rho^2),$$

а дискриминант $\det \Sigma = \sigma_1^2\sigma_2^2(1-\rho^2)$, тогда обратная матрица примет вид:

$$\Sigma^{-1} = \begin{vmatrix} \frac{1}{\sigma_1^2(1-\rho^2)} & -\frac{\rho}{\sigma_1\sigma_2(1-\rho^2)} \\ -\frac{\rho}{\sigma_2\sigma_1(1-\rho^2)} & \frac{1}{\sigma_2^2(1-\rho^2)} \end{vmatrix}.$$

Подставив численные значения в выражение (3), получим для первой подгруппы

$$T_{H1}^2 = 5 \times |2,05 - 2 \quad 12,28 - 12| \times \begin{vmatrix} 3,81 & -1,90 \\ -1,90 & 1,33 \end{vmatrix} \times \begin{vmatrix} 2,05 & 2 \\ 12,28 & 12 \end{vmatrix} = 0,39.$$

Аналогично вычислим $T_{Hi}^2, i = \overline{2,10}$. Полученные результаты представлены в нижней строке таблицы 1. Контрольная карта Хотеллинга, отображающая результаты вычислений, представлена на рис. 2.

Как следует из рис. 2, процесс является статистически неуправляемым: нарушение имеет место в подгруппах 3 и 8.

Теперь рассмотрим результаты контроля в плоскости показателей \bar{x}_1 и \bar{x}_2 . Исходя из плотности совместного нормального распределения

$$f(x) = (2\pi)^{-1} |\Sigma|^{-\frac{1}{2}} \exp \left[-(\bar{X} - \mu)^T \Sigma^{-1} (\bar{X} - \mu) / 2 \right],$$

уравнение эллипса рассеяния, являющегося факти-

чески границами карты Хотеллинга, примет вид:

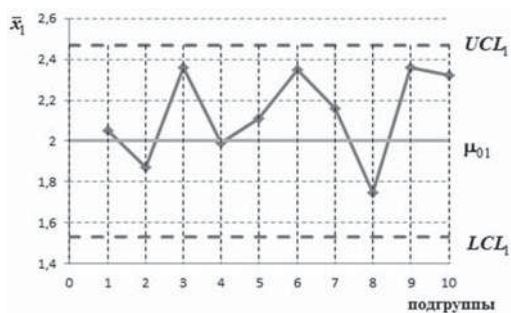
$$\frac{1}{(1-\rho)^2} \times \left(\frac{(\bar{x}_1 - \mu_1)^2}{\sigma_1^2} - 2\rho \frac{(\bar{x}_1 - \mu_1)(\bar{x}_2 - \mu_2)}{\sigma_1\sigma_2} + \frac{(\bar{x}_2 - \mu_2)^2}{\sigma_2^2} \right) = \frac{1}{n} \chi_{(1-\alpha), 2}^2.$$

Нахождение точек, соответствующих значениям средних в подгруппах, в границах этого эллипса, свидетельствует о статистическом управлении технологическим процессом, т.е. рассеяние значений обусловлено влиянием случайных величин. Точки, соответствующие подгруппам 3 и 8 (выборкам из $n = 5$ наблюдений), находятся вне эллипса (рис. 3), что свидетельствует о разлаженности технологического процесса. Штриховой линией показан прямоугольник, соответствующий границам карт Шухарта. Оба выборочных средних оказываются внутри контрольных границ карт Шухарта.

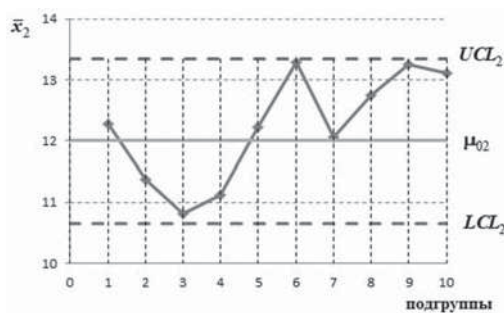
Как следует из приведенного примера, карты Шухарта не «улавливают» ни одного из нарушений процесса, отображенных картой Хотеллинга.

В случае, когда ковариационная матрица неизвестна, T^2 -распределение используется аналогично t -распределению Стьюдента, но только для многомерного случая.

Во многих практических задачах дисперсии и ковариации, как правило, неизвестны и должны быть оценены по выборке. В многомерном случае вычисляется несмещенная оценка S матрицы Σ . В этом случае статистика T_H^2 -Хотеллинга задается



а)



б)

Рис. 1. Контрольные \bar{x} -карты Шухарта, а) для показателя \bar{x}_1 ; б) для показателя \bar{x}_2

Fig. 1. Control \bar{x} -cards-Shuhart a) for index \bar{x}_1 ; б) for index \bar{x}_2

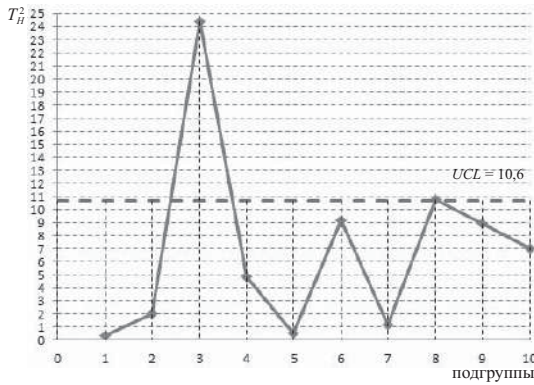


Рис. 2. Контрольные карта Хотеллинга для двухпараметрического технологического процесса

Fig. 2. Hotelling control charts for a two-parameter process

формулой:

$$T_H^2 = n(\bar{X} - \mu_0)^T S^{-1} (\bar{X} - \mu_0). \quad (5)$$

Если гипотеза $H_0: \mu = \mu_0$ верна, — то величина $F = ((n-p)/p(n-1)) \cdot T_H^2$.

имеет нецентральное F -распределение с p и $(n-1)$ степенями свободы.

Полученное на основании выражения (5) значение T_H^2 сопоставляется с критическим значением для заданного уровня статистической значимости α и числами степеней свободы $\nu_1 = p$ и $\nu_2 = n - p$ ($n-1 \geq p$). Критическое значение статистики Хотеллинга определяется как

$$T_{\alpha,p,(n-p)}^2 = ((p(n-1))/(n-p)) F_{\alpha,p,(n-p)}. \quad (7)$$

В этом случае несмещенная оценка ковариационной матрицы определяется на основании выражения:

$$S = \frac{1}{n-1} \begin{pmatrix} x_{11} - \mu_{01} & x_{21} - \mu_{02} & \dots & x_{p1} - \mu_{0p} \\ x_{12} - \mu_{01} & x_{22} - \mu_{02} & \dots & x_{p2} - \mu_{0p} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ x_{1n} - \mu_{01} & x_{2n} - \mu_{02} & \dots & x_{pn} - \mu_{0p} \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} x_{11} - \mu_{01} & x_{12} - \mu_{01} & \dots & x_{1n} - \mu_{01} \\ x_{21} - \mu_{02} & x_{22} - \mu_{02} & \dots & x_{2n} - \mu_{01} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ x_{p1} - \mu_{0p} & x_{p2} - \mu_{0p} & \dots & x_{pn} - \mu_{0p} \end{pmatrix},$$

где n — число точек в выборе/подгруппе.

Расчетное значение статистики Хотеллинга, определенное на основании выражения (5), сравнивается с критическим значением $T_{\alpha,p,(n-p)}^2$. Если T_H^2 больше критического значения, то гипотеза не принимается.

Рассмотрим особенности применения карт Хотеллинга с неизвестным СКО на примере 2.

Пример 2. С целью контроля технологического процесса взято n единичных выборочных значений через равные интервалы времени. Данные приведены в таблице 2.

Нормой для первого показателя является $\mu_{01} = 20$, а для второго — $\mu_{20} = 1$.

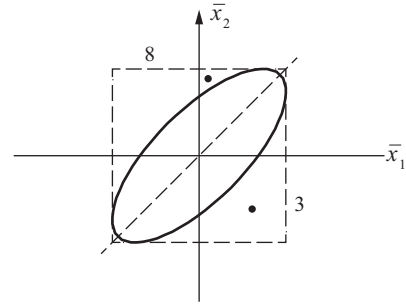


Рис. 3. Рассеяние выборочных средних \bar{x}_i ($i = 2,10$) подгрупп

Fig. 3. Scattering of sample means \bar{x}_i ($i = 2,10$) of subgroups

На основании имеющихся данных

получают оценку ковариационной матрицы:

$$S = \frac{1}{10-1} \times \begin{pmatrix} 14-15,3 & 12-15,3 & 16-15,3 & \dots & 19-15,3 & 9-15,3 \\ 19-16,9 & 15-16,9 & 17-16,9 & \dots & 18-16,9 & 20-16,9 \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} 14-15,3 & 19-16,9 \\ 12-15,3 & 15-16,9 \\ 16-15,3 & 17-16,9 \\ \dots & \dots \\ 19-15,3 & 18-16,9 \\ 9-15,3 & 20-16,9 \end{pmatrix} = \frac{1}{9} \begin{vmatrix} 134,1 & -87,7 \\ -87,7 & 148,9 \end{vmatrix} = 150,98.$$

Расчетное значение статистики Хотеллинга, определенное на основании выражения (5), сравнивается с критическим значением $T_{\alpha,p,(n-p)}^2$. Если T_H^2 больше критического значения, то гипотеза о стабильности технологического процесса не принимается.

Таким образом, при известных (заданных) среднеквадратических отклонениях показателей качества технологического процесса можно, вычисляя статистику Хотеллинга T_{Hi} , выявлять разлаженность процесса в реальном масштабе времени. При неизвестных СКО оценивается статистическая управляемость процессом за определенный период.

Следует отметить, что сам по себе критерий Хотеллинга позволяет оценить состояние процесса в целом, не выделяя причину его разлаженности. Карта Хотеллинга не показывает, с каким непосредственно показателем (или совместным влиянием показателей) связано нарушение процесса.

Для проверки гипотезы о том, что причиной разлаженности процесса является j -й показатель, используется частный критерий Хотеллинга [2].

Проверяется гипотеза $T_{Hj}^2 > T_{kp}^2$, где

$$T_{Hj}^2 = n \left[C_j^T (\bar{X}_j - \mu_{0j}) \right]^2 / \left[C_j^T S C_j \right], \quad (8)$$

где C_j — специальный вектор, нивелирующий значения всех признаков, кроме j -го, и является

Таблица 2. Исходные данные для примера 2
Table 2. Initial data for example 2

№ точки (t)	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	Среднее значение \bar{x}_i
x_{1t}	14	12	16	14	15	18	22	20	19	9	15,3
x_{2t}	19	15	19	17	24	12	10	15	18	20	16,9

вектором-столбцом, содержащем нули во всех строках, кроме j-ой, где стоит единица.

Возвратимся к рассмотрению примера 2. На основании исходных данных, приведенных в табл. 2, рассчитаем T^2 -критерий Хотеллинга

$$T_H^2 = 10 \times |15,3 - 20 \quad 16,9 - 12| \times \begin{vmatrix} 0,0987 & -0,0645 \\ -0,0645 & 0,1093 \end{vmatrix} \times \begin{vmatrix} 15,3 - 20 \\ 16,9 - 12 \end{vmatrix} = 28,1.$$

Критические значения T^2 -критерия для $\alpha = 0,05$ и чисел степеней свободы $p = 2, (n - p) = 8$ определим на основании выражения (7)

$$T_{kp}^2 = (2(10 - 1)/(10 - 2)) \cdot 4,459 = 10,03.$$

Таким образом, $T_H^2 = 28,1 > T_{kp}^2 = 10,03$, значит, технологический процесс является статистически неуправляемым.

Для выявления причин неуправляемости рассмотрим частный критерий Хотеллинга, полагая последовательно $j = 1$ и $j = 2$ (выявление признака, который привел к неуправляемости процесса).

Для $x_1 C_1^T = |1 \quad 0|$ и после подстановки в (8) получим

$$T_{H1}^2 = \frac{10 \times |1 \quad 0| \times \begin{vmatrix} -4,7 \\ 4,9 \end{vmatrix}}{|1 \quad 0| \times \begin{vmatrix} 14,90 & -9,74 \\ -9,74 & 16,50 \end{vmatrix} \times |1 \\ 0|} = \frac{230,4}{14,9} = 15,48.$$

Аналогично вычислим частное значение коэффициента Хотеллинга для x_2 :

$$T_{H2}^2 = \frac{10 \times |0 \quad 1| \times \begin{vmatrix} -4,7 \\ 4,9 \end{vmatrix}}{|0 \quad 1| \times \begin{vmatrix} 14,90 & -9,74 \\ -9,74 & 16,50 \end{vmatrix} \times |0 \\ 1|} = \frac{240,1}{16,5} = 14,55.$$

Поскольку $T_{H1}^2 > T_{kp}^2$ и $T_{H2}^2 > T_{kp}^2$, то можно с вероятностью $P = (1 - \alpha) = 0,95$ сделать вывод, что технологический процесс является неустойчивым, и на его

стабильность влияют оба показателя (параметра).

В заключение следует отметить, что не всегда конкретный параметр является причиной разлаженности технологического процесса. Так, в рассмотренном примере 1 разлаженность процесса была в третьей и восьмой подгруппах (точки 3 и 8). Однако, расчет частных критериев Хотеллинга показал [3], что

- * для выборки 3: $T_1^2 = 5,31$ и $T_2^2 = 6,96$;
- * для выборки 8: $T_1^2 = 2,56$ и $T_2^2 = 2,81$.


Следовательно, ни первый, ни второй показатель не являются причиной нарушения технологического процесса. Причина — в совместном влиянии этих показателей.

ВЫВОДЫ

При контроле однопараметрических технологических процессов широко используются карты Шухарта. Однако, при контроле двух- и более параметрических процессов, из-за наличия корреляции между показателями качества, их применение в большинстве случаев дает ложный результат (как выявление, так и не выявление разлаженности процесса). Достоверный результат в таком случае дает применение многопараметрических критериев.

До последнего времени применение многопараметрических критериев было ограничено сложностью вычислений. Однако широкое распространение современных средств вычислительной техники сняло эти ограничения. Среди множества многопараметрических методов использование критерия Хотеллинга позволяет определить ход технологического процесса как поэтапно, так и в целом, выявить показатель или сочетание показателей, существенно влияющих на статистическую управляемость технологического процесса.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ / REFERENCES

1. В.Н. Клячкин. Многомерный статистический контроль технологического процесса. — М.: Финансы и статистика (V.N. Klyachkin. Mnogomernyy statisticheskiy kontrol' tekhnologicheskogo protsessa. — M: Finansy i statistika), 2003. — 192 с/s.
2. Montgomery D. C. (2009) Introduction to Statistical Quality Control, 6th Ed. — John Wiley & Sons. — 734 P.
3. Смирнов Н.И., Дунин-Барковский И.В. Курс теории вероятности и математической статистики для технических приложений. — М.: Наука (Smirnov N.I., Dunin-Barkovskiy I.V. Kurs teorii veroyatnostey matematicheskoy statistiki dlya tekhnicheskikh prilozheniy. — M.: Nauka), 1969. — 512 с/s. 

Отримано / received: 13.08.2017.

Стаття рекомендована до публікації д.т.н., проф. Христо Родевим (Болгарія).
Prof. Chzysto Rodiev, D. Sc. (Techn.), Bulgaria, recommended this article to be published.

УДК 616.71

РОЗРОБЛЕННЯ МЕТРОЛОГІЧНОГО ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ РЕФРАКТОМЕТРИЧНИХ ВИМІРЮВАНЬ НА ОСНОВІ ПОВЕРХНЕВОГО ПЛАЗМОННОГО РЕЗОНАНСУ

М. Ходаковський, кандидат технічних наук, старший науковий співробітник,
М. Будник, доктор технічних наук, головний науковий співробітник,
Т. Риженко, молодший науковий співробітник,
Т. Лебедева, кандидат технічних наук, старший науковий співробітник,
П. Шпильовий, кандидат технічних наук, старший науковий співробітник,
М. Мудренко, інженер-електронік 1 категорії,
 Інститут кібернетики ім. В.М.Глушкова НАН України м.Київ,
Я. Тимошенко, начальник відділу оптико-фізичних вимірювань,
 ДП «Укрметртестстандарт», м.Київ

Наведено результати розроблення метрологічного забезпечення для рефрактометричних вимірювань на основі поверхневого плазмонного резонансу (ППР). Створено прилад та програмне забезпечення для його налагоджування, обчислення кутів мінімуму ППР-кривих, їх візуалізації та визначення показника заломлення рідини в реальному часі. Результати державної метрологічної атестації (ДМА) засвідчили, що прилад дозволяє вимірювати показник заломлення рідин в діапазоні 1,33...1,38 з допустимою абсолютною похибкою, не більшою за 10^{-3} .

The results of metrological maintenance developed for refractometric measurements based on the surface plasmon

resonance (SPR) are presented. Device and software for adjusting, calculating the angles of minimum of SPR curves, their visualization, and determining of the refractive index of the liquid in real time were developed. The results of State metrological certification (SMC) for measuring of the refractive index of liquids in the range 1,33...1,38 with a permissible absolute error less than 10^{-3} are showed. The device for refractometric measurements allows determine refractive index of liquids based on the SPR angle minimum registration of monochrome light reflectance from the sensory substrate at the wavelength of light 670 nm. The average angle of minimum is used for the estimation of the refractive index of 100 observations at a sample temperature 26 °C.

Ключові слова: метрологічне забезпечення, рефрактометричні вимірювання, поверхневий плазмонний резонанс.
Keywords: metrological maintenance, refractometric measurements, surface plasmon resonance.

Для впровадження неінвазивних приладів у медичну практику чи іншу галузь потрібно вирішити питання їх метрологічної атестації як засобів виміральної техніки (ЗВТ). *Мета роботи* — розроблення та виготовлення дослідних зразків приладів та метрологічного забезпечення (методик виконання вимірювань, атестації чи повірки мір або робочих засобів вимірювань, проведення ДМА приладів, обчислення калібрувальних залежностей з урахуванням вимог НТД з метрології у галузі оптичних вимірювань.

РЕФРАКТОМЕТРИЧНИЙ КОМП'ЮТЕРНИЙ АНАЛІЗАТОР «ПЛАЗМОНТЕСТ»

Згідно з ЄСКД класифікатором [1] прилад має код 203584: клас 20 — засоби вимірювання елек-

тричних та магнітних величин, іонізуючих випромінювань, засоби інтроскопії, визначення складу і фізико-хімічних властивостей рідин; підклас 3 — засоби визначення складу і властивостей рідин; група 5 — аналізатори та перетворювачі складу і властивостей рідин оптичні; підгрупа 8 — аналізатори оптичні; вид 4 — рефрактометричні.

Згідно з [2, 3] прилад відноситься до типу 1.3 «Прилади для вимірювання фізичних величин організму людини» і призначений для визначення складу і властивостей речовин-аналітів на основі реєстрації кута мінімуму інтенсивності відбиття за умов ППР у монохромному світлі видимого діапазону від сенсорної підкладинки, який визначається оптичними властивостями тонких нанорозмірних шарів рідини, прилеглих до підкладинки,

та змінами цих властивостей під дією фізичних чинників, хімічних та біохімічних взаємодій молекул рідини та сенсорної підкладки, записом даних у пам'ять комп'ютера з подальшим опрацюванням результатів вимірювань та візуалізацією у цифровій та графічній формах, у тому числі в реальному часі за дослідження нестационарних процесів.

Кут мінімуму інтенсивності відбиття за умов ППР дуже чутливий до оптичних характеристик середовища, прилеглого до плазмонопідтримувальної металевої плівки, на чому й заснована дія сенсорних ППР-приладів (рис. 1). Технічний підхід, що дозволяє використати явище ППР у приладі «Плазмонтест», ґрунтується на використанні оптичної схеми Кречмана (рис. 2), в якій р-поляризоване світло проходить крізь призму з відносно високим показником заломлення та падає на границю розділу з металевою плазмонопідтримувальною плівкою. ППР виникає, коли кут падіння світла більший за кут повного внутрішнього відбиття (ПВВ). При цьому майже все світло відбивається від границі з металом. За кута ППР у металевій плівці збуд-

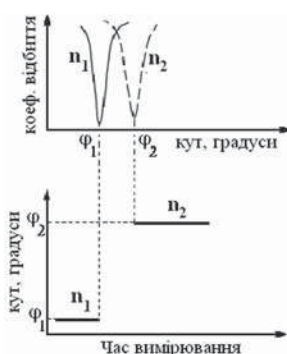


Рис. 1. Принцип дії ППР-рефрактометра: n_1 та n_2 — показники заломлення двох різних речовин, φ_1 та φ_2 — відповідні кути мінімумів ППР

Fig. 1. Principle of operation of the SPR refractometer: n_1 and n_2 are the refractive index of two different substances, φ_1 and φ_2 are the corresponding angles of the minimum SPR

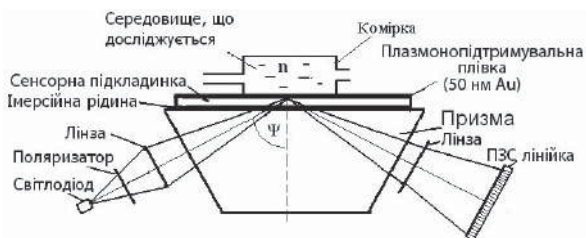


Рис. 2. Оптична схема рефрактометра: імерсійна рідина α -бромнафталін, показник заломлення 1,61; Ψ — кут між вертикальною віссю та віссю променя світлодіода

Fig. 2. Optical circuit of the refractometer: immersion liquid is α -bromonaphthalene, refractive index 1,61; Ψ — the angle between the vertical axis and the beam of the light emitting diode

жуються поверхневі плазмони (хвилі густини електричного заряду, що поширюються вздовж металевої плівки). Енергія світла передається плазмонам, тому інтенсивність відбитого світла різко падає, виникає ППР. Схематично принцип дії рефрактометра подано на рис. 1.

Прилад включає джерело світла (світлодіод 670 нм), фотоприймач (ПЗС-лінійка на 2048 пікселів), оптичну систему у складі поляризатора (поляризаційний світлофільтр у виді пластинки із кристалів герпатиту, яка поляризує світло, (виготовлено в Інституті кібернетики), скляної призми (показник заломлення 1,61, кут 63,5 градуси, скло ВК7 — Ізюмський приладобудівний завод), сенсорної скляної підкладки (боросілікатне скло, Ізюмський приладобудівний завод) з плазмонопідтримувальною плівкою золота 50 нм (напилено в Інституті кібернетики) і системи лінз (циліндрична лінза висотою 25 мм, шириною 50 мм, фокусна відстань $F = 100$ мм, скло ВК7, Ізюмський приладобудівний завод) які забезпечують збіжність променя на підкладці та його розбіжність до розміру ПЗС-лінійки (рис. 2 та рис. 3).

До корпусу 2 (рис. 3), що утримує призму 3 з кутами 63°, закріплено два рухомих важеля 4, на одному з яких зафіксовано джерело випромінювання — червоний напівпровідниковий світлодіод у корпусі 5, а на другому — приймач — фотодіодна лінійка 6. Оптико-механічний модуль закріплено на пластиковому корпусі 2, в якому розміщено кероване джерело живлення (м/с IC25 фірми Analog Devices), мікропроцесорний модуль, засоби керування та відображення інформації. Блок-схему приладу представлено на рис. 4, загальний вид із встановленою термостабілізованою коміркою — на рис. 5.

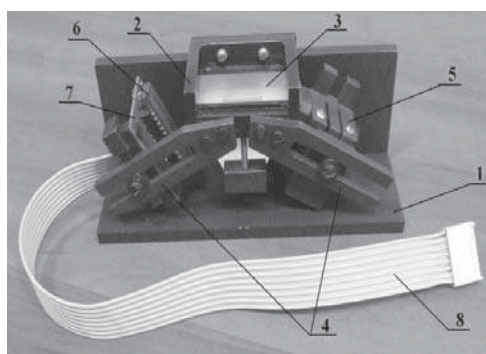


Рис. 3. Оптико-механічний модуль: 1 — основа, 2 — корпус модуля, 3 — трапецеїдальна призма, 4 — рухомі важелі, 5 — корпус світлодіода, 6 — фоточутлива ПЗС-лінійка, 7 — модуль ПЗС-лінійки, 8 — кабель до електронного блока

Fig. 3. Optical-mechanical module: 1 — base, 2 — module housing, 3 — trapezoidal prism, 4 — moving levers, 5 — LED case, 6 — photosensitive CCD line, 7 — CCD module, 8 — cable of electronic block

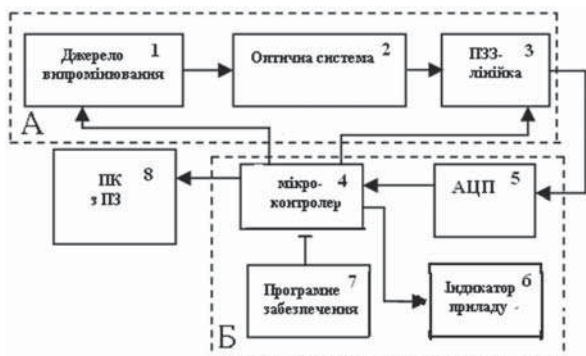


Рис. 4. Блок-схема приладу:

А — оптико-механічний модуль (рис. 3) у складі:
1 — світлодіод L3882 (Hamamatsu); 2 — оптична система (Рис.2); 3 — ПЗЗ-лінійка ІLX 551А Sony;
Б — електронний блок у складі: 4 — мікроконтролер M30624 FGA Renesans; 5 — АЦП AD9220 ARZ Analog Device; 6 — РКІ індикатор WG 25 12864 E Winstar;
7 — програмне забезпечення (ПЗ) мікроконтролера;
8 — ПК з ПЗ

Fig. 4. Block diagram of the device:

А — opto-mechanical module (Fig. 3) consisting of: 1 — light emitting diode L3882 (Hamamatsu); 2 — optical system (Fig. 2); 3 — CCD-line ILX 551A Sony;
Б — electronic unit consisting of: 4 — microcontroller M30624 FGA Renesans; 5 — ADC AD9220 ARZ Analog Device; 6 — LCD indicator WG 25 12864 E Winstar;
7 — microcontroller software; 8 — PC with software

Принцип роботи приладу (рис.4): збіжний промінь р-поляризованого від джерела 1 монохроматичного світла проходить через оптичну систему 2, відбивається від границі «поверхня плівки золота — досліджувана рідина» та падає на ПЗЗ лінійку 3. Вихідним сигналом є кутовий розподіл інтенсивності відбитого світла, який зчитують з ПЗЗ лінійки 3 та передають в АЦП 5. Із останнього сигнал у цифровій формі надходить в мікроконтролер 4, який керує оптико-механічним модулем. За допомогою ПЗ мікроконтролера 7 вихідний сигнал надходить на індикатор приладу 6 та на комп'ютер 8 із відповідним ПЗ.

Для забезпечення стабільності температури до 0,1 °С під час проведення досліджень розроблено проточну термостабілізовану комірку на елементах Пельтьє з радіаторами повітряного охолодження (рис. 6). Для введення та евакуації рідини на комірку закріплено силіконові трубки з пластиковими вводами. Розчин до проточних комірок подається за допомогою гнучких силіконових трубок, вхідні штуцери яких закріплено на нерухомій пластині, до якої зручно приєднувати шприц. Рідина подається вручну, за допомогою шприца. В удосконалених конструкціях приладу може бути використана двокамерна проточна комірка (рис.7).

ПЗ забезпечує налагодження приладу, спостереження ППР-кривих, обчислення кутів мінімуму

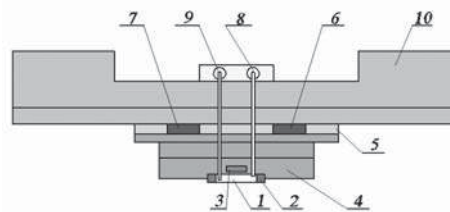


Рис. 5. Загальний вид приладу із встановленою термостабілізованою коміркою (без ПК)

Fig. 5. General view of the device with the installed thermostabilized cell (without PC)

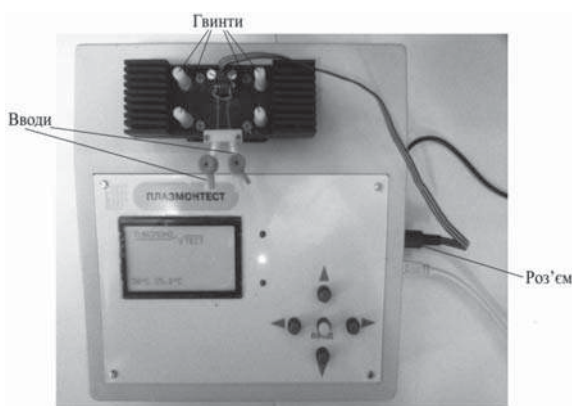


Рис. 6. Термостабілізована проточна комірка (розріз):

1 — робочий об'єм проточної комірки,
2 — ущільнення, 3 — датчик температури,
4 — корпус комірки, 5 — теплоізоляція,
6, 7 — елементи Пельтьє, 8 — вхідний канал для рідини, 9 — вихідний канал для рідини,
10 — радіатор

Fig. 6. Thermostabilized flow cell (incision):

1 — working volume of the flow cell, 2 — sealing, 3 — temperature sensor, 4 — cell frame, 5 — thermal insulation, 6, 7 — Peltier elements, 8 — input channel for the liquid, 9 — outlet for the liquid, 10 — radiator

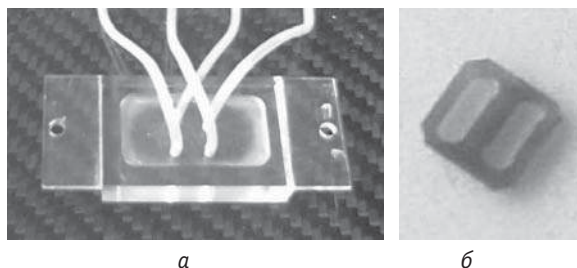


Рис. 7. Двокамерна проточна комірка:

а) корпус комірки з гнучкими вводами; б) двокамерне силіконове ущільнення

Fig. 7. Two-chamber flow cell:

а) cell housing with flexible inlets; б) two-chamber silicone sealing

ППР-кривих, візуалізацію сенсограм (залежність кута ППР від часу), визначення показника заломлення рідини в реальному часі. На Рис. 8 подано головне вікно програми за вимірювань сахарози.

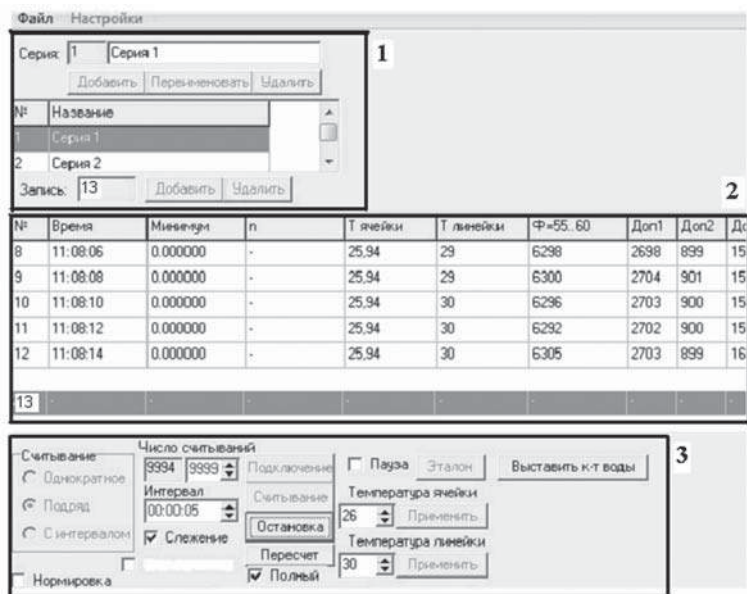


Рис. 8. Вікно ПЗ з результатами вимірювань розчинів сахарози: область 1 — створення, перейменування та видалення серій спостережень; 2 — результати вимірювань у вибраній серії (номер, дата та час виміру), кут мінімуму, інтенсивність за сталого (заданого) кута, температури лінійки та комірки; 3 — умови вимірювань: режим зчитування даних (однократно, підряд, з інтервалом), підключення до приладу, зчитування, зупинка зчитування, інтервал між зчитуваннями

Fig. 8. Software window with results of measurements of sucrose solutions: area 1 — creation, renaming and deletion of series of observations; 2 — the results of measurements in the selected series (number, date and time of measurement), the minimum angle, intensity at a constant (specified) angle, the temperature of CCD line and cell; 3 — measurement conditions: data reading mode (single, continuous, at intervals), connection to the device, reading, pause of data reading, interval between readings

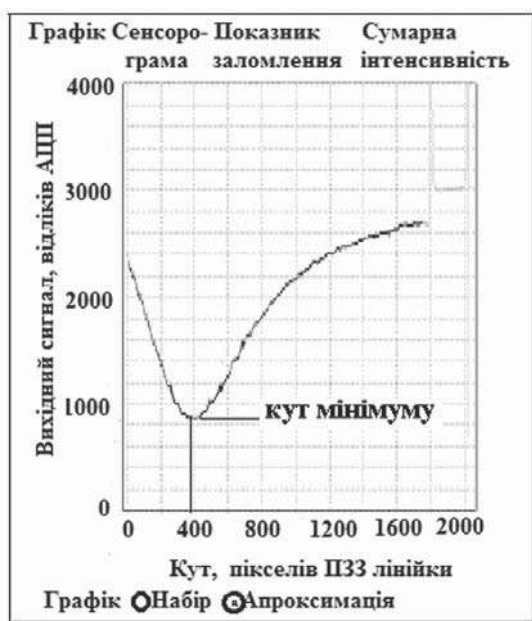


Рис. 9. ППР-крива зразків сахарози
Fig. 9. SPR curve of sucrose samples

На рис. 9 вкладка ГРАФІК відображає ППР-криву, за потреби — з апроксимацією заданої області поблизу мінімуму кривою 3-го ступеня (за аналізу ППР-кривих); СЕНСОГРАМА — відображає кути мінімумів кожної кривої залежно від часу чи номера спостереження (рис. 10). Можливе усереднення даних за 2–10 точками за показником заломлення; вкладка ПОКАЗНИК ЗАЛОМЛЕННЯ — залежність показника заломлення від номера спостереження; вкладка СУМАРНА ІНТЕНСИВНІСТЬ службова, використовується для вибору інтенсивності світла для отримання більшої точності приладу. Інформативним сигналом є кут мінімуму відбиття світла $\phi_{\text{мін}}$ (рис. 9), виражений у цифрових відліках (номер пікселя ПЗЗ лінійки).

Методика калібрування та атестації

Для ДМА використано міри на основі розчинів сахарози, атестовані на вихідному еталоні України — компараторі рефрактометрі 1-го розряду для передавання одиниці показника заломлення рідких та твердих речовин у видимій частині спектра [4–6]. У табл. 1 наведено значення показників заломлення атестованих мір, у табл. 2 — результати ДМА за $\lambda = 670$ нм.



Рис. 10. Сенсограма за ДМА по розчинам сахарози: 1, 3, 5, 7 — значення для деіонізованої води; 2, 4, 6, 8 — значення для мір 1–13, 2–13, 3–13, 4–13, відповідно

Fig. 10. Sensogram for solutions of sucrose obtained during State metrological certification: 1, 3, 5, 7 — values for deionized water, 2, 4, 6, 8 — values for measure 1–13, 2–13, 3–13, 4–13, respectively

Таблиця 1. Значення показників заломлення атестованих мір

Table 1. The value of the refractive indexes of the certified measures

№ міри	Дист. вода	1-13	2-13	3-13	4-13
Показник заломлення	1,333101	1,3425	1,3525	1,3624	1,3727

Табл.2. Значення кута мінімуму відбиття світла $\varphi_{\text{мін}}$ для 4-х атестованих мірTable 2. The value of the reflection angle of light $\varphi_{\text{мін}}$ for 4 attested measures

№ міри	Дист. вода	1-13	2-13	3-13	4-13
Кут мінімуму	503	708	920	1086	1243
$\varphi_{\text{мін}}$	511	710	924	1087	1242
номер пікселя	502	703	921	1089	1246
Середнє $\varphi_{\text{СЕР}}$	507	706	923	1090	1247
	505	707	925	1091	1245
	508,27	707,38	923,11	1089,03	1245,07

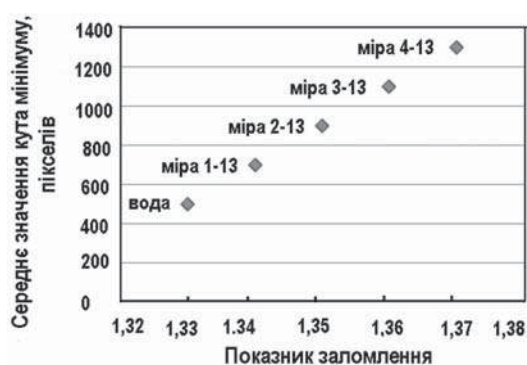
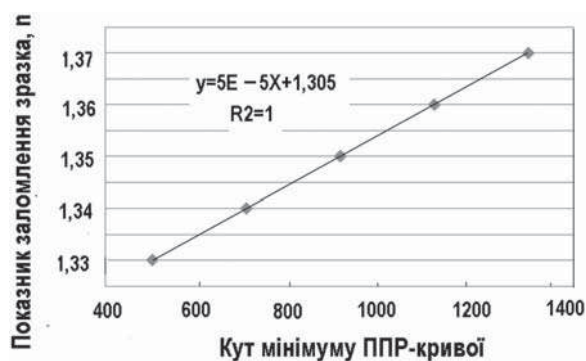
Результати ДМА рефрактометра за атестованими розчинами сахарози наведено на рис.10. Кількість спостережень від 9 до 20 залежить від стабільності кривої ППР (в одних випадках для цього потрібно 9–10 точок, в інших 17–20 точок) та встановлюється оператором. Стабільність вважається прийнятною, якщо під час вимірювань кута мінімуму ППР-кривої встановлюється мінімальне значення без додаткових вигинів і сплесків.

Калібрувальну залежність подано на рис. 11, градувальну характеристику — на рис. 12. Остання має вид:

$$n = 5 \cdot 10^{-5} \cdot \varphi_{\text{СЕР}} + 1,305, \quad (1)$$

де n — показник заломлення, що вимірюється, $\varphi_{\text{СЕР}}$ — усереднене за 5-ма вимірюваннями значення кута мінімуму ППР-кривої із табл. 2. Під час вимірювань для обчислення показника заломлення зразка застосовують середній кут мінімуму $\varphi_{\text{мін}}$ на основі 100 спостережень за температури зразка 26 °С. Температуру 26 °С вибрано експериментально для отримання найбільш стабільних значень ППР-кривої.

Результати ДМА приладу засвідчили, що він дозволяє вимірювати показник заломлення рідин в діапазоні 1,33...1,38 з допустимою абсолютною похибкою, не більшою за 10^{-3} , (з використанням атестованої міри з похибкою 10^{-4}), що цілком прийнятно для багатьох практичних застосувань.

Рис. 11. Калібрувальна залежність рефрактометра
Fig. 11. Calibration dependence of the refractometerРис. 12. Градувальна характеристика рефрактометра за результатами ДМА
Fig. 12. Grading characteristic of the refractometer according to the results of the State metrological certification

Для біохімічних та імунологічних застосувань приладу доцільно кут мінімуму відбиття світла $\varphi_{\text{мін}}$ виражати в градусах $\varphi(N)$. Такий зв'язок можна встановити у процесі калібрування приладу за рідинами з відомими показниками заломлення та кутами ПВВ та ППР у процесі застосування інтерполювального полінома 5 ступеня:

$$\varphi(N) = \varphi_0 + \varphi_1 N + \varphi_2 N^2 + \varphi_3 N^3 + \varphi_4 N^4 + \varphi_5 N^5, \quad (2)$$

де $\varphi(N)$ — кутове значення пікселя ПЗЗ лінійки з номером N , $\varphi_0, \varphi_1, \dots, \varphi_5$ — коефіцієнти полінома, що обчислюються автоматично за калібрування приладу згідно з виразом (2). По суті — це апаратна функція (нелінійна функція передавання) оптичної системи. Зазначимо, що для використання приладу як рефрактометра необхідності встановлювати зв'язок між $\varphi(N)$ та N немає, достатньо калібрування за мірами з відомими показниками заломлення. Такий підхід спрощує калібрування, «виводячи з обігу» складний тригонометричний зв'язок кутів падіння світла з номерами пікселів, зумовлений перетворенням променя світла оптичною системою (рис. 10—11).

Проведення вимірювань за кутами

Під час вимірювань за кутами використовують здатність приладу «Плазмонотест» видавати вихідний

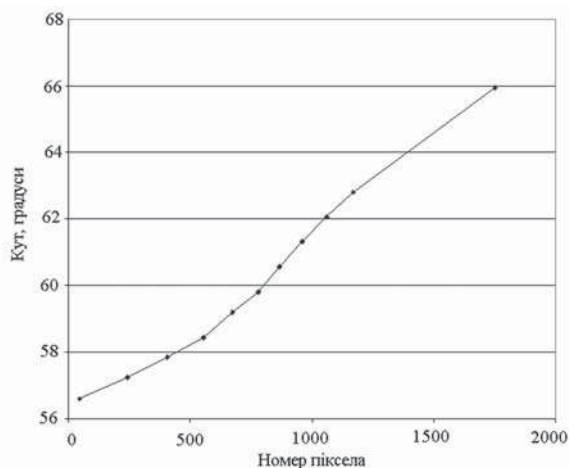


Рис. 13. Залежність кута ПВВ від номера пікселя (апаратна функція оптичної системи)
 Fig. 13. The dependence of the TIR (total internal reflection) angle on the pixel number (hardware function of the optical system)

сигнал з розподілом інтенсивності світла за 2048 пікселями світлочутливої лінійки. Щоби отримати вимірювання за кутами, треба кожному пікселю лінійки, що має номер N_i , поставити у відповідність кут падіння φ_i тієї частини пучка світла, яка відбивається саме на цей піксель. У випадку параксiального пучка світла та однакових геометричних розмірів пікселів $\varphi_i = \varphi_0 + N_i \cdot \Delta\varphi$, де φ_0 — кут, що відповідає початку лінійки, а $\Delta\varphi$ — кутовий розмір одного пікселя.

Для проведення вимірювань за кутами використовують явище ПВВ для рідин, кут ПВВ яких міститься в діапазоні робочих кутів ППР пристрою, а показник заломлення відомий з достатньою точністю. У випадку параксiального променя світла (± 3 градуси від оптичної осі) для отримання φ_0 та $\Delta\varphi$ достатньо провести експериментальні дослідження із визначення номера пікселя, на який припадає кут ПВВ для 2-х рідин з відомими показниками заломлення. Але зазвичай використовують декілька речовин та проводять побудову експериментальної калібрувальної лінії за багатьма вимірюваннями для зменшення похибки та збільшення точності.

Кути ПВВ цих рідин містяться в робочому кутовому діапазоні приладу, попередньо оціненому як область від 60 до 70 градусів. Рівняння отриманої градуовальної прямої має вид $\varphi_i = 60,8701 + N_i \cdot 0,0049$, оскільки розрахований за даними ПВВ початковий кут робочого діапазону приладу складає $\varphi_0 = 60,8701$, різниця кутів між сусідніми пікселями $\Delta\varphi = 0,0049$, кінцевий кут — 69,5 градусів. Отримані значення, занесені у підпрограму «Настройки» керувальної програми цього приладу, дають можливість вимірювати значення кутів ПВВ, мінімумів ППР та хвилевідних

мінімумів для хвилевідних сенсорів на металевому підшарі (ХСМП) у градусах. Відзначимо, що точність вимірювання кутів на кінцях робочого діапазону зменшена внаслідок відхилення від параксiальності.

Однак у випадках, коли потрібно забезпечити вимірювання в діапазоні кутів, який не може вважатися таким, що відповідає параксiальному променю світла, градування за кутами ускладнюється, оскільки лінійна залежність $\varphi_i = \varphi_0 + N_i \Delta\varphi$ не виконується. Так, наприклад, у процесі вивчення кривих відбиття під час контролю виготовлення ХСМП в процесі анодного окислення за формування хвилевідного поруватого оксиду алюмінію діапазон робочих кутів становить $56 \div 68$ кутових градусів.

Аналiтичний вираз залежності номера пікселя від кута падіння для цього пристрою має складний вид, на основі прямих та обернених тригонометричних функцій та параметрів елементів оптичної системи. У цьому випадку проведено вимірювання залежності номера пікселя від кута ПВВ рідини з відомим та повіреним у Метхіменерготесті показником заломлення за 11 точками (табл. 3).

У цьому випадку доцільно апроксимувати експериментальну залежність $\varphi(N)$ (рис. 13) у виді полінома 5-го ступеня (2), де $\varphi_0 = 56,35509$, $\varphi_1 = 0,00578$, $\varphi_2 = -1,43107 \cdot 10^{-5}$, $\varphi_3 = 2,87228 \cdot 10^{-8}$, $\varphi_4 = -1,91883 \cdot 10^{-11}$, $\varphi_5 = 4,22299 \cdot 10^{-15}$. Для зручності користувача створено підпрограму розрахунку кутів за заданим користувачем видом полінома.

На сьогодні експериментально апробовано 2-канальний прилад «Плазмонтест-2К» [7]. Використання

Таблиця 3. Положення кута ПВВ на границі скляна пластина ($n = 1,61$) — рідина

Table 3. Position of the TIR angle on interface of the glass plate ($n = 1,61$) and the liquids

№	Речовина	Показник заломлення	Кут ПВВ (φ)	Номер пікселя (N)
1	Розчин ЕГ 10%	1,343	56,6	46
2	20%	1,352	57,22	240
3	30%	1,362	57,84	406
4	40%	1,373	58,44	554
5	50%	1,383	59,2	672
6	60%	1,393	59,8	779
7	70%	1,403	60,56	866
8	80%	1,413	61,3	959
9	90%	1,423	62,05	1059
10	100%	1,432	62,8	1169
11	Гліцерин 100%	1,466	65,93	1751

ЕГ — етиленгліколь.

додаткового референтного каналу є ефективним засобом підвищення точності та чутливості вимірювань, дає змогу відмовитися від термостабілізації навіть під час проведення тривалих рефрактометричних та біосенсорних досліджень. Для цього застосовано рухому призму, на якій закріплено 2-канальну рідинну комірку (рис. 7), при цьому джерело світла та ПЗЗ лінійка нерухомі. Призма закріплена на направляючих лінійного руху та має електромеханічний привід з керуванням від комп'ютера.

ВИСНОВКИ


Розроблено та затверджено методики ДМА та повірки [4—6], створено ряд мір та дослідний зразок,

виконано їх повірку та ДМА, отримано 2 свідоцтва, із яких — одне на міри, а інше — на прилад: 1) Міри показника заломлення рідких речовин №№ 1–13, 2–13, 3–13, 4–13. Св-во ДМА робочого еталона № 37-510-13 від 31.08.2013; 2) Рефрактометр «Плазмонтест» №01, Св-во про ДМА №37-509-13 від 12.08.2013.

Роботи виконано у відділі 37 Метхіменерготесту ДП «Укрметртестстандарт» (керівник — Тимошенко Я.М.).

З метою удосконалення рефрактометричних вимірювань на основі поверхневого плазмонного резонансу авторами створено лінійку приладів, особливості яких наведено в [8—11].

СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ / REFERENCES

1. Класифікатор ЄСКД. Електронний ресурс — www.libussr.ru/doc_ussr/usr_10041.htm (Classifier SRBDD. Electronic resource — www.libussr.ru/doc_ussr/usr_10041.htm).
2. ДСТУ 2595-94. Прилади вимірювальні та апаратура для функціональної діагностики. — Київ. — Держстандарт.(SSTC 2595-94. Devices instrumentation and apparatus for functional diagnostics. — Kyiv. — Derzhstandart). — 1994. — 61 с/р.
3. Риженко Т.М. Класифікація сенсорних приладів / Біологічна і медична інформатика та кібернетика (БМІК-2014): мат. щорічної н.-техн. школи-семінару. — Київ. — 2014. — Київ (Ryzhenko T.M Classification of sensory devices / Biological and medical informatics and cybernetics (BMIC 2014), scientific-technical school-seminar. — Kiev. — 2014). — 2014. — С/Р. 33—36.
4. Будник М.М. Метрологічна атестація сенсорного приладу «Плазмонотест»/М.М.Будник, Т.С. Лебедева, О.Б. Орленко, П.Б. Шпильовий, В.Г. Ткаченко // Біологічна і медична інформатика та кібернетика (БМІК-2013): мат. щорічної н.-техн. школи-семінару. — Київ. — 17—22 червня 2013 р. (Budnyk M.M. Metrological certification of the sensor instrument «Plazmonotest» / M.M. Budnyk, T.S. Lebeleva, O.B. Orlenko, P.B. Shpylovy, V.G. Tkachenko // Biological and medical informatics and cybernetics (BMIC-2013), scientific-technical school-seminar. — Kiev. 17—22 June 2013). — 2013. — С/Р. 17—27.
5. ПМА «Рефрактометры автоматические. Программа и методика метрологической аттестации». — Київ: Укрметртестстандарт (PMС Automatic refractometers. Program and methods of metrological certification. — Kiev. — Ukrmetrtteststandart). — 2002. — 32 с/р.
6. МПУ.145/11-2003. Інструкція. Метрологія. Рефрактометри автоматичні. Методика повірки (MVU 145/11-2003. Metrology. Automatic refractometer. The method of verification).
7. Будник М.М. Градування 2-канального рефрактометра «Плазмонотест-2к» за результатами державної метрологічної атестації / М.М. Будник, М.І. Ходаковський // Біологічна і медична інформатика та кібернетика (БМІК-2014): науково-технічна школа-семінар. — Київ. 2014р. (Budnyk M.M. Calibration 2-channel refractometer «Plazmonotest-2K» by the results of the state metrological certification / M.M. Budnyk, M.I. Khodakovskiy // Biological and medical informatics and cybernetics (BMIC-2014), scientific-technical school-seminar. — Kiev). — 2014. — С/Р. 95—101.
8. Беднов М.В., Лебедева Т.С., Шпильовий П.Б. Моделювання оптичних сенсорів з наноструктурованими покриттями // 36. наук. праць «Комп'ютерні засоби, мережі та системи». — Київ. — 2014. (Biednov M.V. Modeling of optical sensors with nanostructured coatings / M.V. Biednov, T.S. Lebyedyeva, P.B. Shpylovy // Prob. sciences works «Computer means, networks and systems». — Kiev). — 2014. — No. 13. — С/Р. 23—32.
9. Biednov M., Lebyedyeva T., Shpylovy P. Gold and aluminum based surface plasmon resonance biosensors: sensitivity enhancement. Proc. SPIE 9506, Optical Sensors 2015, 95061P (May 5, 2015); doi:10.1117/12.2177992. — 10 p.
10. Лебедева Т.С., Шпильовий П.Б. Підвищення чутливості сенсорів, базованих на поверхневому плазмонному резонансі. // Комп'ютерні засоби, мережі та системи, 2016, № 16. — (Lebyedyeva T.S. Increase sensitivity of sensors based on surface plasmon resonance / T.S. Lebyedyeva, P.B. Shpylovy //Computer means, networks and systems, 2016, No. 16). — С/Р. 42—51.
11. Lebyedyeva T., Kryvyi S., Lytvyn P., Skoryk M., Shpylovy P. Formation of Nanoporous Anodic Alumina by Anodization of Aluminum Films on Glass Substrates // NanoScale Research Letters — 2016. — 11:203 DOI: 10.1186/s11671-016-1412-y. — 11 p. 

Отримано / received: 15.09.2017.

Стаття рекомендована до публікації д.т.н., проф. В.О. Яценком (Україна).
Prof. V.O. Yatsenko, D. Sc. (Techn.), Ukraine, recommended this article to be published.

УДК:53.089.6:531.789.1

ПРИСТОСУВАННЯ ДЛЯ КАЛІБРУВАННЯ ВИМІРЮВАЧІВ КРУТНОГО МОМЕНТУ СИЛИ (ТОРСІОМЕТРІВ) ТА ДЕЯКІ ДУМКИ ЩОДО ПРОСТЕЖУВАНОСТІ ВИМІРЮВАНЬ

В. Одноралов, кандидат технічних наук,
заступник генерального директора з метрології, стандартизації та наукової діяльності,
ДП «Сумистандартметрологія»

Запропоновано та досліджено удосконалену схему калібрування вимірювача крутного моменту сили методом прямого навантаження. Нова схема забезпечує однакову просторову орієнтацію приладу за вимірювання і за калібрування. Також розглянуто простежуваність вимірювань похідних величин шляхом забезпечення простежуваності до первинних еталонів основних одиниць системи SI.

Upgraded procedure of the torque meter calibration has been proposed and tested. New procedure involves the same space position at the measurement and at the calibration of the item.

An idea of measurement traceability to base SI units standards for derived units measuring instruments has been proposed and discussed. Some problems of the measurement traceability in Ukraine has been observed.

Ключові слова: вимірювач крутного моменту сили, калібрування, невизначеність, одиниці системи SI, простежуваність вимірювань.
Keywords: torque meter, calibration, uncertainty, SI units, traceability of measurements.

Вимірювання крутного моменту сили застосовується у різноманітних галузях виробництва продукції та надання послуг. Це певні галузі машинобудування, ремонт та сервісне обслуговування транспортних засобів тощо.

Калібрування засобів вимірювання крутного моменту сили зазвичай здійснюється за допомогою різноманітних еталонних установок та пристосувань, що реалізують метод прямого навантаження. Суть методу проілюстровано на рис. 1.

Згідно із визначенням крутний момент сили — це добуток вектора сили F на радіус-вектор L , проведений від точки обертання до точки прикладення сили. Традиційно, відтворення розміру одиниці крутного моменту сили реалізується на базі закону всесвітнього тяжіння з використанням еталонних вантажів m та відомого з достатньою точністю значення прискорення вільного падіння g в місці проведення експерименту:

$$|M| = mgL \sin \alpha. \quad (1)$$

Отже, простежуваність вимірювань крутного моменту сили можна забезпечити шляхом забезпечення простежуваності вимірювань маси вантажів та довжини важеля, а також відомого значення стандартного довідкового даного — прискорення сили тяжіння у місці проведення експерименту. Безумовно, реалізація такого підходу передбачає проведення дослідження впливних величин (точності вимірювання кута між віссю важеля і напрямком вектора сили тяжіння та горизонтального розміщення важеля), а також вжиття заходів мінімізації або точного врахування цих впливних величин.

Досвід засвідчує, що за умови врахування зазначених вище факторів та вжиття відповідних заходів можна реалізувати процедуру калібрування ЗВТ крутного моменту сили із забезпеченням необхідного співвідношення невизначеностей ЗВТ



© Одноралов В., 2017

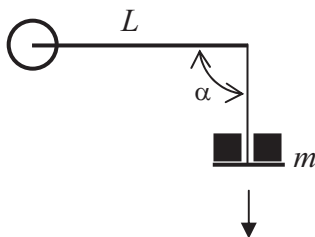


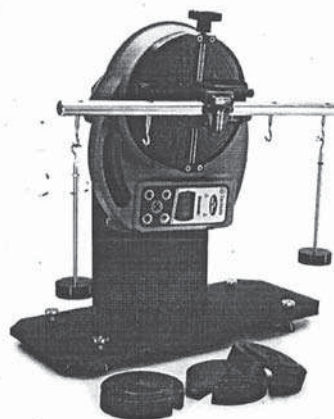
Рис. 1. Метод прямого навантаження
Fig.1. Direct load method

та еталона шляхом реалізації методу прямого навантаження. Варто зауважити, що навіть на рівні національних еталонів розмір одиниці сили крутного моменту сили відтворюється методом прямого навантаження з простежуваністю до національних еталонів одиниць маси (або сили) та довжини [1].

У м. Суми розташовано унікальне підприємство, ТОВ «Гуала кложерс Україна» міжнародного концерну «Guala Closures Group», що спеціалізується на виробництві різних видів корок та пакування. У процесі випробування готової продукції здійснюється вимірювання крутного моменту сили відриву запобіжного пояса пластикових корок. Для вимірювання цієї величини раніше застосовувалися відповідні засоби виміральної техніки (торсіометри) з границями допустимої похибки $\pm 5\%$. Калібрування таких ЗВТ можна було виконувати за допомогою звичайних моментних ключів, які застосовуються на станціях технічного обслуговування автомобілів та мають границі допустимої похибки $\pm 2\%$. Із упровадженням міжнародного стандарту [2] суттєво підвищилися вимоги до границь похибки вимірювань крутного моменту сили (до $\pm 0,5\%$) у зв'язку із заходами безпеки для дітей. ТОВ «Гуала кложерс Україна» було придбано торсіометр моделі *Tornado* фірми «Mecmesin Ltd» (Великобританія) з границями допустимої похибки $\pm 0,5\%$. Фахівцями ДП «Сумистандарметрологія» було виконано розроблення та дослідження пристосування для калібрування таких торсіометрів методом прямого навантаження. Основною проблемою, з якою довелося стикнутися розробникам, було те, що вимірювання крутного моменту сили в торсіометрах здійснюється у горизонтальній площині, а вектор сили тяжіння спрямований вертикально, до центру тяжіння Землі.

Фахівці фірми «Mecmesin Ltd» в експлуатаційній документації запропонували метод калібрування, представлений на рис. 2.

Тобто, торсіометр за калібрування розміщується у вертикальній площині. На ньому встановлюється відповідний важіль, до якого підвішуються вантажі з метою відтворення величини крутного моменту сили.



Check Calibration Kit

Рис. 2. Схема калібрування торсіометра *Tornado* фірми «Mecmesin»

Fig. 2. Check calibration kit of the Mecmesin Ltd

ПРИСТОСУВАННЯ ДЛЯ КАЛІБРУВАННЯ ТОРСІОМЕТРІВ

Автор вважає, що такий спрощений підхід містить методичну невизначеність, зумовлену різним розміщенням ЗВТ під час вимірювання та під час калібрування що, з точки зору загальної метрології, є небажаним. Було запропоновано схему реалізації методу безпосереднього навантаження за робочого положення ЗВТ, подану на рис. 3.

Основним елементом пристосування для калібрування торсіометрів, запропонованого нашими фахівцями, є підшипниковий вузол, за допомогою якого виконується поворот вектора прикладання сили на 90° (рис. 4).

За такого повороту вектора сили додатковим джерелом невизначеності вимірювань, яке необхідно оцінити, є сила тертя у підшипнику, яка, як відомо, залежить від навантаження на нього. Для визначення величини моменту сили тертя у підшипнику

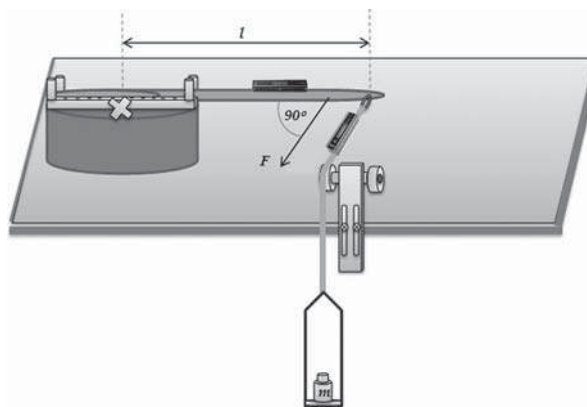


Рис. 3. Схема пристосування для калібрування торсіометрів

Fig. 3. Calibration kit for torque meters



Рис. 4. Підшипниковий вузол
Fig. 4. Bearing part

було виконано дослідження залежності моменту сили зрушення підшипника від навантаження. Результати представлено на рис. 5.

Методична похибка, зумовлена відхиленням кута між віссю важеля та стрічкою від значення 90°, а також відхиленням положення важеля та горизонтальної частини стрічки від горизонтального положення, визначається косинусом відповідного кута відхилення. Для контролю цих кутів, згідно з методикою калібрування, використовуються лекальний кутник УЛ для контролю кута 90° між віссю важеля та стрічкою, а також рівень брусковий для контролю горизонтального положення важеля та дільниці стрічки між кінцем важеля та підшипником.

Отже, складовими сумарної невизначеності калібрування торсіометра є невизначеність маси гир, довжини важеля, значення прискорення вільного падіння та методичні джерела, описані вище.

У таблиці 1 наведено дані калібрування торсіометра описаним методом та за методикою, запропонованою виробником.

Очевидна наявність суттєвої методичної похибки, зумовленої різною просторовою орієнтацією торсіометра під час калібрування та під час вимірювання.

ОЦІНЮВАННЯ СКЛАДОВИХ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ КАЛІБРУВАННЯ

Для калібрування торсіометрів використовувалися гирі класу точності M₁ з номінальними зна-

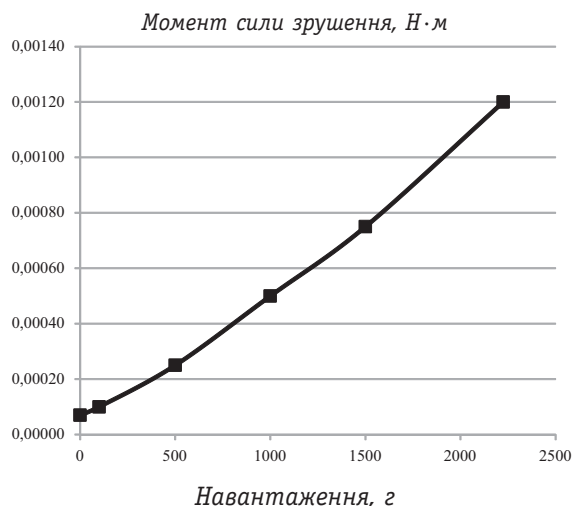


Рис. 5. Залежність моменту сили зрушення підшипника від навантаження
Fig. 5. Friction torque vs load diagram

ченнями маси 100, 200, 500 та 1000 г. Розширена невизначеність цих гир U_m становить, відповідно, 5,10,25 та 50 мг.

Вимірювання довжини плеча важеля відбувалося лінійкою металевою з верхню межу вимірювання 1000 мм та розширеною невизначеністю U_L = 0,3 мм.

Прискорення вільного падіння сили тяжіння у географічній точці розташування м. Суми становить 9,8110 м/с² [3].

Кут 90° між віссю важеля та стрічкою контролювався за допомогою лекального кутника з оціненим значенням похибки, не більшим за ±1°. Кут відхилення від горизонтального положення вісі важеля та горизонтальної дільниці стрічки контролювався за допомогою рівня брускового з оціненою похибкою, не більшою за ± 0,1°. Кут відхилення від горизонтального положення горизонтальної дільниці стрічки контролювався за допомогою рівня брускового з оціненим значенням похибки ±1°.

Ці складові невизначеності враховувалися в результативній формулі у виді множників тригонометричного виду (синуса кута 90° та косинуса кута відхилення від горизонтального положення).

Таблиця 1. Результати калібрування торсіометра в двох положеннях
Table 1. Torque meter calibration report in vertical and horizontal positions

№ п/п	Маса гир, г	Крутний момент сили, Н·м	Показання торсіометра, Н·м		Зведена похибка, %	
			вертикаль.	горизонт.	вертикаль.	горизонт.
1	0	0,000	0,002	0,002	-0,03	-0,03
3	200	1,016	1,008	1,006	0,14	0,17
4	500	2,541	2,526	2,518	0,25	0,38
5	700	3,557	3,536	3,528	0,35	0,48
6	1000	5,082	5,054	5,042	0,46	0,66
7	1200	6,099	6,064	6,056	0,57	0,70

Таблиця 2. Бюджет невизначеностей за навантаження 1000 г

Table 2. Uncertainty budget under 1000 g load

Вхідна величина	Оцінка вхідної величини	Стандартна невизначеність	Розподіл	Коефіцієнт чутливості	Внесок у невизначеність, Н·м
$M_o(u_a)$	5,082 Н·м	0,005 Н·м	Нормальний	1,0	0,005
u_m	0	0,000025 кг	Нормальний	5,082	0,0001
u_L	0	0,00015 м	Нормальний	9,811	0,0015
u_{g0}	0	0,0002	Рівномірний	5,042	0,001
u_{0g}	0	0,000002	Рівномірний	5,042	0,00001
u_{0c}	0	0,00002	Рівномірний	5,042	0,0001
u_g	0	0,00003 м/с ²	Рівномірний	0,518	0,0001
u_{fr}	0	0,0001 Н·м	Рівномірний	1,0	0,0001
Вихідна величина	Оцінка вихідної величини, Н·м	Стандартна сумарна невизначеність, Н·м			Розширена невизначеність, Н·м
M	5,042	0,005	$p = 0,95$	2	0,01

Отже, розширена невизначеність калібрування мала вид:

$$U_M = \sqrt{u_a^2 + c_m^2 u_m^2 + c_L^2 u_L^2 + c_{g0}^2 u_{g0}^2 + c_{0g}^2 u_{0g}^2 + c_{0c}^2 u_{0c}^2 + c_g^2 u_g^2 + c_{fr}^2 u_{fr}^2}. \quad (2)$$

Бюджет невизначеності калібрування торсіометра за навантаження 1000 г наведено у таблиці 2:

Аналіз бюджету невизначеностей засвідчив, що основний внесок у розширену невизначеність калібрування торсіометра, що становить 0,01 Н·м на верхній межі вимірювання, дають невизначеність за типом А та невизначеність вимірювання довжини важеля.

Простежуваність вимірювання до національних еталонів, згідно з цією методикою калібрування, забезпечується простежуваністю вимірювання довжини плеча важеля (до еталона одиниці довжини), простежуваністю вимірювання маси гир (до еталона одиниці маси), простежуваністю прискорення вільного падіння сили тяжіння (стандартне довідкове дане) та простежуваністю вимірювання площинних кутів, яке зводиться, кінцевим чином, до вимірювання довжини.

Із усього наведеного вище можна зробити висновки, що простежуваність калібрування засобів вимірювання похідної фізичної величини (крутного моменту сили) методом прямого навантаження простежується до таких основних одиниць системи SI, як одиниця маси — кілограм та одиниця довжини — метр.

ДЕЯКІ ДУМКИ ЩОДО ПРОСТЕЖУВАНІСТІ

Автор у цій статті хотів би висловити та обґрунтувати загальну думку стосовно можливості забезпечення простежуваності калібрування засобів ви-

мірювання похідних фізичних величин до еталонів одиниць основних фізичних величин та стандартних довідкових даних (світових констант). Для цього, на думку автора, існують такі підстави:

1. Науково-технічні

Основною науково-технічною підставою такого підходу є сама Міжнародна система одиниць SI, яка, за своєю ідеологією, побудована саме на визначенні мінімально достатньої кількості основних одиниць вимірювання і побудові, на їх основі, системи похідних одиниць вимірювання з використанням відомих та добре досліджених законів фізики, а також фундаментальних світових констант і стандартних довідкових даних.

Наприклад, загальновідомо [4], що основою Національного первинного еталона одиниці вимірювання об'єму рідини є еталонні ваги. Відтворення розміру одиниці об'єму рідини відбувається шляхом визначення маси дистильованої води в мірнику та відомих значень стандартних довідкових даних (густини дистильованої води за заданої температури та коефіцієнта теплового розширення матеріалу мірника).

Об'єм рідини V пов'язаний з її масою m та температурою T за формулою:

$$V = m / \rho(T). \quad (3)$$

Основою Національного первинного еталона об'ємної витрати рідини [5] є еталонні ваги, еталонний таймер та те ж саме стандартне довідкове дане — густина води за певної температури. Об'ємна витрата рідини Q_V пов'язана з її масою m , інтервалом часу Δt та температурою T за формулою:

$$Q_V = m / \Delta t \cdot \rho(T). \quad (4)$$

Відтворення розміру цієї похідної одиниці простежується до еталонів основних одиниць — маси, часу та температури.

Основою Національного первинного еталона надлишкового тиску [6] є вантажопоршневий манометр, який відтворює розмір одиниці тиску P згідно з визначенням цієї фізичної величини як сили, що діє на поверхню, за формулою:

$$P = (mg / A)k_1k_2k_3, \quad (5)$$

де A — ефективна площа поршня, яка складається із площі перетину поршня та половини площі зазору між поршнем та циліндром [3];

m — маса поршня та вантажів;

g — прискорення вільного падіння;

k_1 — коефіцієнт, що враховує виштовхувальну силу, що діє на вантажі у повітрі;

k_2 — коефіцієнт, що враховує теплове розширення поршня;

k_3 — коефіцієнт, що враховує деформацію поршня за навантаження.

Отже, вимірюючи діаметри поршня та циліндра, а також масу поршня та вантажів, можна забезпечити простежуваність робочих еталонів одиниці тиску до еталонів одиниць довжини та маси з урахуванням відповідних коефіцієнтів та довідкового значення прискорення вільного падіння.

Реалізація такого підходу для забезпечення простежуваності робочих еталонів стримується державними повірочними схемами, які жорстко регламентують процедуру передавання розміру одиниці вимірювання для еталонів відповідних розрядів. Простежуваність до еталонів основних одиниць системи SI , як правило, реалізується в повірочних схемах для похідних одиниць лише на рівні первинних та вторинних еталонів, хоча мають місце і певні виключення із загального правила. Так, розробники Державної повірочної схеми для засобів вимірювання об'єму рідини передбачили можливість повірки мірників 1-го розряду місткістю до 100 л масовим методом [4].

Потрібно підкреслити, що забезпечення простежуваності до еталонів основних одиниць системи SI в процесі розроблення еталонів похідних одиниць, напевно, зумовлено тим, що невизначеності відтворення розмірів основних одиниць наразі суттєво менші від невизначеностей відтворення похідних одиниць вимірювання. Наприклад, відносне СКВ Національного первинного еталона одиниці сили складає 10^{-5} , а відносні СКВ первинних еталонів одиниць маси та довжини складають 10^{-8} та 10^{-11} відповідно [7].

У приладобудуванні свого часу існувала тенденція розроблення засобів вимірювальної техні-

ки, які мали вихідний сигнал у виді електричного сигналу, в якому основним інформативним параметром була частота. Причина цієї тенденції зумовлена тим, що серед основних одиниць системи SI одиниця часу та частоти відтворюється із найменшою на сьогодні невизначеністю — 10^{-14} [7]. Навіть сучасні протоколи передавання вимірювальної інформації ($RS 485$, $Modbus I2C$ тощо), з фізичної точки зору, реалізуються шляхом формування послідовності електричних імпульсів певної частоти.

Ідея простежуваності за відтворення однієї величини до іншої (більш точної) реалізована навіть за відтворення розміру основної одиниці системи SI — ампера за допомогою так званих ампервагів [8] із простежуваністю до еталона одиниці маси.

2. Законодавчі підстави

У процесі перебудови національної метрологічної системи нашими реформаторами зазначено такі стратегічні напрями змін у сфері простежуваності вимірювань:

* всі еталони підлягають калібруванню;

* всі державні повірочні схеми мають бути скасовані;

* простежуваність може бути доведена будь-яким чином за умови забезпечення співвідношення невизначеностей за калібрування, не гіршого від 1 до 3.

З іншого боку, сучасні вимоги до забезпечення простежуваності вимірювань передбачають простежуваність до такого первинного еталона одиниці величини, який успішно бере участь у міжнародних ключових звіреннях, результати яких представлено у відповідних рядках CMC -таблиць Міжнародного бюро з мір і вагів ($BIPM$) [9]. Наразі в Україні поки що немає затвердженого Національного еталона крутного моменту сили. Національні еталони витрати рідини та тиску не брали участі у міжнародних звіреннях (принаймні, відповідних рядків у CMC -таблицях немає). А національні первинні еталони одиниць маси, часу, температури та довжини наявні разом із відповідними рядками у CMC -таблицях $BIPM$. Можна було б забезпечувати простежуваність вимірювань, на які Україна не має рядків у CMC -таблицях, здійснюючи калібрування власних вихідних еталонів у розвинених країнах, які мають підтверджену участь у ключових звіреннях ступінь еквівалентності національних еталонів, як це передбачено Угодою $CIPM MRA$ [10]. До речі, так діють у більшості невеликих країн — членів ЄС: «беруть» розмір одиниці величини, наприклад, у Німеччині (у PTB). Але у метрологічних

служб підприємств України та у метрологічних центрів на це бракує коштів, а наукові метрологічні центри, які є підписантами Угоди, чомусь не поспішають це робити. В результаті Україна має великі «прогалини» у СМС-таблицях *VIPM* (у сфері оптико-фізичних вимірювань взагалі немає жодного рядка!). Відповідно маємо незавершений «нерозривний ланцюг калібрувань» саме на рівні національних еталонів одиниць багатьох фізичних величин. Як наслідок, виникають проблеми у визнанні результатів калібрувань, виконаних в Україні.


Стосовно якого визнання взагалі може йти мова, коли 30 квітня поточного року виповнилося 100 років, як Міжнародна система *SI* набула статусу обов'язкової до застосування на теренах сучасної України [11], а ми так і не спромоглися отримати повного членства у Метричній Конвенції, хоча Угода *CIPM MRA* стосується, насамперед, повних членів Метричної Конвенції (Україна донині є асоційованим членом Конвенції разом із Ботсваною та островом Маврикій).

Окремо хотілося б зупинитися на тій політиці, що почали проводити наукові метрологічні центри. У сертифікатах про калібрування робочих еталонів замовників вони не вказують статусу еталона, хоча

робили це раніше за перевірки тих самих еталонів. Наразі для них робочий еталон — це лише «об'єкт калібрування», хоча свої засоби калібрування вони у сертифікатах називають «еталонами». Звідси можна зробити висновок, що визначення статусу обладнання, призначеного для калібрування, здійснюється його власником методом декларування (за винятком, коли калібрування здійснюється за допомогою національних еталонів, для яких встановлено процедуру надання їм такого статусу).

Отже, у метрологічних центрів та служб, які мають розвинену еталонну базу стосовно одиниць основних величин системи *SI* та досвід у розробленні й валідації методик калібрування, з'являється принципова можливість самостійно встановити (декларувати) статус свого еталонного обладнання та довести простежуваність вимірювань за калібрування власних еталонів похідних одиниць, забезпечуючи простежуваність лише до національних еталонів основних одиниць фізичних величин системи *SI* (або, принаймні, до тих національних еталонів похідних одиниць, які успішно брали участь у міжнародних звіреннях) шляхом реалізації методик калібрування, розроблених та досліджених за описаною вище методологією.

СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ / REFERENCES

1. <https://www.ptb.de/cms/en/ptb/fachabteilungen/abt1/fb-12/ag-122.html>.
2. ISO 13127:2012 Packaging. Child resistant packaging. Mechanical test methods for reclosable child resistant packaging systems. (ISO 13127:2012 Пакування. Пакування, стійке до дитячого втручання. Методи механічних випробувань багаторазових пакувальних систем, стійких до дитячого втручання).
3. Инструкция 1-60 по поверке образцовых грузопоршневых манометров 2-го разряда (класса 0,05) и 3-го разряда (класса 0,2) с верхними пределами измерения от 6 до 2500 кгс/см².
4. ДСТУ 3537:2011 Метрологія. Державна повірочна схема для засобів вимірювань об'єму рідини (DSTU 3537:2011 Metrology. State hierarchy scheme for volume of liquid measuring instruments).
5. ДСТУ 4403:2005 Метрологія. Державна повірочна схема для засобів вимірювання об'ємної та масової витрати рідини й об'єму та маси рідини, що протікає по трубопроводу (DSTU 4403:2005 Metrology. State hierarchy scheme for volume and mass flow rate of liquid in tube measuring instruments).
6. ДСТУ 4007-2001 Метрологія. Державна повірочна схема для засобів вимірювань надлишкового тиску в діапазоні від мінус 100 кПа до 250 МПа (DSTU 4007-2001 Metrology. State hierarchy scheme for gauge pressure measuring instruments in the range from minus 100 kPa to 250 MPa).
7. <http://www.metrology.kharkov.ua/index.php?id=55&L=0>.
8. Бурдун Г. Д., Марков Б. Н., Основы метрологи (Burdun G.D., Markov B.N. Basic metrology), М., 1972.
9. <http://kcdb.bipm.org/appendixC/default.asp>.
10. CIPM MRA «Mutual recognition of national measurement standards and of calibration and measurement certificates issued by national metrology institutes» (Угода про взаємне визнання національних еталонів та сертифікатів калібрувань та вимірювань, що видаються національними метрологічними інститутами).
11. Декрет Временного Правительства от 30 апреля 1917 года (Decree of the Provisional Government on 1917, April, 30). https://ru.wikipedia.org/wiki/Метрическая_система_мер. 

Отримано / received: 04.09.2017.

Стаття рекомендована до публікації д.т.н., проф. В.О. Залогою (Україна).
Prof. V.O. Zaloga, D. Sc. (Techn.), Ukraine, recommended this article to be published.

УДК 620.179.13; 006.91.517.929.7

МЕТРОЛОГИЧЕСКИЕ АСПЕКТЫ ИЗМЕРЕНИЙ В ЗАДАЧАХ ТЕПЛОВОЙ ТОМОГРАФИИ

С. Мельник, кандидат технических наук, старший научный сотрудник отдела статистической радиофизики, Институт радиоэлектроники (ИРЭ) им. А.Я. Усикова НАН Украины, г. Харьков,

Г. Петриченко, кандидат технических наук, генеральный директор, ООО НПФ «Харьков-Прибор»,

И. Тулузов, кандидат физико-математических наук, генеральный директор, Харьковский региональный центр инвестиций

Подход, основанный на алгебраической теории информации, позволяет обобщить такие фундаментальные понятия теории измерений, как закономерность и случайность и формализовать их. Закономерности, выявленные в результатах прямых наблюдений, отражают объективные свойства наблюдаемого объекта, а случайная часть описания этих результатов характеризует их степень неопределенности. Предложенная методика реализована в задачах тепловой томографии. Разработаны модели описания как стандартных томографических процедур, так и оригинального метода проекционной динамической тепловой томографии.

The approach based on an algebraic information theory allows to generalize such fundamental concepts of theory of measuring, as conformity to law and chance, and formalize them. The conformities to law, educed in the results of direct supervisions, reflect objective properties of the looked after object, and casual part of description of these results characterizes their degree of vagueness.

Measured values are secondary results of solving inverse ill-posed problem in thermal imaging problems. Uncertainty of measurement errors associated

with both thermal data representation format, and with the features of the reconstruction algorithm. A new method for estimating the uncertainty of measurement based on the principle of minimizing the «complexity» of the primary data. It is shown that the correct calculation of a priori information about the properties of the reconstructed structure and the parameters of the measuring equipment give a minimum estimate of the uncertainty. In some cases, uncertainty is several times less than with conventional methods of the thermal tomography.

The generally accepted parameters of evaluating the quality of cooling turbine blades are missing. A wide range of sizes and their cooling mechanisms significantly complicate the use of such parameters as absolute values. We propose to use a universal relative parameter. It corresponds to the virtual heat transfer coefficient at a predetermined depth of the metal layer. It illustrates the possible use of this parameter for various methods of thermal control. An integrated approach to the construction of the control system and the integration of different modes of cooling can significantly reduce the uncertainty of the quality of the cooling parameter. He is a local and could eventually be used to evaluate the residual life of the blade.

Ключевые слова: тепловая томография, теория сложности, лопатки турбин, неопределенность измерений, качество охлаждения.

Keywords: thermal tomography, theory of complexity, turbine blades, uncertainty of measurements, quality of cooling.

Томографические методы исследования внутренней структуры различных объектов охватывают диапазон от километровых (геофизика) до нанометровых (нанoeлектроника) неоднородностей. При этом все чаще требуется не только получение их общего вида, но также измерение их геометрических и физических параметров. Однако, метрологическое обеспечение подобных измерений до сих пор не получило достаточного развития. Это приводит к тому, что при решении подобных задач используют метрологические алгоритмы и методы, слабо приспособленные к их решению. В результате теряется большая часть полученной при измерениях информации, и оценка их неопределенности оказывается сильно завышенной.



С. Мельник



Г. Петриченко



И. Тулузов

Так, например, в задачах тепловой томографии часто все еще используют критерий «2 к 1», согласно которому разрешающая способность этих методов не лучше, чем 2 глубины залегания неоднородностей. Подобная ситуация сложилась в силу того, что при оценке разрешающей способности никак не учитывают особенности проведения томографических измерений и обработки их результатов, а используют аналог критерия Релея (или подобные феноменологические критерии распознавания) для непосредственно наблюдаемых термограмм [1].

Более общей причиной отсутствия общепринятых методов метрологического обеспечения в задачах томографии является тот факт, что они не могут быть отнесены ни к прямым, ни к косвенным измерениям, согласно их стандартизированным определениям [2]. Дело в том, что задача томографии является обратной некорректной задачей, допускающей бесконечное множество различных решений. Выбор наиболее оптимального из них зависит от принятого критерия оптимальности и учтенной априорной информации о свойствах решения (внутренней структуры объекта). Кроме того, особенности математического алгоритма поиска этого решения также могут влиять на неопределенность полученных результатов.

Таким образом, рассматриваемая нами проблема требует детального и многогранного изучения. В данной работе мы коснемся лишь некоторых ее аспектов, связанных с тепловой томографией промышленных изделий со сложной внутренней структурой и измерением ее геометрических параметров. Полученные нами общие алгоритмы и методы оценки неопределенности этих измерений будут проиллюстрированы результатами проведения тепловой томографии внутренних охлаждающих каналов в лопатках турбин высокого давления [3].

1. ОБЩИЕ ПРОБЛЕМЫ И ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ МЕТРОЛОГИИ ТОМОГРАФИЧЕСКИХ ИЗМЕРЕНИЙ

Косвенные измерения определены как измерения, при которых определение искомого значения физической величины производится на основании результатов прямых измерений других физических величин, функционально связанных с искомой величиной. Результат находят из решения уравнения, выражающего эту зависимость:

$$Q = f(X, Y, Z, \dots, W), \quad (1)$$

где Q — измеряемая величина; X, Y, Z, \dots, W — величины, размер которых определяется из прямых измерений.

Измерения параметров внутренней структуры объектов в томографических исследованиях формально могут быть отнесены к косвенным измерениям. Однако, для использования стандартных оценок неопределенности таких измерений необходимо представить измеряемую величину в виде строго определенной функции от результатов прямых измерений, что оказывается невозможным вследствие ряда причин.

Во-первых, множество прямых измерений X, Y, Z, \dots, W представляет собой не конечное количество чисел, а квази-непрерывные массивы данных, которые, к тому же, не определены строго. Так, например, современные алгоритмы компьютерной томографии допускают обработку неограниченного количества измерительных данных об интегральных характеристиках («проекциях») искомого распределения по различным направлениям, заданным с произвольной точностью и дискретностью. Связь искомого распределения с набором проекций не может быть выражена функциональной зависимостью, а задается некоторым операторным алгоритмом (преобразованием Радона, например).

Во-вторых, измеряемая величина Q также не может быть строго определена до того, как получены результаты прямых измерений. Дело в том, что в большинстве томографических исследований внутренняя структура объекта априорно неизвестна, и только выполнив предварительный анализ этой структуры, мы можем поставить задачу измерения ее параметров.

В-третьих, в неизвестную функциональную зависимость, помимо измеряемого параметра и данных прямых измерений, входит большое количество параметров объекта, которые не являются предметом исследований и могут быть отнесены к систематическим погрешностям. Поскольку они неизвестны априорно, то и функциональная зависимость не может быть задана в классической форме. В задачах тепловой томографии, которые мы рассмотрим в качестве иллюстрации предлагаемых методов, такими систематическими погрешностями можно считать неоднородность коэффициента излучения поверхности, температура которой и является источником результатов прямых измерений.

В данной работе мы предложим информационный подход к анализу томографических данных, который позволяет обойти эти трудности и определить некоторые метрологические характеристики величин, вычисляемых на основе этих данных. В рамках этого подхода задача метрологии

томографических измерений может быть сформулирована, как последовательность следующих процедур:

- Предварительный анализ томографических данных и определение модели внутренней структуры объекта и модели систематических погрешностей.
- Выбор измеряемого параметра внутренней структуры и задание априорных ограничений на остальные параметры моделей.
- Оценка информационной степени правдоподобия различных значений измеряемого параметра.
- Вывод о значении измеряемого параметра и степени его неопределенности.

2. ПРОСТОЙ ПРИМЕР ОЦЕНКИ НЕОПРЕДЕЛЕННОСТИ ИЗМЕРЕННОГО ЗНАЧЕНИЯ В ЗАДАЧЕ ТОМОГРАФИИ

Прежде чем перейти к задачам тепловой томографии, рассмотрим простой иллюстративный пример. Предположим, что на плоскости задан набор результатов измерения — несколько точек, через которые проходит неизвестная линия. Эти точки можно считать результатами томографического измерения параметров этой линии, поскольку каждая из них может быть рассмотрена как «проекция» наблюдаемого объекта на одно из возможных его сечений.

Положения этих точек будем считать прямыми измерениями. Различных линий, не только близко, но и точно проходящих через эти точки, оказывается бесконечно много. Поэтому рассматриваемая задача является некорректной. Мы не можем записать требуемую в классическом подходе функциональную зависимость измеряемого параметра от положения этих точек вследствие указанных выше причин.

- Выбор положения «проекций» может быть произволен, а их количество ничем не ограничено.
- Измеряемый параметр (или несколько параметров) линии не определен до построения ее предварительной модели.
- Точность определения каждой из проекций априорно не задана.

Тем не менее, эта стандартная задача решается даже школьниками (чаще всего на интуитивном уровне). Стандартный алгоритм ее решения (с незначительными вариациями) сводится к последовательным попыткам провести максимально близко к этим точкам прямую линию, параболу, кубическую параболу и так далее. До тех пор, пока ее отклонение от точек не окажется достаточно малым (рис.1).

Очевидно, что чем больше порядок полинома для задания функции, тем ближе к заданным точкам

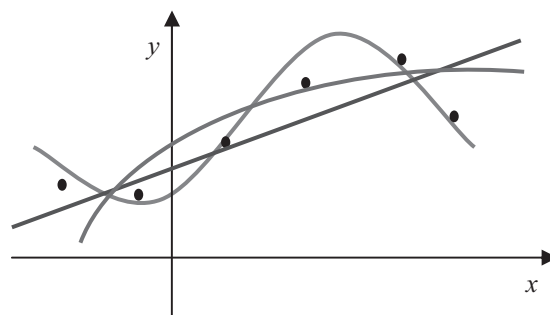


Рис.1. Иллюстрация различных по сложности способов описания результатов эксперимента (множества точек на плоскости)

Fig. 1. An illustration of the various methods of describing the results of an experiment (a set of points on a plane)

проходит наиболее оптимальная из кривых. Кривая шестого порядка при этом пройдет через 6 заданных точек абсолютно точно. Интуитивно выбирают кривую 3—5 порядков, или их гладкое сопряжение, справедливо полагая, что точное прохождение кривой через точки — это обычная подгонка результата.

Классическая метрология не дает однозначных рецептов такого выбора. Но математический аппарат теории «сложности» позволяет формализовать эту процедуру. При этом минимизируют количество информации, измеряемое в битах, необходимое для описания положения точек (сложность описания), разбивая его на два этапа. На первом тратят определенное количество информации, задавая близкую к точкам кривую, а на втором — отклонения положения точек от этой кривой. Первую часть описания называют «префиксом» сжатия по Фитингофу, а вторую — «суффиксом» [4].

Существенно, что в «суффиксе» максимально сжатой информации остается абсолютно случайная последовательность чисел. Это связано с тем, что, если в нем осталась хотя бы какая-либо не учтенная ранее закономерность, то описание последовательности можно еще немного сократить, записав эту информацию в префиксе. И наоборот, любая возможность сокращения суммарной сложности описания считается закономерностью в формализме теории сложности.

Первый постулат применения теории сложности к решению задач томографии в том и заключается, что мы считаем результатом измерения свойств наблюдаемого объекта все выявленные в результатах наблюдения закономерности.

Ранее нами было показано, что такие широко известные методы обработки результатов измерений, как минимизация СКО, метод максимального

правдоподобия, метод оптимальной спектральной фильтрации и другие, являются частными случаями метода минимизации алгоритмической сложности описания этих результатов. Они отличаются друг от друга лишь априорной информацией о свойствах наблюдаемого объекта и погрешностях прямых измерений.

Поэтому количество бит информации, на которое удается сжать описание массива данных при выделении некоторой закономерности и записи ее в префикс, можно рассматривать как аналог ее степени правдоподобия. Так, в приведенном выше примере (рис. 1) задание коэффициентов полинома 6-й степени для аппроксимации искомой линии не позволяет сократить сложность описания 6-ти заданных точек. А поэтому не является закономерностью в алгоритмическом смысле, и ее обобщенная степень правдоподобия равна 0.

Перебирая последовательно различные модели описания (в рассматриваемом случае степени полинома), мы можем выделить наиболее правдоподобную из них. Таким образом, решение о том, что оптимальной моделью для точек, изображенных на рис. 1, является кривая третьего порядка, в теории сложности принимается не интуитивно, а на основании степени сокращения («сжатия») записи результатов прямых измерений.

Точно так же решается вопрос о точности задания параметров модели. Более точное задание параметров кривой, безусловно, позволит провести ее немного ближе к точкам (тем самым сократив сложность задания «суффикса»), но в большей степени увеличит сложность задания «префикса» описания. Поэтому точность задания параметров «префикса» (в рассматриваемом случае — коэффициентов полинома) вычисляется аналогично. Для ее определения мы должны сравнить степень «сжатия» при различных значениях этой точности и выбрать оптимальное.

Второй постулат применения теории сложности к решению задач томографии заключается в том, что полученное оптимальное значение точности задания параметров модели мы считаем неопределенностью результата их измерения. Возникает естественный вопрос о связи предложенного нами определения с классическим определением этого термина. Но дело в том, что классическое определение предполагает ряд априорных данных, которые отсутствуют в задачах томографии. Поэтому предложенное нами определение является более общим, и мы можем лишь показать, что, в частном случае вычисления неопределенности результатов косвен-

ного измерения, при заданной функциональной зависимости от результатов прямых измерений оба определения дают одинаковые результаты. В следующем разделе мы проиллюстрируем такую возможность на примере решения задачи тепловой томографии.

Таким образом, математический аппарат теории «сложности» позволяет не только найти оптимальное в информационном смысле решение задачи томографии, но и оценить неопределенность измерений параметров этого решения. Далее мы покажем, как предложенная методика может быть применена к задачам тепловой томографии.

3. ИНФОРМАЦИОННЫЕ АСПЕКТЫ РЕШЕНИЯ ЗАДАЧ ТЕПЛОЙ ТОМОГРАФИИ

Рассмотрим условную запись процедуры измерения параметров внутренней структуры объекта в томографии:

$$\hat{A}(\vec{Z}; \vec{N}) = \vec{U}, \quad (1)$$

где \vec{Z} — вектор искомых параметров, \vec{N} — вектор случайных факторов (условного шума), \vec{U} — вектор множества измеренных величин. В одной из классических задач тепловой томографии — восстановления толщины $d(x, y)$ верхнего однородного слоя по измерениям теплового потока с поверхности объекта — эта формула имеет вид:

$$\hat{A}[d(x, y)] + N(x, y) = U(x, y), \quad (2)$$

где $d(x, y)$ — искомая функция, $U(x, y)$ — двумерный массив измеряемой температуры поверхности, \hat{A} — оператор преобразования, $N(x, y)$ — случайный аддитивный шум. Отклонения толщины слоя $\delta d(x, y) = d(x, y) - d_0$ от постоянного значения d_0 можно рассматривать как неоднородности. Их влияние на измеряемое поле температур на поверхности объекта можно описать как действие эквивалентных тепловых источников в однородном слое постоянной толщины. Вследствие суперпозиции тепловых полей, вызванных вторичными эквивалентными источниками, близлежащие неоднородности вносят независимый вклад в измеряемый сигнал. Тогда можно записать (2) в виде свертки:

$$U(x, y) = A(x, y) \cdot \Delta d(x, y) + N(x, y). \quad (3)$$

В следующем разделе мы приведем примеры вывода функции $A(x, y)$ для различных задач тепловой томографии, а сейчас остановимся на общих особенностях алгоритмического метода их решения.

Предположим, что априорную информацию о возможном распределении толщины $d(x, y)$ можно представить в виде распределения вероятности $\rho[d_i(x, y)]$. Тогда условная вероятность получения термографических данных $U(x, y)$ (результатов

прямых измерений) при независимом аддитивном шуме рассчитывается как

$$\rho(U_j / d_i) = \rho(N) = \rho_N(U_j - \hat{A}(d_i)), \quad (4)$$

где $\rho(N)$ — вероятностное распределение шумов. Здесь и далее мы используем сокращенную форму записи двумерных векторов. В соответствии с формулой Байеса наиболее правдоподобным для измеренного U_j считается такое d_i , для которого максимально произведение:

$$\rho(Z_i) \cdot \rho_N(U_j - \hat{A}(d_i)) \rightarrow \max. \quad (5)$$

Оно и является решением задачи томографии, полученным на основе классического критерия максимального правдоподобия. Но в общем случае распределение вероятности $\rho[d_i(x, y)]$ оказывается неизвестным или вообще не имеет смысла (объект существует в единичном экземпляре). В этом случае формула Байеса оказывается неприменимой.

Поэтому мы используем описанный выше алгоритмический подход и покажем, что формула Байеса является его частным случаем. Заметим, что для вероятностей двух зависимых событий a_i и b_j :

$$\begin{aligned} \ln[\rho(a_i; b_j)] &= \ln[\rho(a_i)] + \ln[\rho(b_j / a_i)] = \\ &= \ln[\rho(b_j)] + \ln[\rho(a_i / b_j)] \end{aligned} \quad (6)$$

Это соотношение позволяет рассчитать информацию, содержащуюся в событии a_i относительно события b_j , то есть то, насколько первое событие позволяет предсказать второе. Используем для этого формулу статистической энтропии Шеннона, $S(a_i) = \ln[\rho(a_i)] + C_0$. Тогда (6) для задачи тепловой томографии можно записать в виде:

$$S(U_i; d_j) = S(U_i) + S(d_j / U_i) = S(d_j) + S(U_i / d_j). \quad (7)$$

Для алгоритмической энтропии Колмогоров получил аналогичное выражение:

$$S(U_i) - S(U_i / d_j) \approx S(d_j) - S(d_j / U_i) \quad (8)$$

и показал, что оно выполняется с точностью, не хуже $\log S(U_i; d_j)$. Тогда:

$$\begin{aligned} S(d_j / U_i) &\approx S(d_j) + S(U_i / d_j) - S(U_i) = \\ &= S(d_j) + S(N) - S(U_i). \end{aligned} \quad (9)$$

В последнем выражении мы заменили сложность $S(U_i / d_j)$ описания U_i , при априорно известном d_j , на сложность описания $S(N)$ аддитивного шума, поскольку именно эта дополнительная информация о шумах необходима и достаточна для того, чтобы однозначно описать U_i , используя (2).

Заметим, что U_i не варьируется, поскольку задано априорно. Поэтому $S(U_i) = \text{const}$, и для нахождения максимально правдоподобного (в обобщенном алгоритмическом смысле) $d_j(x, y)$ необходимо минимизировать сумму:

$$S(d_j) + S(N) = S(d_j) + S_N(U_j - \hat{A}(d_i)) \rightarrow \min. \quad (10)$$

Полученная в результате функция $d_j(x, y)$ и будет наиболее правдоподобным (в алгоритмическом

смысле) решением задачи томографии. Сравнивая (7) и (10), мы видим, что условие (10) является более общим, поскольку не ограничивает способы задания шумов. В частном случае, когда известен их спектр, как нами было показано в [5], формула для вычисления сложности их описания переходит в формулу Шеннона.

С учетом изложенного в предыдущем разделе можно утверждать, что полученное оптимальное решение $d_j(x, y)$ играет роль «префикса» в описании массива первичных результатов измерений, а массив отклонений $(U_j - \hat{A}(d_i))$ — роль «суффикса». Тогда рассчитанное оптимальное значение $S(d_j)$ характеризует неопределенность задания параметров самого решения, а $S_N(U_j - \hat{A}(d_i))$ — неопределенность результата первичных измерений относительно него. Заметим, что обе эти величины могут быть вычислены только с точностью до некоторой константы, которая связана с идеализированным представлением об «абсолютно точном» измерении и «точном» задании модели. Однако, значение этой константы не влияет на результат минимизации. Смысл введения такой константы S_0 заключается в том, что количество N_d идеализированно «точных» моделей $d_j(x, y)$, которые могут быть реализацией найденного приближенного решения, рассчитывается как

$$N_d = 2^{S_0 - S(d_j)}. \quad (11)$$

В некоторых случаях (в задачах тепловой томографии почти всегда) удается представить эту неопределенность как размерную величину — интервал, в который попадают все возможные реализации полученного решения. В этом случае границы интервала уже не зависят от выбора константы.

Отметим, что способы вычисления сложностей $S(d_j)$ и $S_N(U_j - \hat{A}(d_i))$ могут использовать различные алгоритмы, в зависимости от специфики задачи. Как показал Колмогоров, результаты при этом отличаются не более, чем на $\log S(U_i; d_j)$, что практически не влияет на результат оптимизации и оценки неопределенности. Один из достаточно универсальных алгоритмов таких вычислений нами предложен в работе [6].

4. ПРИМЕРЫ РЕАЛИЗАЦИИ ИЗМЕРЕНИЙ В ЗАДАЧАХ ТЕПЛОВОЙ ТОМОГРАФИИ

В разработанном нами методе проекционной динамической тепловой томографии (ПДТТ) [7] алгоритмический подход к решению задачи реконструкции внутренней сложной структуры теплопроводных объектов позволяет в несколько раз улучшить разрешающую способность метода (в 5—8 раз

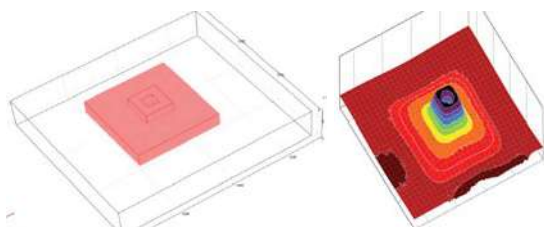


Рис. 2. Пример реконструкции внутренней сложной структуры теплопроводного объекта методом ПДТТ: а) модель внутренней структуры; б) результат реконструкции

Fig. 2. An example of reconstruction of the internal complex structure of a heat-conducting object by the method of PDDT: a) The model of internal structure; b) The result of the reconstruction

по сравнению с альтернативными методами обработки данных измерений). Особую роль играет возможность отфильтровать артефакты, связанные с неоднородной излучательной способностью, используя алгоритмический критерий их распознавания. Пример результатов обработки термофильма представлен на рис. 2.

Тепловая томография в общем виде позволяет измерить не только параметры внутренней структуры объекта, но и ряд вспомогательных параметров, существенно влияющих на качество тепловизионного изображения. В частности, алгоритмический метод реконструкции тепловых изображений позволяет восстанавливать передаточную функцию пространственно-временного пикселя тепловизионной матрицы с оптимальной точностью задания [8]. Ее параметры подбираются таким образом, чтобы минимизировать результирующую «динамическую активность» изображения. Для этого перемещают объект с постоянной температурой с малой скоростью и фиксируют изменения эффективной интегральной температуры каждого пикселя термограммы. Минимизация сложности описания этого массива данных достигается как за счет вычисле-

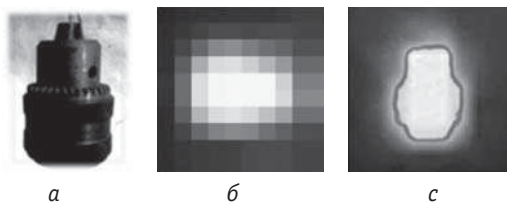


Рис. 3. Пример результатов реконструкции тепловизионного изображения объекта: (а) изображение тестового объекта; (б) необработанное изображение (габариты объекта соответствуют 3—5 пикселям матрицы); (с) реконструированное тепловизионное изображение объекта

Fig. 3. Example of the reconstruction results of the thermal imaging of the object: (a) An image of the test object; (b) An image is not processed (dimensions of the object correspond to 3-5 pixels of the matrix); (c) The reconstructed thermal imaging of the object

ния (измерения в обобщенном смысле) параметров пространственно-временной передаточной функции пикселя, так и границ объекта. Измеренные методом тепловой томографии значения этих функций и их неопределенности соответствуют максимальному сжатию исходного массива данных. Пример реализации этого алгоритма в одном из тестовых экспериментов представлен на рис. 3.

5. ОСОБЕННОСТИ ПРОВЕДЕНИЯ ТОМОГРАФИЧЕСКИХ ИЗМЕРЕНИЙ ПАРАМЕТРОВ ВНУТРЕННЕЙ СТРУКТУРЫ ТУРБИНЫХ ЛОПАТОК

Для реализации предложенных методик тепловой томографии необходимо предварительно разработать теплофизическую модель процедуры проведения томографических измерений. В частности, в явном виде получить оператор $\hat{A}(d_i)$, который входит в общую формулу (1). В этом разделе мы покажем, как это было сделано для некоторых классических методов теплового контроля внутренних каналов охлаждения в лопатках турбин.

Качество лопаток высокого давления является определяющим в эффективности работы турбины и во многом определяет ее конкурентные преимущества. Для работы лопаток в экстремальных условиях требуется эффективная система охлаждения, дефекты которой могут приводить как к снижению мощности турбины, так и к ее разрушению. Некорректная оценка такого параметра качества, как наработка на отказ, приводит к большим материальным затратам на проведение регламентных работ, замену «подозрительных» лопаток и, тем не менее, не исключает возможности поломки турбины. В связи с этим задача метрологического обеспечения контроля качества охлаждения лопатки является актуальной и до сих пор не решенной в полном объеме. Наиболее перспективным для решения этой задачи методом можно считать метод теплового контроля. Это связано с тем, что, в отличие от остальных, теплофизические параметры охлаждения лопатки напрямую связаны с результатами контроля и не требуют создания сложной модели изделия для их оценки.

5.1. Проблемы теплового контроля качества охлаждения лопаток

Эффективность системы охлаждения лопатки зависит не только от ее физических характеристик, но и от режима эксплуатации. Его параметры учитываются при разработке системы охлаждения и требуют тщательного анализа и оптимизации трехмерной теплофизической модели изделия. Любой дефект или отклонение параметров лопатки

от номинальных значений снижает эффективность ее охлаждения. Это приводит к локальному перегреву и возможному разрушению лопатки. Таким образом, задача ее контроля альтернативными тепловыми методами обычно сводится к следующим этапам:

- ♦ Измерение локальных физических параметров структуры лопатки и их отклонений от номинальных значений «эталонной» лопатки.

- ♦ Расчет перегревов и температурных градиентов различных областей лопатки в рабочем режиме, вызванных этими отклонениями.

- ♦ Расчет наработки на отказ и принятие решения о возможности дальнейшей эксплуатации изделия.

При их реализации часто оказывается, что дефекты и локальные отклонения физических параметров не могут быть выявлены с необходимой для дальнейших расчетов точностью. Этот вывод относится и к таким трудоемким и дорогостоящим методам контроля, как высокоточная компьютерная томография.

При использовании теплового метода контроля режим процедуры контроля может сильно отличаться от рабочего режима, однако при этом дефекты вызывают отклонения температуры в тех же самых локальных областях лопатки. Это позволяет исключить этап определения отклонений точных значений физических параметров, вызывающих тот или иной перегрев, из стандартного сценария. Вместо этого мы будем определять на основе результатов контроля (измерения температурного распределения на поверхности лопатки) распределение обобщенных теплофизических параметров, таких как эффективный коэффициент теплоотдачи, интегральная теплоемкость и тому подобное. Они и позволят рассчитать перегрев лопатки при эксплуатации в рабочем режиме.

5.2. Относительный критерий качества охлаждения лопаток

Ранее мы рассматривали в качестве измеряемых параметров, в основном, геометрические особенности внутренней структуры. Если пойти по этому пути, то на первом этапе контроля необходимо определить глубину залегания каналов, их ширину, состояние поверхности и тому подобное. Однако эти параметры являются лишь промежуточными данными для последующего расчета качества охлаждения лопатки. Поэтому для строгого решения поставленной задачи необходимо использовать теорию подобия. Однако, при этом одним из основных препятствий оказывается различный характер сверхзвукового обтекания лопатки при ее эксплуатации и потоков

с дозвуковыми скоростями, возникающими при контроле. В связи с этим мы используем приближения, позволяющие исключить пересчет от параметров дозвуковых потоков к параметрам сверхзвукового обтекания. Нас будут интересовать, в первую очередь, малые отклонения от номинальных режимов. Это связано с тем, что большие перегревы и градиенты свидетельствуют о наличии закритических дефектов и требуют отбраковки изделия. Кроме того, мы рассмотрим только стационарный режим эксплуатации лопаток.

При расчете охлаждения лопатки основным критерием его эффективности является значение коэффициента теплоотдачи на стенках внутренних каналов. Другим существенным фактором является толщина стенок лопатки и сечение каналов. Для совместного их учета требуется совместное решение численными методами трехмерных теплофизических задач теплопроводности и газовой динамики [9].

Нами предложена модель, в которой оба эти фактора связаны с граничным условием для однородного металлического слоя постоянной толщины. Для определения параметров этого граничного условия по результатам тепловизионного контроля поверхности лопатки использован метод тепловой пространственной передаточной функции. Алгоритм адаптирован к таким известным методам теплового контроля, как «продувка», «тепловая волна», тепловая импульсная томография [10], а также к оригинальному методу проекционной динамической тепловой томографии [7].

Полученные в результате контроля распределение эффективного коэффициента охлаждения на заданной глубине и его отклонения от номинальных значений позволяют рассчитать в линейном приближении и эффективность охлаждения в рабочем режиме эксплуатации. Такая возможность связана с тем, что в рамках теории возмущений малые отклонения физических параметров лопатки могут быть учтены в линейных членах разложения точного решения термодинамической задачи, как в режиме контроля, так и в режиме эксплуатации. Это означает, что для расчета локальных перегревов лопатки в этом случае достаточно знать относительные величины отклонений эффективного коэффициента теплоотдачи. А они, в свою очередь, совпадают, с точностью до коэффициента (близкого к 1), с относительными отклонениями этого критерия, полученными в режиме контроля. Таким образом, в предложенном нами варианте теплового контроля качества охлаждения лопаток процедура сводится к следующей последовательности шагов:

* Создание нестационарных тепловых потоков в лопатке одним из известных методов или их комбинацией.

* Измерение динамического распределения температуры на поверхности лопатки.

* Расчет распределения эффективного коэффициента теплоотдачи на виртуальной поверхности слоя заданной толщины.

* Определение относительных отклонений в распределении этого коэффициента от номинального распределения эталонной лопатки.

* Пересчет этих относительных отклонений для рабочего режима с учетом предварительно рассчитанного поправочного коэффициента.

* Оценка ожидаемых перегревов и остаточного ресурса лопатки.

Отметим, что последние два этапа требуют не только тщательного моделирования рабочего режима, но и детального анализа возникающих при этом механических напряжений. Их можно отнести, скорее, к процедуре принятия решений. В данной работе мы их не рассматриваем.

5.3. Обобщенная теплофизическая модель системы охлаждения лопаток

Подповерхностная структура охлаждаемой лопатки может быть представлена как тонкая орعбренная пластина. Как правило, ширина выступов и их глубина сравнимы с толщиной пластины (рис. 4(a)).

Для анализа качества охлаждения стенки лопатки определим значение эффективного коэффициента теплоотдачи в сечении (А-А), проходящем по гра-

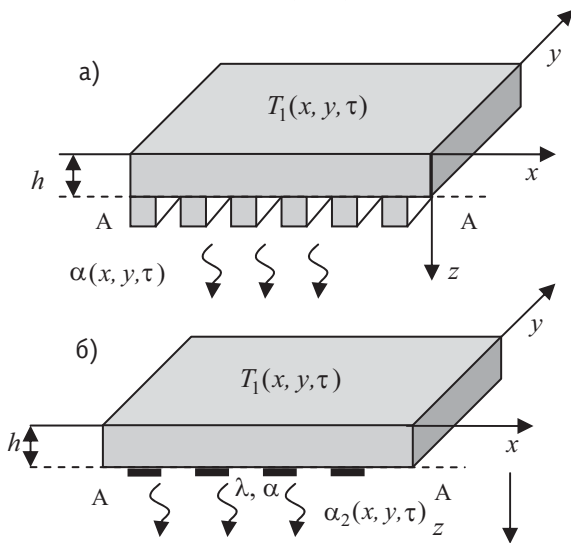


Рис.4. а) Теплофизическая модель половины лопатки
 б) Эквивалентная модель однородного подповерхностного слоя в охлаждаемых лопатках
 Fig.4. a) Thermophysical model of half of the blade
 b) The equivalent model of homogeneous subsurface layer the cooled blades

нице пазов (или несколько выше). В этом случае мы получаем обратную граничную задачу для однородной пластины с известной толщиной h и ТФХ λ, α (рис. 4б). Определив функцию $\alpha_2(x, y, \tau)$, мы получаем информацию, достаточную для оценки эффективности охлаждения пластины. Решая уравнение теплопроводности в однородной пластине методом пространственных тепловых передаточных функций [11], мы связали пространственно-временные спектры функций распределения температуры $T_1(x, y, \tau)$, $T_2(x, y, \tau)$ и соответствующих $q_1(x, y, \tau)$, $q_2(x, y, \tau)$ на двух поверхностях пластины с помощью тепловой передаточной матрицы

$$\begin{bmatrix} \tilde{T}_2(w_x, w_y, w) \\ \frac{1}{k\lambda} \tilde{q}_2(w_x, w_y, w) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \cos(kh) & -\sin(kh) \\ \sin(kh) & \cos(kh) \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \tilde{T}_1(w_x, w_y, w) \\ \frac{1}{k\lambda} q_1(w_x, w_y, w) \end{bmatrix}, \quad (11)$$

где $\tilde{T}_1, \tilde{T}_2, \tilde{q}_1, \tilde{q}_2$ — пространственно-временные спектры, полученные в результате Фурье-преобразования соответствующих распределений температуры и теплового потока на обеих поверхностях однородной пластины, $k^2 = -i \cdot w / a - w_x^2 - w_y^2$.

(а) Метод «продувки»

При проведении процедуры «продувки» холодным воздухом предварительно нагретой лопатки эффективное значение коэффициента теплоотдачи $\alpha_2(x, y, \tau)$ со стороны пазов достигает 10^3 Вт/м² К. Пренебрегаем теплоотдачей в окружающую среду с противоположной стороны (будем полагать $q_1(x, y, \tau) = 0$). Тогда температурное распределение на внешней поверхности лопатки $T_1(x, y, \tau)$ позволяет однозначно определить как температурное распределение, так и тепловой поток в сечении А-А. Проведя обратное преобразование Фурье $f(x, y, \tau) = F^{-1}[\tilde{f}(w_x, w_y, w)]$, мы можем определить искомую функцию как

$$\alpha_2(x, y, \tau) = \frac{F^{-1}[k\lambda \cdot \sin(kh) \cdot \tilde{T}_1(w_x, w_y, w)]}{F^{-1}[\cos(kh) \cdot \tilde{T}_1(w_x, w_y, w)]}. \quad (12)$$

Считая kh малым параметром и раскладывая $\sin(kh)$ и $\cos(kh)$ в степенные ряды, в первом приближении получаем тривиальный результат:

$$\alpha_2(x, y, \tau) = \frac{c\rho h \partial T_1 / \partial \tau - \lambda h \nabla^2 T_1}{T_1(x, y, \tau)}. \quad (13)$$

Фактически, это уравнение теплового баланса для элементарной приповерхностной ячейки толщиной h . В дальнейшем будем использовать безразмерные переменные $x' = x / h$, $\tau' = a \tau / h^2$ и $\alpha' = (\alpha h) / \lambda$. Тогда дифференциальный оператор для нахождения

эффeктивного значення безрозмерного коеффіцієнта теплоотдачи на глубинe h приймаєтe вид:

$$\alpha_2'(x, y, \tau) = \frac{q_2(x, y, \tau)}{T_2(x, y, \tau)} \cdot \frac{h}{\lambda} \approx \frac{\dot{A}T_1 - (1/6)\dot{A}^2T_1 + (1/120)\dot{A}^3T_1 - \dots}{T_1 - (1/2)AT_1 + (1/24)\dot{A}^2T_1 - (1/720)\dot{A}^3T_1 + \dots}, \quad (14)$$

где оператор $\dot{A} \equiv \partial / \partial \tau - \nabla^2$ записан для безрозмерных переменных. Отметим, что, используя темп охлаждения поверхности

$$\eta = 1/T_1 \cdot (\partial / \partial \tau)T_1 \quad (15)$$

для оценки качества охлаждения [6], мы пренебрегаем как толщиной пластины, так и эффектом растекания тепла в ней. Поэтому использование параметра эффективного коэффициента теплоотдачи $\alpha_2(x, y, \tau)$, рассчитанного по одному из приближений (15), может дать уточненную информацию о качестве охлаждения и параметрах дефектных зон. В частности, уже первая поправка к параметру η , полученная без учета растекания тепла, дает новый критерий:

$$\alpha_2' = (\eta h^2/a) / (1 - \eta h^2/a). \quad (16)$$

Его использование позволяет производить «фокусировку» термографических данных, подбирая параметр толщины слоя для получения наиболее четкого изображения каналов.

(б) Метод тепловой импульсной томографии

В случае нагрева поверхности лопатки однородным и гармоническим потоком $Q_1(\tau) = Q_1 \cdot \exp(iw\tau)$ с частотой w , эффективный коэффициент теплоотдачи на глубине h может быть рассчитан как

$$\alpha_2'(x, y) \approx \frac{Q_1 \left(1 - \frac{1}{2} + \dots\right) + (1 - \alpha_1') \dot{A}T_1 - \left(\frac{1}{6} - \frac{\alpha_1'}{24}\right) \dot{A}^2T_1 + \dots}{Q_1 + (1 + \alpha_1')T_1 - \left(\frac{1}{2} + \frac{\alpha_1'}{6}\right) \dot{A}T_1 + \left(\frac{1}{24} + \frac{\alpha_1'}{120}\right) \dot{A}^2T_1 - \dots}, \quad (17)$$

где $\dot{A} \equiv iw' - \nabla^2$, $w' = wh^2/a$ — безразмерная частота теплового воздействия, α_1' — безразмерный коэффициент теплоотдачи на нагреваемой поверхности. Целесообразность выбора одного из приближений для расчета $\alpha_2'(x, y)$ определяется с учетом таких факторов, как уровень шумов, чувствительность тепловизора, априорная информация о характере неоднородностей и дефектов и тому подобное.

(в) Метод проекционной динамической тепловой томографии (ПДТТ)

В ПДТТ создаются нестационарные тепловые потоки в различных направлениях [7]. Таким образом формируются динамические тепловые проекции на наблюдаемую поверхность. Формирование объемного изображения внутренней структуры объекта достигается за счет использования специальных

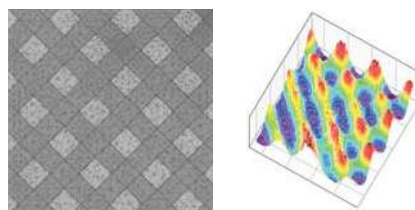


Рис. 5. а) структура каналов в конечно-элементной модели лопатки; б) изображение реконструированного профиля структуры внутренних каналов. Fig. 5. a) Channel structure in the finite element model; b) The image of the reconstructed profile of the internal channel structure.

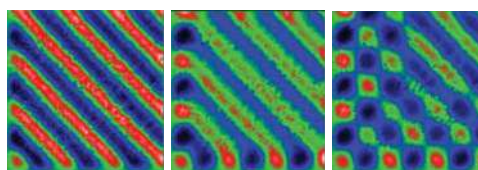


Рис. 6. Серия результатов реконструкции двух слоев каналов в лопатке ТВД с плавным переходом глубины «фокусировки» от верхнего к нижнему слою Fig. 6. A series of results of reconstruction of two layers of channels in the blade with a smooth transition of the depth of «focusing» from the upper to the lower layer

алгоритмов реконструкции, на основе рассмотренной выше модели (рис. 5).

Дополнительный алгоритм оптимизации и варьирования параметров алгоритма реконструкции позволяет «фокусировать» изображение на разной глубине в объекте контроля (рис. 6).

5.4. Практическая реализация контроля качества охлаждения лопаток

Установка «ThermoTom» реализует новый способ теплового неразрушающего контроля охлаждаемых лопаток турбин авиационных двигателей. В отличие от известных методов в ней используется комбинация методов термостатирования, продувки, тепловой волны. При этом используется информация как о поперечных (по отношению к поверхности лопатки), так и продольных тепловых потоках. Также в алгоритме обработки анализируются все фазы нагрева или охлаждения (начальная, регулярная и стационарная). Использование метода проекционной динамической тепловой томографии в некоторых случаях позволяет дополнительно выявлять геометрические особенности внутренней структуры лопаток. Использование методов алгоритмической теории информации для регуляризации решения обратной некорректной задачи позволяет существенно (в несколько раз) повысить информативность контроля [12]. Основным результатом контроля является выявление дефектных зон охлаждения, их

локализация с высокой точностью, оценка дефектности и расчет интегрального параметра качества охлаждения. Последний позволяет сделать вывод о пригодности лопатки к эксплуатации.

Файл отчета содержит информацию о спецификации лопатки (серия, заводской номер и тому подобное); фото лопатки с обеих сторон в видео и ИК формате с указанием мест возможных нарушений качества теплозащитного покрытия; результат обработки данных измерения по специальному алгоритму с указанием локальных зон нарушения качества охлаждения; интегральную оценку качества охлаждения и вывод о пригодности лопатки (по согласованию с заказчиком и с учетом тестовых испытаний).

Метрологические параметры контроля:

► Локализация дефектных зон системы охлаждения лопатки на поверхности — не хуже 5 % от баритов лопатки.

► Оконтуривание дефектных зон на уровнях: 5, 10 и 15 % от параметров эталонной лопатки.

► Погрешность определения интегрального параметра качества охлаждения не хуже 2,5 % от эталонного.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Предложенный нами подход, основанный на алгебраической теории информации (теории «сложности» [13]) позволяет обобщить такие фундаменталь-

ные понятия теории измерений, как закономерность и случайность, и формализовать их. В этом подходе любые закономерности, выявленные в результатах прямых наблюдений или измерений, могут быть рассмотрены как объективные свойства наблюдаемого объекта. При этом случайная часть описания этих результатов характеризует степень неопределенности выявленных закономерностей. В результате применения информационно-алгебраического метода описания результатов измерений удаётся заложить основы метрологии томографических исследований. При стандартном подходе к описанию и анализу прямых измерений это зачастую оказывается невозможным.

Предложенная методика реализована в задачах тепловой томографии. Разработаны модели описания как стандартных томографических процедур, так и оригинального метода проекционной динамической тепловой томографии. Предварительные эксперименты показали, что разрешающая способность метода может быть увеличена в несколько раз, по сравнению со стандартными подходами к обработке результатов. На этой основе разработана установка для неразрушающего контроля охлаждаемых лопаток турбин авиационных двигателей. Ее метрологические характеристики, оцененные по новой методике, соответствуют требованиям производства.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННОЙ ЛИТЕРАТУРЫ / REFERENCES

- 1 X.P.V. Maldague, T.S. Jones, H. Kaplan, S. Marinetti and M. Prystay, Handbook, Infrared and Thermal Testing, Volume 3. Columbus, Ohio, ASNT Press, 2001.
- 2 Захаров И.П., Кукуш В.Д. Теория неопределенности в измерениях / — X: Консум, (I.P. Zakharov, V.D. Kukush Theory of uncertainty in measurements / — X.: Consum) 2002. — 256 с/р.
- 3 А.Г. Чумаков, С.В. Епифанов, А.В. Олейник, В.Е. Костюк, В.Г. Перетертов. Моделирование температурного состояния охлаждаемой турбинной лопатки с вихревой матрицей в процессе тепловой дефектоскопии // Авиационно-космическая техника и технология: науч.-техн. журн. — (A.G. Chumakov, S.V. Epifanov, A.V. Oleinik, V.E. Kostyuk, V.G. Peretertov. Modeling of the temperature state of a cooled turbine blade with a vortex matrix in the process of a thermal defectometry // Aviation and space technology and technology: scientific-technical. journal) 2006. — № 8(34). — С/Р. 124—128.
- 4 Гоппа В.Д. Введение в алгебраическую теорию информации / — М.: Наука. Физматлит, (Goppa V.D. Introduction to the algebraic theory of information. : Nauka. Fizmatlit) 1995. — 112 с/р.
- 5 Мельник С.И. Теоретико-информационный подход к анализу измерительных данных и оценке их неопределенности / С.И. Мельник // Системи обробки інформації: зб. наук. пр. — X.: ХУПС, (S.I. Melnik, Theory-informational approach to the analysis of measurement data and estimation of their uncertainty // Sistemi obrobki informatsii: — Kh.: KUWF) 2009. — Вып. 5 (79). — С/Р. 89—92.
- 6 Мельник С.И. Неопределенность и точность измерений как параметры оптимального описания результатов наблюдений / С.И. Мельник // Системи обробки інформації. (S.I. Melnik, Uncertainty and accuracy of measurements as parameters of the optimal description of the results of observations. / SI Melnik // Sistemi obrobki informatsii.) — 2010. — № 4. — С/Р. 56—62.
- 7 S.I. Melnyk, S.S. Melnyk and I.G. Tuluzov. Method of projection dynamic thermal tomography (PDTT) // QIRT-2012-308
- 8 С.И. Мельник, С.С. Мельник, Реконструкция изображений с крупной неоднородной дискретностью // Радиофизика и электроника. (S.I. Melnyk, S.S. Melnik, Reconstruction of images with large nonuniform discreteness // Radiophysics and Electronics.) — 2016. — Т. 7 (21), № 1. — С/Р. 77—84.
- 9 С.В. Епифанов, А.В. Олейник, В.Г. Перетертов, А.Г. Чумаков. Исследование регулярного режима в охлаждаемой лопатке турбины // Авиационно-космическая техника и технология: науч.-техн. журн. (S.V. Epifanov, A.V. Oleinik, V.G. Peretortov, A.G. Chumakov. Investigation of a regular regime in a cooled turbine blade // Aviation and space technology and technology: scientific-technical. journal) — 2008. — № 8 (55). — С/Р. 121—124.
- 10 Vavilov V., Grinzato E., Bizon P., etc. Some New Ideas in Dinamic Thermal Tomography // QIRT-96^ Book of abstracts of Eurotherm Seminar, Stuttgart, Germany, 1996, p.D11p-D12p.
- 11 Мельник С.И. Теоретические и прикладные вопросы создания тепловой дефектометрии и томографии на основе метода тепловых передаточных функций: Дис. канд. техн. наук: 05.11.13 / Харьковский гос. технический ун-т радиоэлектроники. — X., (Melnik S.I. Theoretical and applied problems of creating thermal defectometry and tomography based on the method of thermal transfer functions: Dis ... Cand. tech. Sciences: 05.11.13 / The Kharkov National Technical University of Radio Electronics. — Kh.) 1996. — 176 с/р.
- 12 Melnyk S. Thermal tomography on the basis of an information method // QIRT 2004-028, C.6.1. — C.6.6.
- 13 Kolmogoroff A.N. Logical basis for information theory and probability theory / A.N. Kolmogoroff // IEEE Trans. Inform. Theory. — 1968. — Vol. IT-14. — P. 662—664. 3.

Отримано / received: 09.10.2017.

Стаття рекомендована до публікації д.т.н., проф. І.П. Захаровим (Україна).
Prof. I.P. Zacharov, D. Sc. (Techn.), Ukraine, recommended this article to be published.

УДК 519.23+519.25

НОВИЙ СПОСІБ ОЦІНЮВАННЯ ЗБІГУ РЕЗУЛЬТАТІВ ТЕОРЕТИЧНИХ ТА ЕКСПЕРИМЕНТАЛЬНИХ ДОСЛІДЖЕНЬ

М. Подригало, доктор технічних наук, професор, завідувач кафедри,

О. Ісакова, аспірант,

Харківський національний автомобільно-дорожній університет (ХНАДУ),

А. Коробко, кандидат технічних наук, провідний науковий співробітник,

Український науково-дослідний інститут прогнозування і випробування техніки і технологій для сільськогосподарського виробництва імені Леоніда Погорілого, Харківська філія

Запропоновано новий спосіб оцінювання збігу теоретичних та експериментальних даних на основі методів математичної статистики, використовуючи як показник ймовірність, з якою збігаються теоретичні й експериментальні дані (probability coincidence). Зазначений показник засновано на припущенні, що теоретичні й експериментальні дані розподілені нормально, а теоретичний розподіл змінюється в межах невизначеності (абсолютної похибки) вимірювання досліджуваного параметра. Мета статті — підвищення точності оцінювання відповідності (адекватності) теоретичних моделей експериментальним даним. Розроблений показник дозволяє провести кількісне оцінювання адекватності математичної моделі даним експерименту. Зазначений показник ураховує величину невизначеності (абсолютної похибки) вимірювання показників, що входять до математичної моделі. Фізична суть запропонованого показника — ймовірність, з якою теоретичний розподіл збігається з експериментальним.

The article on the basis of mathematical statistical methods, proposed the whole new way of estimation of coincidence for theoretical and experimental data. The probability of coincidence of theoretical and experimental data used for the indicator (probability coincidence). Theoretical and experimental data is normally distributed, it is simplifying for the indicator. Simplifying assumption that the theoretical distribution varies of uncertainty (of absolute error) of the investigated parameter. The article aims at improving the accuracy of estimates of compliance (adequacy) of data models theoretical and experimental. An indicator that is developed provides an opportunity to assess the adequacy of the mathematical model to the data of the experiment quantitatively. It takes into account the magnitude of the uncertainty (absolute error) metrics that are included in the mathematical model. The physical essence of the proposed measure is the probability with which the theoretical distribution is consistent with the experimental distribution. Figure — 2. References — 11.

Ключові слова: збіг результатів, теоретичне дослідження, експериментальне дослідження, ймовірність, вимірювання.

Keywords: Coincidence of results, theoretical research, experimental research, probability, measurement.

Під час проведення експериментальних досліджень характеристик якості будь-якої продукції важливим є питання визначення, наскільки отримані експериментальні дані збігаються з теоретичними. Інакше, наскільки експериментальний розподіл даних відповідає теоретичному. Розв'язання зазначених задач базується на основних положеннях теорії ймовірності та математичної статистики.

У статті запропоновано новий спосіб оцінювання збігу теоретичних і експериментальних даних на основі методів математичної статистики, за використання як показник ймовірність, з якою збігаються теоретичні й експериментальні дані. Зазначений показник засновано на припущенні, що теоретичні й експериментальні дані розподілені нормально, а теоретичний розподіл змінюється в межах невизначеності вимірювання досліджуваного параметра.



М. Подригало



О. Ісакова



А. Коробко

Питанню дослідження збігу теоретичних та експериментальних розподілів присвячено значну кількість робіт, як фундаментальних посібників із теорії ймовірності та теорії експерименту [1—3], так і публікацій із вирішення окремих приватних задач [4—6]. Проте, потрібно відзначити, що до сьогодні у наявній літературі немає єдиного підходу до термінів і визначень із цього питання [7]. У зв'язку з цим виникають розбіжності у трактуванні окремих понять.

Детальний аналіз показників і критеріїв для встановлення відповідності теоретичного розподілу експериментальному здійснено у роботі [8]. Вони мають назву «критерії погодження». Це критерії Пірсона χ^2 , Колмогорова-Смірнова, Крамера-фон Мізера-Смірнова, Андерсена-Дарлігна, Купера й інші. Також, для перевірки адекватності математичної моделі даним експерименту, застосовують критерій на основі співставлення дисперсії відтворюваності середнього значення функції відгуку і дисперсії адекватності [9].

Окрім зазначеного, у роботі [10] запропоновано універсальну функцію густини ймовірності. Проте вона є достатньо складною для практичного застосування. У роботі [11] для вирішення завдання підвищення точності прогнозування надійності запропоновано показник, за яким аналізується лише та ділянка емпіричної кривої, яка характеризує кількість бракованих деталей, тобто кінець гілки.

Кожний із розглянутих критеріїв має свою сферу застосування. Проте, як спільний недолік можна виділити те, що вони потребують наявності великої вибірки (від 50, а в окремих випадках від 300 спостережень). Наявні критерії не повною мірою дають відповідь на питання, наскільки у кількісному відді збігаються теоретичні й експериментальні дані. Також до недоліку можна віднести те, що наявні критерії враховують метрологічні характеристики вимірювань інтегрально, тобто під час оцінювання збігу розподілів окремо не розглядається невизначеність або похибка, з якою проводяться вимірювання.

Мета статті — підвищення точності оцінювання відповідності (адекватності) теоретичних моделей експериментальним даним. Для досягнення поставленої мети необхідно вирішити завдання розроблення показника, за яким можна у кількісному відді оцінити, наскільки збігаються теоретичні й експериментальні дані (ймовірність адекватності математичної моделі даним експерименту).

РЕЗУЛЬТАТИ ДОСЛІДЖЕННЯ

Для вирішення поставленого завдання скористаємося оцінюванням ймовірності рівності нулю різниці між значеннями величин, отриманих теоретич-

ним і експериментальним шляхом. Розглядаючи результати теоретичного та експериментального дослідження як випадкові величини, результат представимо у виді композиції цих величин:

$$|\bar{y}_T - \bar{y}_e| = k_p \sigma_{\text{ком}}, \quad (1)$$

де \bar{y}_T, \bar{y}_e — математичне очікування (оцінки) результатів теоретичного та експериментального визначення (вимірювання) параметра y відповідно; k_p — квантиль нормального розподілу композиції випадкових величин; $\sigma_{\text{ком}}$ — середньоквадратичне відхилення композиції випадкових величин.

У процесі проведення дослідження припустимо, що розподіли y_T і y_e підпорядковуються нормальному закону. Це дає право розглядати нормальний закон розподілу композиції випадкових величин ($y_T - y_e$).

Експериментальні дані описуються (як зазначалося вище) нормальним законом розподілу

$$f(y_e) = \left(C / \sigma_{y_e} \sqrt{2\pi} \right) e^{-\frac{(y_e - \bar{y}_e)^2}{2\sigma_{y_e}^2}}, \quad (2)$$

де C — коефіцієнт, що використовується під час приведення нормального закону до усіченого нормального закону; σ_{y_e} — середнє квадратичне відхилення оцінювального параметра, отримане за експериментальних досліджень; y_e — значення оцінювального параметра, отримане експериментально.

Теоретичні значення оцінювального показника є функцією деяких величин, що входять до виразу для його отримання:

$$y_T = f(X \pm U_X), \quad (3)$$

де $X = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$ — множина значень величин, що входять до виразу для визначення теоретичного значення оцінювального показника y ; $U_X = \{U_{x1}, U_{x2}, \dots, U_{xn}\}$ — множина значень розширених невизначеностей (граничних меж абсолютних похибок), з якими вимірюються показники X , що входять до виразу для визначення оцінювального параметра y ; n — кількість величин, що входять до виразу для визначення оцінювального показника y .

Отже, можна зробити висновок, що теоретичне значення величини оцінювального показника y змінюється в межах $y_T = [-U_y; +U_y]$, де U_y — розширена невизначеність (межа абсолютної похибки) вимірювання показника y .

Значення U_y може бути взято із апріорних даних, свідчення про калібрування або паспорта засобу вимірювальної техніки (за прямих вимірювань), установлене в нормативному документі на метод вимірювань (випробувань) тощо.

Математичне очікування \bar{y}_T теоретичного значення величини оцінювального параметра дорівнюватиме його теоретичному значенню y_T :

$$\bar{y}_T = y_T. \quad (4)$$

Максимальне $y_{T \max}$ і мінімальне $y_{T \min}$ теоретичного значення оцінювального показника визначаються, відповідно

$$y_{T \max} (y_{T \min}) = \bar{y}_T \pm U_y. \quad (5)$$

Застосовуючи правило «трьох сигм», визначимо середньоквадратичне відхилення випадкової величини y_T :

$$\sigma_{y_T} = (y_{T \max} - y_{T \min})/6, \quad (6)$$

або, з урахуванням (5),

$$\sigma_{y_T} = U_y/3. \quad (7)$$

Як видно із виразу (7), за розрахунку відхилення теоретичної моделі необхідно знати лише значення невизначеності або абсолютної похибки вимірювання досліджуваного параметра.

Середньоквадратичне відхилення композиції випадкових величин

$$\sigma_{\text{комп}} = \sqrt{\sigma_{y_T}^2 + \sigma_{y_e}^2}. \quad (8)$$

Із (1) знайдемо k_p з урахуванням (7)

$$k_p = |\bar{y}_T - \bar{y}_e| / \sqrt{U^2/9 + \sigma_{y_e}^2}. \quad (9)$$

Показник k_p характеризує ймовірність, з якою теоретична модель не відповідає експериментальній. Для визначення ймовірності, з якою теоретична модель відповідає експериментальній, необхідно знайти величину, обернену k_p :

$$p_c = 1 - k_p. \quad (10)$$

Показник p_c (*probability of coincidence*) показує, яка частина теоретичного розподілу збігається з експериментальним і може виражатися в безрозмірних одиницях або в процентах за умови:

$$P_c = p_c \cdot 100\%. \quad (11)$$

Показник p_c змінюється в таких межах:

- $p_c = [-\infty; 0]$ — результати теоретичних і експериментальних досліджень не збігаються повністю;
- $p_c = (0; 1)$ — результати теоретичних і експериментальних досліджень збігаються частково;
- $p_c = [1]$ — результати теоретичних і експериментальних досліджень збігаються повністю.

Під час проведення наукових досліджень, розроблення нових методів випробувань й їх моделей тощо, на початковому етапі дослідження, достатнім можна вважати збігання на рівні $p_c = [0,8; 1]$. Надалі результат може уточнюватися залежно від вимог і потреб. Графічну інтерпретацію показника p_c подано на рис. 1.

У результаті імітаційного моделювання (рис. 2) отримано вид поверхні, за якою розподіляються значення показника p_c за різних значень величин різниці математичного очікування (1) і середньоквадратичного відхилення композиції законів розподілу (8). Моделювання виконувалося з використанням простих чисел від 0 до 100:

- $[0; 0,1]$ з інтервалом 0,01;

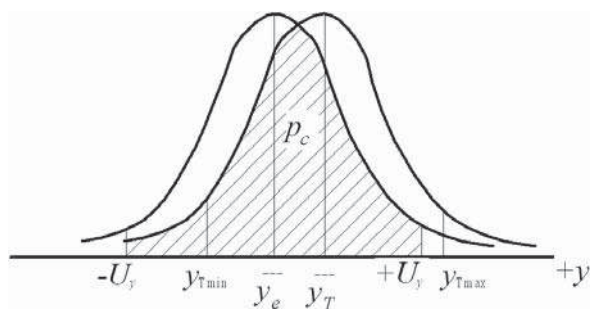


Рис. 1. Графічна інтерпретація показника збігу теоретичних й експериментальних даних
Fig. 1. Interpretation graphical of data theoretical and experimental on the coincidence

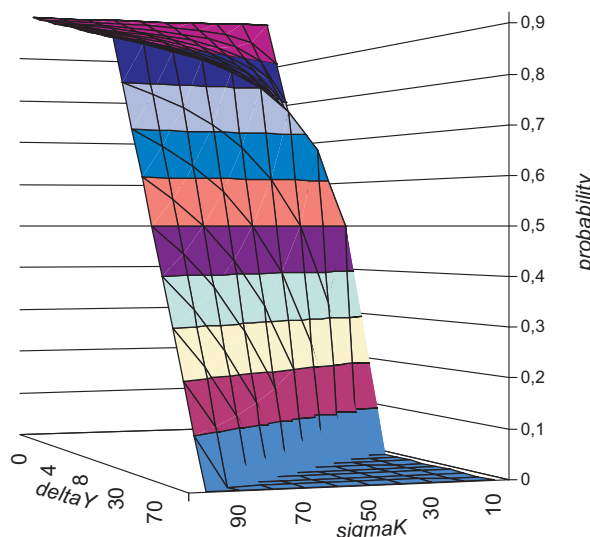
- $[0; 1]$ з інтервалом 0,1;
- $[0; 10]$ з інтервалом 1;
- $[0; 100]$ з інтервалом 10.

Аналізуючи графік на рис. 2, можна зробити такі висновки:

* за $\text{deltaY} > \text{sigmaK}$ (рис. 2) значення p_c набуває від'ємних значень, що свідчить стосовно повного незбігання результатів теоретичних й експериментальних досліджень;

* за умови $\text{sigmaK} \gg \text{deltaY}$ (на порядок і більше) (рис. 2) результати теоретичних і експериментальних досліджень збігаються з $p_c = [0,8; 1]$;

* за умови $\text{sigmaK} \approx \text{deltaY}$ (рис. 2), значення p_c зменшується від 1 до 0 зі збільшенням різниці



probability — (p_c) ймовірність збігу результатів досліджень / probability coincidence of result research;
 sigmaK — ($\sigma_{\text{комп}}$) середньоквадратичне відхилення композиції законів розподілу (8) / the standard deviation for the composition of the distribution laws;
 deltaY — ($y_m - y_e$) різниця математичних очікувань (1) / difference of expectations (1)

Рис. 2. Результати моделювання збігу теоретичних і експериментальних даних

Fig. 2. Result evaluation of coincidence for theoretical and experimental research

математичних очікувань ($y_t - y_c$), що свідчить, відповідно, стосовно зменшення ймовірності збігу результатів теоретичних і експериментальних досліджень.


ВИСНОВКИ

Розроблений показник p_c (*probability of coincidence*) збігу теоретичних й експериментальних даних дозволяє провести кількісне оцінювання адекватності теоретичної математичної моделі даним експерименту. Зазначений показник ураховує величину невизначеності (абсолютної похибки) вимірювання показників, що входять до математичної моделі. Фізична суть запропонованого показника — ймовірність, з якою теоретичний розподіл збігається з експериментальним.

Подальшого дослідження потребують питання аналізування потужності запропонованого показника залежно від того, що вибирається для оцінювання точності вимірювання величин, які входять до математичної моделі (невизначеність або абсолютна похибка вимірювання).

Подальшого дослідження потребують питання аналізування потужності запропонованого показника залежно від того, що вибирається для оцінювання точності вимірювання величин, які входять до математичної моделі (невизначеність або абсолютна похибка вимірювання).

СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ / REFERENCES

1. Рекомендации по стандартизации. Прикладная статистика. Правила проверки согласия опытного распределения с теоретическим. Часть I. Критерии типа хи-квадрат : Р 50.1.033-2001. [Дата введения 2002-07-01]. — М. : Изд-во стандартов (Applied statistics. Rules of check of experimental and theoretical distribution of the consent. Part I. Goodness-of-fit tests of a type chi-square : R 50.1.033-2001. [Date of introduction 2002-07-01]. — М. : Publishing Standards), 2002. — 87 с/р. (Рекомендации / Recommendations).
2. Налимов В.В. Теория эксперимента / В.В. Налимов. — М. : Наука (Nalimov V.V. The theory of experiment / V.V. Nalimov. — М. : Science), — 1971. — 208 с/р.
3. Надежность и эффективность в технике. Т. 6. Экспериментальная отработка и испытания. — М. : Машиностроение (Reliability and efficiency in engineering. R. 6. Experimental and testing. — М. : Mechanical Engineering), — 1989. — 320 с/р.
4. Greenwood, P.E., Nikulin, M. S. (1996). A guide to chi-squared testing. New York : John Wiley & Sons, 280 p.
5. Лемешко Б.Ю. Сравнительный анализ мощности критериев согласия при близких конкурирующих гипотезах. I. Проверка простых гипотез / Б.Ю. Лемешко, С.Б. Лемешко, С.Н. Постовалов // Сибирский журнал индустриальной математики (Lemeshko B.Yu. Comparative analysis of the power of the agreement criteria for close competing hypotheses. I. Verification of simple hypotheses / B.Yu. Lemeshko, S.B. Lemeshko, S.N. Postovalov // Siberian Journal of Industrial Mathematics). — 2008. — Т/І. 11. — № 2 (34). — С/Р. 96—111.
6. Лемешко Б.Ю. Сравнительный анализ мощности критериев согласия при близких конкурирующих гипотезах. II. Проверка сложных гипотез / Б.Ю. Лемешко, С.Б. Лемешко, С.Н. Постовалов // Сибирский журнал индустриальной математики (Lemeshko B. Yu. Comparative analysis of the power of the agreement criteria for close competing hypotheses. II. Verification of complex hypotheses / B.Yu. Lemeshko, S.B. Lemeshko, S.N. Postovalov // Siberian Journal of Industrial Mathematics). — 2008. — Т/І. 11. — № 4 (36). — С/Р. 78—93.
7. Фундаментальные проблемы теории точности / [Под ред. В.П. Булатова, И.Г. Фридлендера]. — СПб. : Наука (Fundamental problems of the theory of accuracy / [Ed. V.P. Bulatov, I.G. Friedlander]. — St. Petersburg : The science), — 2001. — 504 с/р.
8. Лемешко Б.Ю. Статистический анализ данных, моделирование и исследование вероятностных закономерностей. Компьютерный подход. Монография. / Б.Ю. Лемешко, С.Б. Лемешко, С.Н. Постовалов, Е.В. Чимитова. — Новосибирск : Изд-во НГТУ (Lemeshko B.Yu. Statistical analysis of data, modeling and investigation of probability regularities. The computer approach. Monograph. / B.Yu. Lemeshko, S.B. Lemeshko, S.N. Postovalov, E.V. Chimitova. — Novosibirsk : NSTU Publishing House), — 2011. — 888 с/р.
9. Славутский Л.А. Основы регистрации данных и планирования эксперимента. Учебное пособие / Л.А. Славутский. — Чебоксары : Изд-во ЧГУ (Slavutsky L.A. Basics of data recording and experiment planning. Textbook / L.A. Slavutsky. — Cheboksary : Publishing house of the State University of Cheboksary), — 2006. — 200 с/р.
10. Булатов В.П. Расчет точности машин и приборов / В.П. Булатов, И.Г. Фридлендер, А.П. Баталов и др. [Под общ. ред. В.П. Булатова и И.Г. Фридлендера]. — СПб. : Политехника (Bulatov V.P. Calculation of the accuracy of machines and devices / V.P. Bulatov, I.G. Friedlander, A.P. Batalov and others [Edd. V.P. Bulatov and I.G. Friedlander]. — St. Petersburg : Polytechnic), — 1993. — 495 с/р.
11. Басова Е.В. Новый аппарат оценки согласия эмпирического и теоретических распределений / Басова Е.В., Копылов Л.В., Петухов С.Л. // ААИ Автомобиле- и тракторостроение в России: приоритеты развития и подготовка кадров : 77-я Международная научно-техническая конференция МАМИ, 27—28 марта 2012 г. : материалы. — Москва (Basova E.V. New apparatus for estimating the agreement of empirical and theoretical distributions / Basova E.V., Kopylov L.V., Petukhov S.L. // AAI Automobile and tractor construction in Russia: development priorities and training : 77 International Scientific and Technical Conference MAMI, March 27—28, 2012 : materials. — Moscow), — 2012. — С/Р. 9—19. 

Отримано / received: 01.09.2017.

Стаття рекомендована до публікації д.т.н., проф. І.П. Захаровим (Україна).
Prof. I.P. Zakharov, D. Sc. (Techn.), Ukraine, recommended this article to be published.

УДК 681.586.773

ДОСЛІДЖЕННЯ ПОХИБОК ВИМІРЮВАЛЬНОГО КОНТРОЛЮ ТА УПРАВЛІННЯ МАТРИЧНИМ МЕТОДОМ

Й. Стенцель, доктор технічних наук, професор,

завідувач кафедри комп'ютерно-інтегрованих систем управління (КІСУ),

О. Поркуян, доктор технічних наук, професор кафедри,

К. Черкас, кандидат технічних наук, докторант кафедри,

К. Літвінов, аспірант кафедри,

Східноукраїнський національний університет імені Володимира Даля, м. Северодонецьк

За дослідження систем автоматичного контролю та управління вихідна координата може змінюватися як за часом, так і за впливними координатами, яких може бути декілька. Сучасна теорія похибок вимірювання, як правило, базується на інваріантно-автономному принципі дослідження похибок вимірювання. У реальних системах вимірювального контролю та управління мають місце похибки, що випливають за одночасної зміни як контролювального параметра, так і різних впливних параметрів, які містяться в межах, зумовлених технологічними вимогами. Для дослідження таких похибок вимірювання та управління пропонується метод інтегральної матриці, який дозволяє за результатами поточного контролю технологічних параметрів визначити похибку вимірювання, що призведе до підвищення якості роботи технологічного процесу. Суть методу полягає в тому, що дія контролювального параметра та впливних параметрів на вихідну координату надається відповідними гілками вимірювального перетворення, які об'єднуються в матрицю, а похибки вимірювання визначаються інтегральним методом як різниця площин дійсних та поточних значень вихідної координати.

In the study of automatic control and management, the output coordinate can vary both over time and perturbing coordinates, which can be beaten a lot. The modern theory of measurement errors, as a rule, is based on the invariant-autonomous principle of investigating measurement errors. Real measuring and control systems have errors that occur when the control parameter changes simultaneously, and various perturbing parameters, which are within the limits determined by technological conditions. To study such measurement and control errors, we propose a method of an integral matrix, which allows to determine the measurement error by the results of the current monitoring of technological parameters, leading to an increase quality of work technological process. The essence of the method is, that the action of the controlling parameter and perturbing parameters on the output coordinate is represented by the corresponding branches of the measurement transformation, which are combined into a matrix, and measurement errors are determined integrally by the difference of the volumes of the actual and current values of the output coordinate.

Ключові слова: вимірювання, похибка, параметр, інтеграл, матриця, перетворення, метод, функціонал, контроль, управління.

Keywords: measurement, error, parameter, integral, matrix, transformation, method, functional, control, management.

Технологічний процес, незалежно від галузі промисловості (хімічної, нафтопереробної, енергетичної, машинобудівної тощо), здійснюється згідно з регламентом, у якому наводяться фізичні параметри, притаманні тому чи іншому технологічному процесу, наприклад, температура, тиск, рівень, витрати, концентрації тощо. У технологічному регламенті ці параметри нормуються з відповідними відхиленнями у таких формах:

1. Указується дозволений діапазон зміни контрольованого фізичного параметра, наприклад, від «а» до «в» (рис. 1), де «а= $A-c_1$ » — мінімальне граничне значення технологічного параметра; «в= $A+c_2$ » — максимальне граничне значення параметра. У цьому разі номінальне значення контрольованого технологічного параметра є невідомим і може бути рівним як мінімально граничному значенню «а», так і максимально граничному значенню «в». У багатьох технологічних регламентах хімічної, нафтопереробної та машинобудівної галузей промисловості діапазон зміни фізичного параметра вказується у такій формі: — « $A+c_1$ » або « $A-c_2$ », де A — номінальне значення параметра; c_1, c_2 — допустимі граничні відхилення параметра « A ». Як правило, таке нормування допустимої зміни технологічного параметра є характерним для випадків, коли статична характеристика технологічного процесу (далі об'єкта вимірювального контролю — ОВК) є різко нелінійною або знизу, або зверху, як показано на рис. 1 (криві 1 і 3).

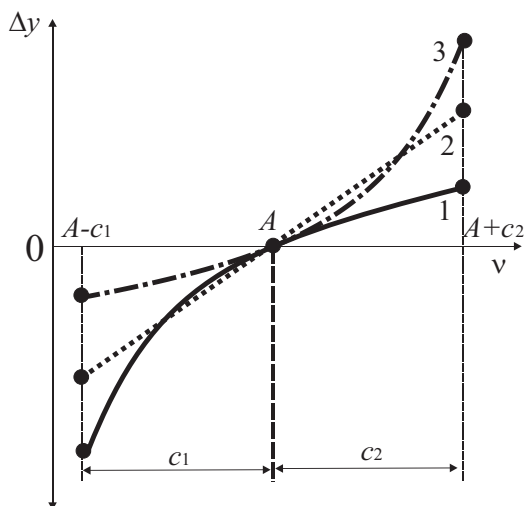


Рис. 1. Дозволений діапазон зміни технологічного параметра

Fig. 1. Allowed range of technological parameter change

2. Указується дозволений діапазон зміни контрольованого фізичного параметра у такий спосіб: $A_{-c_1}^{+c_2}$, де c_1 —нижня гранично дозволена зміна технологічного параметра «А», c_2 —верхня гранично дозволена зміна цього параметра. Якщо $c_1=c_2=c_0$, то цей дозволений діапазон зміни технологічного параметра записується у виді: $A_0 \pm c_0$, де A_0 —номінальне значення технологічного параметра. Якщо $c_1 \neq c_2$, то це свідчить, що статична характеристика є нелінійною. Якщо $c_1 > c_2$, то значна нелінійність статичної характеристики ОВК спостерігається за підвищення фізичного параметра технологічного процесу, а якщо $c_1 < c_2$, навпаки — нелінійність ОВК збільшується за зменшення цього параметра. Якщо $c_1 = c_2$, то приймається, що статична характеристика ОВК у гранично допустимому діапазоні вимірювального контролю є лінійною або квазілінійною.

На практиці ці гранично допустимі зміни тієї чи іншої фізичної величини, у визначеному в технологічному регламенті діапазоні нормальної роботи ОВК, контролюється за показаннями вимірювальних приладів (давачів), які мають свій діапазон вимірювання і характеризуються відповідною похибкою (абсолютною, відносною або приведеною до певного діапазону). Допустимі за технологічним регламентом діапазони зміни фізичного параметра ОВК можуть бути як дуже малими, так і дуже великими. Наприклад, у процесі конверсії природного газу у паровому риформінгу виробництва аміаку за номінальної температури конверсії $T_0 = 980$ °С допустиме граничне відхилення температури дорівнює ± 10 °С, що становить 1,02 % від номінального значення температури конверсії. Як відомо [1, 2], для вимірювального контролю температури $T_0 = 980$ °С не-

обхідно використати термометр з абсолютною похибкою, не меншою від 0,2 °С. З метою вирішення такого завдання діапазон вимірювання (ДВ) засобу вимірювального контролю (ЗВК) необхідно зменшити навколо номінального значення температури, яке дорівнює 980 °С. Як правило, ДВ установлюється в межах від 950 °С до 1000 °С і становить 50 °С, а граничне відхилення температури конверсії дорівнює 20 %, що дозволяє використовувати ЗВК з абсолютною похибкою вимірювання 4 °С. Рівень рідини в технологічних апаратах (випарних установках, ректифікаційних колонах, абсорберах, сепараторах, ємностях для зберігання рідких хімічних речовин і нафтопродуктів) є важливим фізичним параметром, за яким розраховуються не лише такі фізичні параметри, як маса, густина, кількість, але й визначається стабільність протікання технологічних процесів, У випадку виходу рівня за гранично допустимі межі, як правило, повинна спрацьовувати попереджувальна сигналізація, а у критичних ситуаціях — аварійне блокування.

Під час вимірювального контролю рівня рідини в технологічних апаратах можуть мати місце два варіанти:

- рівень рідини стабілізується на заданому регламентом значенні, наприклад, $L_0 \pm \Delta L$, де L_0 —номінальне значення рівня; ΔL —допустимо граничне відхилення рівня. У цьому випадку завдання зводиться до розглянутого вище;

- рівень рідини в апараті обмежується від деякого мінімального (наприклад, 20 %) до деякого максимального значення (наприклад, 80 %). У цьому випадку для поточного контролю рівня між нижнім (20 %) та верхнім (80 %) значеннями рівня використовується рівнемір з ДВ від 0 до 100 % з невисокою точністю, а для вимірювального контролю рівня в області граничних його значень (20 % і 80 %) повинні використовуватися ЗВК рівня з достатньо вузьким ДВ і високою точністю, оскільки вони призначені для формування попереджувальної сигналізації і у протиаварійних системах захисту (ПАЗ).

Мета статті — дослідження похибок вимірювання систем автоматичного контролю та управління технологічних об'єктів за одночасної зміни масиву впливних факторів.

ВИКЛАД ОСНОВНОГО МАТЕРІАЛУ

Оскільки для ЗВК, що використовуються в ПАЗ, мають достатньо невеликі ДВ і повинні мати достатньо низьку похибку вимірювання (ПВ), виникає завдання забезпечення високої точності спрацьовування ПАЗ, урахувавши, що на ЗВК впливають

як внутрішні, так і зовнішні впливні фактори. Особливо це стосується комп'ютерно-інтегрованих систем контролю та управління технологічним процесом (КІСКУ ТП), для яких важливим є точність спрацьовування попереджувальної сигналізації та аварійного блокування.

Відомо [3, 4], що зміна внутрішніх і зовнішніх факторів призводить до відхилення показання вимірювального параметра від його дійсного значення та появи додаткових похибок вимірювання (ДПВ). За збільшення (або зменшення) впливального фактора залежність вихідного сигналу y від зміни деякого впливального фактора v та вхідної вимірювальної величини x може бути як лінійною, так і нелінійною. Окрім того, може бути одночасна дія декількох впливних факторів, що призводить або до передчасного спрацьовування попереджувальної сигналізації, або до її значного запізнення, яке викликає аварійне блокування ОВК. У процесі вимірювання відповідний потенціал (тепловий, механічний, енергетичний чи концентраційний) перетворюється в електричний, механічний чи інший сигнали, у результаті чого на виході вимірювального каналу формується сигнал y_i , який, за відомих нормованих значень впливних факторів, приймається за дійсне значення вимірювального параметра. Один і той же зовнішній і внутрішній фактор може змінювати вихідний сигнал як одного, так і декількох перетворювальних ланок. Якщо за дії впливального фактора на одну перетворювальну ланку напрямком зміни її вихідного сигналу, як правило, є відомим, то за його одночасної дії на декілька перетворювальних ланок напрямком зміни вихідного сигналу вимірювального каналу може бути непередбачуваним (випадковим), що призводить до невизначеності дії попереджувальної сигналізації чи аварійного блокування ОВК.

Згідно з теорією реологічних переходів і перетворень [5, 6] процеси перенесення імпульсу потенціалу описуються таким градієнтним рівнянням:

$$k_{\varphi} \partial \varphi / \partial \theta = \operatorname{div} (D_{\varphi} \operatorname{grad} \varphi - k_{\varphi} v \varphi) + \gamma(t), \quad (1)$$

де φ — потенціал перенесення енергії, маси чи кількості руху; θ — час перенесення деякого потенціалу; k_{φ} — коефіцієнт; D_{φ} — ефективний коефіцієнт перенесення імпульсу енергії, маси та кількості руху; v — швидкість конвекційної складової руху; $\gamma(t)$ — швидкість виведення (стоку) перетвореного потенціалу із області реологічного переходу (у нашому випадку із перетворювальної ланки) за час t .

Процес перенесення теплової енергії від ОВК до її перетворювача (наприклад, теплової енергії середовища з температурою T до термопари)

описується таким градієнтним рівнянням:

$$c_p \rho \partial T / \partial \vartheta = \operatorname{div} (D_T \operatorname{grad} T - c_p \rho v_T T) + \gamma_T(t), \quad (2)$$

де ϑ — час перенесення теплової енергії; c_p , ρ — питома теплоємність і густина середовища; a — коефіцієнт температуропровідності середовища; v_T — швидкість конвекційної складової руху теплового потоку; $\gamma_T(t)$ — швидкість виведення (стоку, наприклад, термоЕРС) результату перетворення теплової енергії за час t .

Для енергії випромінювання, ураховуючи, що конвекційна складова відсутня, градієнтне рівняння перенесення приймає вид:

$$k_E \partial E / \partial \xi = \operatorname{div} (D_E \operatorname{grad} E) + \gamma_E(t), \quad (3)$$

де E — енергія випромінювання за час ξ ; k_E — коефіцієнт; D_E — ефективний коефіцієнт перенесення енергії випромінювання; $\gamma_E(t)$ — швидкість виведення (стоку) результату перетворення енергії випромінювання за час t .

Вихідний сигнал первинного перетворювача є джерелом енергії для вторинного і так далі, поки на виході останнього перетворювача вимірювального каналу не створиться відповідний сигнал, придатний для реєстрації чи використання в системах автоматичного контролю чи управління. Якщо перенесення енергії проходить в одному напрямку, то рівняння перенесення приймають таку форму [6–8]:

* потенціалу

$$\frac{\partial \varphi}{\partial \theta} + \frac{D_{\varphi}}{k_{\varphi}} \frac{\partial^2 \varphi}{\partial x^2} = \frac{1}{k_{\varphi}} \gamma_{\varphi}(t); \quad (4)$$

* теплової енергії

$$\frac{\partial T}{\partial \vartheta} + \frac{D_T}{c_p \rho} \frac{\partial^2 T}{\partial x^2} + v_T T = \frac{1}{c_p \rho} \gamma_T(t); \quad (5)$$

* енергії випромінювання

$$\frac{\partial E}{\partial \xi} + \frac{D_E}{k_E} \frac{\partial^2 E}{\partial x^2} = \frac{1}{k_E} \gamma_E(t). \quad (6)$$

Виведення (стік) теплової енергії, маси чи кількості руху з ОВК, як правило, описується звичайним диференціальним рівнянням першого, другого і значно рідше вищого порядку з власними сталими часу [9]. Якщо час $\partial \theta$, $\partial \vartheta$ і $\partial \xi$ є лінійною функцією відносно напрямку перенесення ∂x , то за відповідних умов рівняння функціональних перетворень спрощується, оскільки можна записати, що $\partial \theta = \partial x / v_{\varphi}$, де v_{φ} — швидкість перенесення енергії. Так, наприклад, для рівняння перенесення імпульсу потенціалу маємо:

$$\frac{\partial^2 \varphi}{\partial x^2} + k_{\varphi} \frac{v_{\varphi}}{D_{\varphi}} \frac{\partial \varphi}{\partial x} = \left(\tau_{\varphi} \frac{d^2 \varphi_c}{dt^2} + \frac{d \varphi_c}{dt} \right). \quad (7)$$

Якщо прийняти, що на границі цього імпульсу похідні $\partial \varphi / \partial x$ і $d \varphi_c / dt$ дорівнюють нулю, то згідно з методом нульового градієнта [10, 11] рівняння (7) можна розділити на систему таких рівнянь:

$$\begin{cases} \frac{D_\varphi}{k_\varphi v_\varphi} \frac{\partial \varphi(x)}{\partial x} + \varphi(x) = k_x \varphi_0; \\ \tau_c \frac{d\varphi_c}{dt} + \varphi_c = k_0 \varphi(x), \end{cases} \quad (8)$$

де φ_0 — початковий потенціал перенесення (потенціал джерела); k_x — коефіцієнт передавання; τ_c — стала часу стоку потенціалу; k_0 — деяка стала (наприклад, коефіцієнт перетворення потенціалу φ_0).

За граничних початкових умов розв'язком першого рівняння системи (8) стане:

$$\varphi(x) = k_x \varphi_0 \exp(-x k_\varphi v_\varphi / D_\varphi), \quad (9)$$

де x — товщина зони перенесення імпульсу потенціалу.

За нульових початкових умов для другого рівняння системи (8) отримуємо:

$$\varphi_c(t) = k_0 \varphi(x) [1 - \exp(-t / \tau_c)]. \quad (10)$$

Підставивши рівняння (9) у (10), отримуємо математичну модель функціонального перетворення у такому виді:

$$\varphi_c(t) = K_\varphi \varphi_0 \exp\left(-\frac{x k_\varphi v_\varphi}{D_\varphi}\right) \left[1 - \exp\left(-\frac{t}{\tau_c}\right)\right]. \quad (11)$$

Якщо $\partial \theta \neq \partial x / v_\varphi$, то рівняння (11) приймає таку форму:

$$\varphi_c(t) = K_\varphi \varphi_0 \operatorname{erf}\left(\frac{x}{2\sqrt{D_\varphi \theta}}\right) \left[1 - \exp\left(-\frac{t}{\tau_c}\right)\right]. \quad (12)$$

Статичну характеристику процесу перенесення потенціалу можна отримати за $t = \infty$. Як видно з рівнянь (11) і (12), у загальному випадку статичні характеристики функціональних ланок нелінійні. Лінійними можна вважати статичні характеристики за малих аргументів експоненціальної функції

$$\exp(-x k_\varphi v_\varphi / D_\varphi)$$

або функції *Erfurt* [12]

$$\operatorname{erf}\left(x / 2\sqrt{D_\varphi \theta}\right).$$

СУТЬ МАТРИЧНОГО МЕТОДУ ДОСЛІДЖЕННЯ ПОХИБОК ВИМІРЮВАННЯ

Якщо вимірювальний канал має n перетворювальних ланок, то він описуватиметься n рівняннями перенесення імпульсу потенціалу температури, маси, енергії та кількості руху. На кожну перетворювальну ланку діють як внутрішні, так і зовнішні впливні фактори, зміна яких призводить до появи похибок вимірювання. Один і той же впливний фактор може одночасно діяти на декілька перетворювальних ланок, наприклад, температура навколишнього середовища T . У результаті такої дії температурні похибки функціональних ланок можуть бути:

▪ однонаправленими, тобто збільшувати або зменшувати результат вимірювання, у результаті чого загальна додаткова похибка вимірювального каналу буде максимальною, тобто

$$\Delta y_\Sigma = \Delta y_1 + \Delta y_2 + \dots + \Delta y_n = \Delta y_{\max}; \quad (13)$$

▪ різнонаправленими, тобто додаткові похибки вимірювання частини функціональних ланок можуть збільшувати результат вимірювання, а частини — зменшувати, у результаті чого загальна додаткова похибка вимірювального каналу буде мінімальною, тобто

$$\Delta y_\Sigma = -\Delta y_1 + \Delta y_2 - \dots + \Delta y_n = \Delta y_{\min}. \quad (14)$$

Очевидно, що другий варіант розподілення додаткових похибок є найбільш оптимальним, оскільки призводить до мінімізації додаткової похибки вимірювання, а у критичному випадку — до повної її компенсації. Завдання полягає в тому, щоби визначити перетворювальні ланки з позитивним та від'ємним напрямками впливу того чи іншого зовнішнього та внутрішнього фактора на результат вимірювання каналу з метою оптимізувати (мінімізувати) загальну додаткову похибку вимірювання. Окрім того, це призводить до нерівномірного розподілення похибок уздовж діапазону вимірювання.

У процесі проектування ЗВК, як правило, додаткові похибки вимірювання оцінюють на стадії виготовлення макетного зразка за результатами його досліджень, які виконуються за умовами технічного завдання на проектування. Якщо додаткові похибки значні, то у ЗВК уводять відповідні компенсатори, які слідкують за зміною того чи іншого впливного фактора і виробляють сигнал, який призводить до часткової компенсації дії цього фактора на результат перетворення. Такий спосіб зменшення похибок недостатньо досконалий, оскільки:

1. призводить до ускладнення ЗВК через необхідність введення відповідних компенсаторів і систем введення компенсувальних сигналів;

2. дія впливних факторів на процес перетворення корисного сигналу може бути нелінійною, яку важко компенсувати за допомогою лінійних компенсаторів;

3. оскільки технологічні процеси, як правило, протікають у динамічних режимах, то у таких же режимах протікають і дії впливних факторів, а пристрої компенсації мають свої динамічні характеристики, то їх несумісність може спонукати до резонансних явищ, які зумовлять значні динамічні похибки вимірювання.

Звідси випливає, що доцільним є теоретичне та експериментальне дослідження дії основних впливних факторів на стадії розроблення ескізного

та технічного проектів на процес перетворень вимірювальних каналів з метою вибору такої елементної бази перетворювальних ланок, які б забезпечували мінімальні додаткові похибки вимірювання. Для вирішення цього завдання пропонується метод, заснований на принципі інтегральної матриці.

Припустимо, що структурна схема функціональних перетворень системи вимірювального контролю та управління має чотири функціональні перетворення, як показано на рис. 2.

На структурній схемі жирними лініями показано основні перетворювальні ланки, на які чинять дію впливні фактори. Вхідна вимірювальна величина φ діє на перший перетворювач з коефіцієнтом перетворення k_1 , вихідний сигнал якого подається на другий перетворювач з коефіцієнтом перетворення k_2 , і так далі. На виході останнього перетворювача з коефіцієнтом k_n створюється вихідний сигнал y , за величиною якого оцінюється дійсне значення вхідного сигналу φ . Коефіцієнти перетворень є функціями зовнішніх і внутрішніх впливних факторів, тобто $k_1 = f(T_1, P_1, F_1, T_2, P_2)$, $k_2 = f(\varepsilon, T_1, \varphi)$, $k_3 = f(\omega, \rho, T_2, R, P_2)$; ... ; $k_n = f(T_1, R_1, U, R, E)$.

Із наведеного видно, що коефіцієнти перетворення мають спільні впливні фактори як T_1, T_2, P_2, R . Залежності коефіцієнтів перетворень за зміни впливних параметрів можуть бути як лінійними, так і нелінійними. Тому в загальному випадку функції для коефіцієнтів перетворень можна розкласти у ряд Тейлора [13]. Як показано у [4], достатньо обмежуватися першими трьома складовими цього ряду: мультиплікативною, нелінійною квадратичною та нелінійною кубічною. Причому нелінійна квадратична та нелінійна кубічна складові для системи контролю та управління (СКУ), як правило, повинні мати протилежну дію, що забезпечує зменшення сумарної похибки вимірювання. За подальшого дослідження приймемо, що нелінійні складові похибок є незначними, якими можна знехтувати. Тоді за дії впливних факторів для коефіцієнтів перетворення маємо:

$$\Delta k_1 = r_{11}\Delta T_1 + r_{12}\Delta P_1 + r_{13}\Delta F_1 + r_{14}\Delta T_2 + r_{15}\Delta P_2 = \Delta k_{11} + \Delta k_{12} + \Delta k_{13} + \Delta k_{14} + \Delta k_{15}; \quad (15)$$

$$\Delta k_2 = r_{21}\Delta \varepsilon + r_{22}\Delta T_1 + r_{23}\Delta \varphi = \Delta k_{21} + \Delta k_{22} + \Delta k_{23}; \quad (16)$$

$$\Delta k_3 = r_{31}\Delta \omega + r_{32}\Delta \rho + r_{33}\Delta T_2 + r_{34}\Delta R + r_{35}\Delta P_2 = \Delta k_{31} + \Delta k_{32} + \Delta k_{33} + \Delta k_{34} + \Delta k_{35}; \quad (17)$$

$$\Delta k_n = r_{n1}\Delta T_1 + r_{n2}\Delta R_1 + r_{n3}\Delta U + r_{n4}\Delta R + r_{n5}\Delta E = \Delta k_{n1} + \Delta k_{n2} + \Delta k_{n3} + \Delta k_{n4} + \Delta k_{n5}, \quad (18)$$

де $r_{11}, \dots, r_{15}; r_{21}, \dots, r_{23}; r_{31}, \dots, r_{35}; r_{n1}, \dots, r_{n5}$ — коефіцієнти впливу.

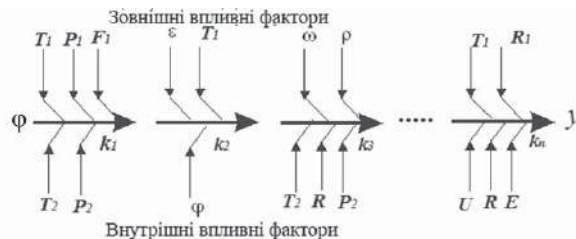


Рис. 2. Структурна схема функціональних перетворень

Fig. 2. Structural scheme of functional transformations

Для номінальних значень коефіцієнтів перетворення отримуємо:

$$k_{10} = r_{11}T_{10} + r_{12}P_{10} + r_{13}F_{10} + r_{14}T_{20} + r_{15}P_{20} = k_{11}^0 + k_{12}^0 + k_{13}^0 + k_{14}^0 + k_{15}^0; \quad (19)$$

$$k_{20} = r_{21}\varepsilon_0 + r_{22}T_{10} + r_{23}\varphi_0 = k_{21}^0 + k_{22}^0 + k_{23}^0; \quad (20)$$

$$k_{30} = r_{31}\omega_0 + r_{32}\rho_0 + r_{33}T_{20} + r_{34}R_0 + r_{35}P_{20} = k_{31}^0 + k_{32}^0 + k_{33}^0 + k_{34}^0 + k_{35}^0; \quad (21)$$

$$k_{n0} = r_{n1}T_{10} + r_{n2}R_{10} + r_{n3}U_0 + r_{n4}R_0 + r_{n5}E_0 = k_{n1}^0 + k_{n2}^0 + k_{n3}^0 + k_{n4}^0 + k_{n5}^0, \quad (22)$$

де $T_{10}, P_{10}, F_{10}, T_{20}, P_{20}, \varepsilon_0, \varphi_0, \omega_0, \rho_0, R_0, R_{10}, U_0, E_0$ — номінальні значення впливних факторів.

Якщо канал вимірювання розділений на n функціональних ланок, то рівняння номінальної статичної характеристики може бути подано у такій матричній формі [15]:

$$\begin{matrix} y_{10} \\ y_{20} \\ y_{30} \\ \dots \\ y_{n0} \end{matrix} = \begin{vmatrix} k_{10} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & k_{20} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & k_{30} & 0 & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & k_{n0} \end{vmatrix} \cdot \begin{matrix} \varphi_1 \\ \varphi_2 \\ \varphi_3 \\ \dots \\ \varphi_n \end{matrix}. \quad (23)$$

де y_{n0} і φ_n — вихідна та вхідна величини для n -ї ланки каналу відповідно; $k_{10}, k_{20}, \dots, k_{n0}$ — номінальні коефіцієнти перетворення.

Тоді для кожної ланки каналу маємо:

$$y_{10} = (k_{10}k_{20}k_{30} \dots k_{n0})x_1 = K_0\varphi_1$$

$$y_{n0} = (k_{10}k_{20}k_{30} \dots k_{n0})x_n = K_0\varphi_n \quad (24)$$

За реальних умов експлуатації впливні фактори є змінними величинами, внаслідок чого коефіцієнти перетворення $k_1, k_2, k_3, \dots, k_n$ відхиляються від їх номінальних значень, що призводить до відповідної зміни вихідної координати y на величину похибки $\pm \Delta y_i$, де i — кількість впливних факторів. У цьому випадку вихідна координата y приймає різні значення навіть за $\varphi = \text{const}$. Для такого випадку кожне значення вхідної координати описуватиметься такою матрицею:

$$|y_1| = \begin{vmatrix} k_{11} & k_{12} & \dots & k_{1(i-1)} & k_{1i} \\ k_{2i} & k_{21} & \dots & k_{2(i-2)} & k_{2(i-1)} \\ k_{3(i-1)} & k_{3i} & \dots & k_{3(i-3)} & k_{3(i-2)} \\ k_{4(i-2)} & k_{4(i-1)} & \dots & k_{4(i-4)} & k_{4(i-3)} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ k_{(n-1)(i-2)} & k_{(n-1)(i-2)} & \dots & k_{(n-1)1} & k_{(n-1)} \\ k_{n2} & k_{n3} & \dots & k_{ni} & k_{n1} \end{vmatrix} \cdot |\varphi_1|, \quad (25)$$

Із рівняння (25) можна визначити дію кожного впливного параметра, а також їх сукупності на вихідну координату СКУ. Оскільки часткові коефіцієнти перетворення є змінними величинами і залежать від відхилення впливних факторів, тобто $k_{ni} = k_{(ni)0} \pm \Delta k_{ni}$, то, враховуючи лінійність статичної характеристики, можна записати матричне рівняння для похибки за $\varphi_1 = \text{const}$ у такій формі:

$$|\Delta y_1| = \begin{vmatrix} \Delta k_{11} & \Delta k_{12} & \dots & \Delta k_{1(i-1)} & \dots & \Delta k_{1i} \\ \Delta k_{2i} & \Delta k_{21} & \dots & \Delta k_{2(i-2)} & \dots & \Delta k_{2(i-1)} \\ \Delta k_{3(i-1)} & \Delta k_{3i} & \dots & \Delta k_{3(i-3)} & \dots & \Delta k_{3(i-2)} \\ \Delta k_{4(i-2)} & \Delta k_{4(i-1)} & \dots & \Delta k_{4(i-4)} & \dots & \Delta k_{4(i-3)} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \Delta k_{n2} & \Delta k_{n3} & \dots & \dots & \dots & \Delta k_{n1} \end{vmatrix} \cdot |\varphi_1|, \quad (26)$$

де Δy_1 — абсолютна похибка, яка зумовлена зміною впливних параметрів; Δk_{ni} — зміна часткових коефіцієнтів функціонального перетворення.

Розрахунок результату вимірювального контролю виконується за таким алгоритмом:

$$y_1 = \left[\begin{matrix} (k_{11}k_{21} \dots k_{n1} + k_{12}k_{22} \dots k_{n2} + \dots + k_{13}k_{23} \dots k_{n3} + k_{14}k_{24} \dots k_{n4} + \dots + \dots + k_{1i}k_{2i}k_{3i}k_{4i} \dots k_{ni}) - \\ (k_{1i}k_{2(i-1)} \dots k_{n2} + k_{1(i-1)}k_{2(i-2)} \dots k_{n1}) * \\ - (* \dots k_{n3} + \dots + k_{14}k_{22} \dots k_{ni} + k_{13}k_{21} *) \\ * \dots k_{ni} + \dots \end{matrix} \right] \cdot \varphi_1. \quad (27)$$

Кожна складова рівняння (27) є еквівалентним передавальним коефіцієнтом за впливними параметрами. Так, наприклад, для структурної схеми рис. 2 маємо таке рівняння:

$$y_1 = r_1 T_1 \epsilon \omega \dots T_1 + r_2 P_1 T_1 \rho \dots R_1 + r_3 F_1 \varphi T_2 \dots U + r_4 T_2 O R_0 R_0 + \dots r_n P_2 P_2 E - r_i P_1 T_1 R \dots E \dots, \quad (27)$$

де $r_1 = r_{11}r_{21}r_{31} \dots r_{n1}$; $r_2 = r_{12}r_{22}r_{32} \dots r_{n2}$; $r_3 = r_{13}r_{23}r_{33} \dots r_{n3}$; $r_4 = r_{14}r_{24}r_{34} \dots r_{n4}$ є сталими величинами, незалежними від зміни впливних факторів.

Після диференціювання рівняння (27) за змінними впливними параметрами отримуємо:

- ♦ для мультиплікативної складової $\Delta y_M = \alpha_1 \Delta T_1 + \alpha_2 \Delta P_1 + \alpha_3 \Delta F_1 + \alpha_4 \Delta \epsilon + \alpha_5 \Delta \omega + \alpha_6 \Delta \rho + \alpha_7 \Delta T_2 + \alpha_8 \Delta \varphi + \alpha_9 \Delta U + \alpha_{10} \Delta R + \alpha_{11} \Delta R_1 + \alpha_{12} \Delta E + \alpha_{13} \Delta P_2$; (28)

- ♦ для нелінійної квадратичної складової $\Delta y_{H2} = \beta_1 (\Delta T_1 \Delta \epsilon + \Delta T_1 \Delta \omega + \Delta \epsilon \Delta \omega) + \beta_2 (\Delta P_1 \Delta T_1 + \Delta P_1 \Delta \rho + \Delta P_1 \Delta R_1) + \beta_3 (\Delta F_1 \Delta \varphi + \Delta F_1 \Delta T_2 + \Delta F_1 \Delta U + \dots) + \dots$; (29)

- ♦ для нелінійної кубічної складової $\Delta y_{H3} = \gamma_1 (\Delta T_1 \Delta \epsilon \Delta \omega + \dots) + \gamma_2 (\Delta P_1 \Delta T_1 \Delta \rho + \Delta P_1 \Delta T_1 \Delta R_1 + \dots) + \gamma_3 (\Delta F_1 \Delta \varphi \Delta T_2 + \dots) + \dots$; (30)

де α, β, γ — коефіцієнти.

Іншим завданням може бути визначення похибок уздовж діапазону вимірювання за одночасної дії на СКУ різних впливних факторів. Якщо на вхід СКУ надходить корисний сигнал φ , а на систему одночасно діють впливні фактори v_i , то діапазон вимірювання деформується і може приймати різні форми, як показано на рис. 3.

Із рисунка видно, що діапазон вимірювання під дією впливних факторів перетворюється в умовний циліндр з постійним (рис.3, а) і змінним радіусом (рис. 3, б), який залежить від дії того чи іншого впливного фактора, і може приймати різні форми. Якщо у першому випадку, коли похибка розподіляється рівномірно вздовж діапазону вимірювання, для зменшення похибки можна вводити достатньо прості компенсатори, то в другому — вони приймають доволі складну форму і практично є неефективними. У цьому випадку ефективною є програмна компенсація похибки вимірювання вздовж діапазону СКУ за відомою зміною впливних факторів. Для реалізації такого принципу компенсації додаткових похибок необхідно скористатися методами дослідження багатопараметричних ОВКУ, до яких відноситься й запропонований та описаний нижче метод інтегральної матриці. Розглянемо об'єкт вимірювального контролю та управління у виді ультразвукового рівнеміра рідини, який є однією функціональною ланкою, має вихідну координату, якою є час t_B перетворення,

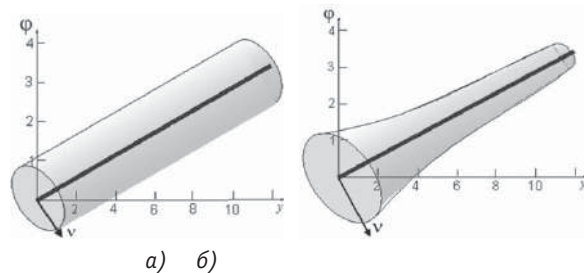


Рис. 3. Розподілення додаткових похибок уздовж діапазону вимірювання за зміни впливних факторів: а — лінійній; б — нелінійній
Fig. 3. Distribution of additional errors along the measurement range when changing the influential factors: a — linear; b — nonlinear

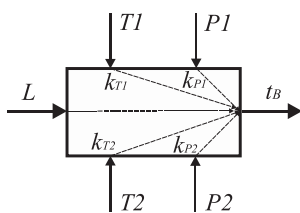


Рис. 4. Структурна схема перетворень за одночасної зміни тиску і температури

Fig. 4. Structural scheme of transformations with simultaneous change of pressure and temperature

вхідну координату, якою є лінійний розмір L (рівень рідини), зовнішні впливні фактори: температуру T_1 навколишнього середовища та атмосферний тиск P_1 , — а також внутрішні впливні фактори: температуру P_2 і тиск T_2 газового середовища [16]. Структурну схему такого функціонального перетворення наведено на рис. 4. Приймаємо, що впливні фактори незалежні й можуть діяти одночасно. Завдання полягає у визначенні складових похибок вимірювання, які зумовлені дією кожного впливного фактора окремо за діапазоном вимірювання.

Приймаючи до уваги, що ОВКУ було налагоджено за нормальних умов, структурну схему для визначення додаткових похибок вимірювання, зумовлених зміною впливових факторів, можна описати таким матричним рівнянням:

$$\Delta t_B = \begin{vmatrix} \Delta k_{T1} & \Delta k_{T2} \\ \Delta k_{P1} & \Delta k_{P2} \end{vmatrix} \cdot L, \quad (31)$$

де $\Delta k_{T1}, \Delta k_{T2}, \Delta k_{P1}, \Delta k_{P2}$ — відхилення коефіцієнтів перетворень від нормованих значень, які залежать від T_1, T_2 і P_1, P_2 .

Відносно нормованого значення температура і тиск можуть змінюватися у такий спосіб:

- ▶ температура і тиск одночасно підвищуються;
- ▶ температура і тиск одночасно знижуються;

- ▶ температура підвищується, а тиск одночасно знижується;
- ▶ температура знижується, а тиск одночасно підвищується.

Отже, рівняння (25) можна записати в такій формі:

$$t_B = (k_{T1} \cdot k_{P2} - k_{T2} \cdot k_{P1}) L. \quad (32)$$

Розрахунок складових та загальної похибки вимірювання виконано за одночасної зміни тиску та температури повітря на 25 % від їх номінальних значень. Розподілення мультиплікативної складової похибки за зміни тиску та температури середовища показано на рис. 5 для рівня: червоний — 2 м; фіолетовий — 4 м; сірий — 6 м; синій — 8 м; зелений — 10 м; жовтий — 12 м. Розподілення нелінійної квадратичної складової похибки за одночасної зміни тиску та температури показано на рис. 6 для тих же значень рівня.

Розподілення нелінійної складової похибки вимірювання за одночасної зміни тиску і температури наведено на рис. 7, а загальної — на рис. 8.

Результати моделювання статичних характеристик рівнеміра за одночасного підвищення температури і тиску від мінімального до максимального значення наведено на рис. 9, де крива 1 — $T1 = 253 \text{ K}$ і $P1 = 121,3 \text{ кПа}$; крива 2 — $T2 = 273 \text{ K}$ і $P2 = 111,3 \text{ кПа}$; крива 3 — $T3 = 293 \text{ K}$ і $P3 = 101,3 \text{ кПа}$; крива 4 — $T4 = 313 \text{ K}$ і $P2 = 91,3 \text{ кПа}$; крива 5 — $T5 = 333 \text{ K}$ і $P1 = 81,3 \text{ кПа}$. Аналогічні результати моделювання за одночасного збільшення тиску та зменшення температури наведено на рис. 10.

Аналіз результатів моделювання свідчить, що за одночасного зменшення тиску і температури середня відносна похибка на кожні 10 % складає 3,5 %, а за їх збільшення — 2,2 %. За одночасного збільшення

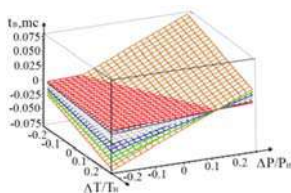


Рис. 5. Результати моделювання мультиплікативної складової похибки

Fig. 5. Modeling results multiplicative constituent errors

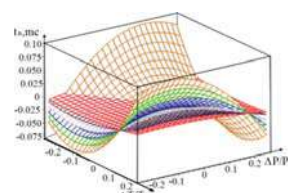


Рис. 6. Результати моделювання нелінійної квадратичної складової похибки

Fig. 6. Modeling results nonlinear quadratic constituent errors

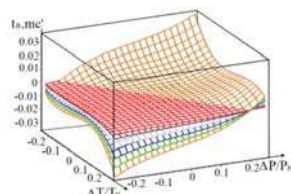


Рис. 7. Результати моделювання нелінійної кубічної складової похибки

Fig. 7. Modeling results nonlinear cubic constituent errors

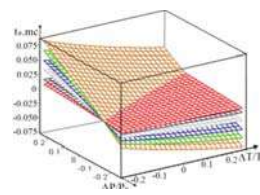


Рис. 8. Результати моделювання загальної похибки

Fig. 8. Modeling results total error

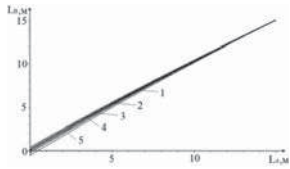


Рис. 9. Результати моделювання статичних характеристик за одночасного підвищення тиску й температури

Fig. 9. Modeling results static characteristics with simultaneous increase of pressure and temperature

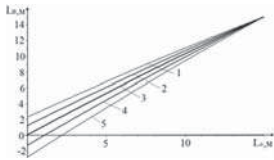


Рис. 10. Результати моделювання статичних характеристик за підвищення тиску та зменшення температури

Fig. 10. Modeling results static characteristics with pressure increase and temperature reduction

тиску та зменшення температури відносна похибка на кожні 10 % складає 7,3 %, а за зменшення тиску та збільшення температури на таку ж величину — 5,1 %.

Якщо на ОВКУ одночасно діють три впливні фактори: z_1 , z_2 і z_3 (наприклад, температура T , тиск P і напруга U), — то такий засіб можна описати таким матричним рівнянням:

$$t_B = \begin{vmatrix} k_{T0} & k_{T1} & k_{T2} \\ k_{P1} & k_{P0} & k_{P2} \\ k_{U2} & k_{U1} & k_{U0} \end{vmatrix} \cdot L. \quad (33)$$

З метою спрощення матрицю (33) запишемо у такій формі:

$$y = t_B = \begin{vmatrix} k_{11} & k_{12} & k_{13} & k_{12} & k_{11} \\ k_{21} & k_{22} & k_{23} & k_{23} & k_{21} \\ k_{31} & k_{32} & k_{33} & k_{32} & k_{31} \end{vmatrix} \cdot L, \quad (34)$$

де k_{ij} — коефіцієнти передавання; $i = 1, 2, 3$; $j = 1, 2, 3$.

Для такої матриці маємо:

$$y = \begin{pmatrix} k_{11}k_{22}k_{33} + k_{12}k_{23}k_{32} + k_{13}k_{23}k_{31} - \\ -k_{13}k_{22}k_{31} - k_{12}k_{23}k_{32} - k_{11}k_{23}k_{33} \end{pmatrix} L. \quad (35)$$

Якщо прийняти, що $y = \sum_1^i y_i$, де $i = 1, 2, \dots, 6$, то рівняння (35) можна записати у такий спосіб: $y_1 = k_{11}k_{22}k_{33}L$, $y_2 = k_{12}k_{23}k_{32}L$, $y_3 = k_{13}k_{22}k_{31}L$, $y_4 = -k_{11}k_{22}k_{33}L$, $y_5 = -k_{13}k_{22}k_{31}L$, $y_6 = -k_{11}k_{23}k_{33}L$. Кожне рівняння описує деяку вимірювальну гілку, яка складається із трьох функціональних перетворювальних ланок. Для розглядуваного ОВКУ таких ланок є 6, які паралельно з'єднані, як показано на рис. 11.

Оскільки вихідна координата ОВКУ $y = y_0 \pm \Delta y$, де y_0 — номінальне значення; $\pm \Delta y$ — абсолют-

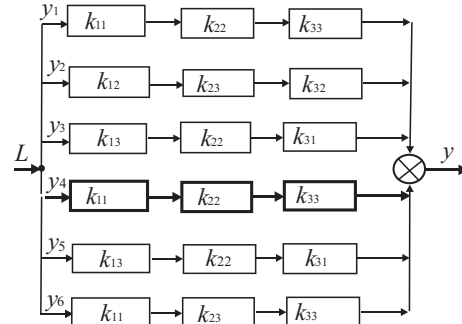


Рис. 11. Узагальнена структурна схема ОВКУ для тримірної задачі відповідно до матриці (34)

Fig. 11. Generalized structural scheme OMCM for a three-dimensional problem according to the matrix (34)

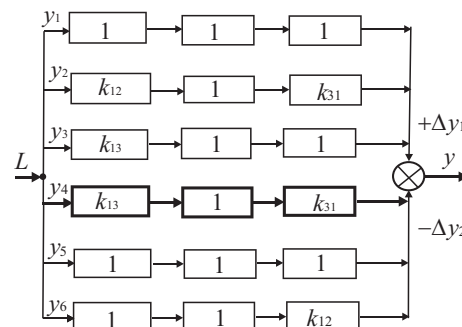


Рис. 12. Структурна схема ОВКУ для тримірної задачі відповідно до матриці (36)

Fig. 12. Structural scheme OMCM for a three-dimensional problem according to the matrix (36)

на похибка, а кожний коефіцієнт перетворення $k_{ij} = k_{00} \pm \Delta k_{ij}$, то, розклавши рівняння (35) у ряд Тейлора та обмежившись лише лінійними складовими, отримуємо таке рівняння для загальної абсолютної похибки у такій формі:

$$\Delta y = \Delta y_1 + \Delta y_2 + \Delta y_3 - \Delta y_4 - \Delta y_5 - \Delta y_6 = \Delta k_{ij} L, \quad (36)$$

$$\text{де } \Delta k_{ij} = \begin{pmatrix} \Delta k_{11} + \Delta k_{22} + \Delta k_{33} + \Delta k_{12} + \Delta k_{23} + \\ + \Delta k_{32} + \Delta k_{13} + \Delta k_{22} + \Delta k_{31} - \\ - \Delta k_{11} - \Delta k_{22} - \Delta k_{33} - \Delta k_{12} - \Delta k_{23} - \\ - \Delta k_{32} - \Delta k_{13} - \Delta k_{22} - \Delta k_{31} \end{pmatrix} \text{ — коефі-}$$

цієнт перетворення.

Оскільки за реальних умов експлуатації ОВКУ $x_1 \neq x_2 \neq x_3 \neq x_4 \neq x_5 \neq x_6$ і напрямок дії прямого та зворотного ходу може бути один і той же, то $\Delta k_{ij} \neq 0$, а значить з'являються похибки вимірювання. Якщо прийняти, що номінальні значення коефіцієнтів прямого перетворення $k_{11} = k_{22} = k_{33} = 1$ і зворотного перетворення $k_{21} = k_{22} = k_{23} = 1$, то узагальнений коефіцієнт передавання ОВКУ приводиться до такої форми:

$$K = \begin{vmatrix} 1 & k_{12} & k_{13} \\ 1 & 1 & 1 \\ k_{31} & 1 & 1 \end{vmatrix} = (k_{31} - 1)(k_{12} - k_{13}). \quad (36)$$

Для цього прикладу структурна схема ОВКУ приймає вид, показаний на рис. 12.

Тоді узагальнене рівняння для похибки вимірювання приймає такий вид:

$$\Delta y = (\Delta y_1 - \Delta y_2) = (k_{31} - 1)(k_{12} - k_{13}) \Delta L. \quad (37)$$

Рівняння (37) засвідчує, від яких перетворювальних ланок можуть виникати похибки вимірювання. Якщо коефіцієнт перетворення $k_{12} = k_{13}$, то абсолютна похибка вимірювання $\Delta y = 0$. Звідси випливає інваріантний спосіб зменшення похибки вимірювання, який полягає в тому, що необхідно добитися такого значення коефіцієнта перетворення k_{12} або k_{13} , за якого ця похибка була б інваріантною до деякого мінімального значення.


ВИСНОВКИ

Вимірювальні кола технічних засобів контролю та управління, як правило, складаються із двох і більше динамічних ланок, на кожну з яких діють різноманітні як внутрішні, так і зовнішні впливні фактори. Наприклад, для контролю зміни температурного поля в газових реакторах установлюються термомпари в шарах каталізатора як за їх висотою, так і за діаметром. Незважаючи на практичну ідентичність термомпар, на кожну з них впливає низка різних факторів, таких як температури реакції, швидкість руху газового потоку, його температури, щільність каталізатора в місті розташування термометра та багато інших. Окрім того, теплова енергія в тій чи іншій точці шару каталізатора у кожній термомпарі, перш ніж перетворитися в термоелектрорушійну

силу (термоЕРС), проходить одну або декілька зон реологічних переходів (металевого та керамічного захисту, прошарку газу чи теплопровідного наповнювача, спаю термомпари). За кожного реологічного переходу теплова енергія зазнає відповідне перетворення, що призводить до втрати теплової енергії або до додаткового її накопичення за рахунок внутрішніх джерел тепла. Навіть у спаї термомпари має місце втрата теплової енергії на рух електронів, а останніх — на термоЕРС внаслідок електричних параметрів електродів. Із цього випливає, що кожне вимірювальне коло можна вважати як багатопараметричний об'єкт вимірювання, на який чинять відповідну дію різноманітні фактори. Під час експлуатації технологічних об'єктів контролю та управління важливим є завдання визначення основних, найбільш сильних впливних факторів, їх кількість, а в багатьох випадках, і компенсувальні дії з метою розроблення систем їх компенсації. Матричний метод дослідження похибок вимірювання є найбільш ефективним, який дозволяє не лише визначати найбільш сильні впливні фактори у поточному режимі роботи ТОК, але й їх кількість і напрямок дії того чи іншого впливного фактора. Оскільки масиви впливних факторів можна подати у виді матриць функціональних перетворень, то похибки вимірювань теж являтимуть матриці, які можна описати відповідними інтегральними матрицями, за допомогою яких є можливість розділити їх на низку тримірних систем та оптимізувати процес вимірювання за допомогою тримірного інтегрального функціонала.

СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ / REFERENCES

1. Технологический регламент производства аммиака мощностью 1360 т/сутки по проекту фирмы ТЕС. — Северодонецк: Изд-во «Радянська Донецчина» г. Донець (Technologicheskij reglament proizvodstva ammiaka moshhnost'ju 1360 t/sutki po projektu firmy TES. — Severodonetsk: Izd-vo «Radjans'ka Donechchina» g. Doneck). — 1979. — 534 с/с.
2. Стенцель Й.І., Поркуян О.В. Комп'ютерно-інтегровані системи управління хіміко-технологічними процесами. Ч1. Виробництва конверсії природного газу. — Луганськ, Вид-во Східно-укр. нац. ун-ту (Stencel' J.I., Porkuyan O.V. Komp'yuterno-integrovanі systemy upravlinnya khimiko-technologichny'my' procesamy'. Ch1. Vy'robny'cztva konversiyi pry'rodnogo gazu. — Lugans'k, Vy'd-vo Sxidno-ukr. nacz.. un-tu). — 2014. — 350 с/с.
3. Дудников Е.Г. Построение математических моделей химико-технологических объектов [Текст] / Е.Г. Дудников, В.С. Балакирев, В.Н. Кривсунов, А.М. Цирлин. — М.: Химия (), 1970. — 312 с/с.
4. Обозовський С.С. Теоретичні основи інформаційно-вимірювальної техніки (Загальні питання теорії похибок) [Текст] / С.С. Обозовський. — К.: УМК ВО (Obozovs'ky'j S. S. Teorety'chni osnovy` informacijno-vy'miryval'noyi tekhniki` (Zagal'ni py'tannya teoriyi roxy`bok) [Tekst] / S. S. Obozovs'ky'j. — К.: УМК ВО), 1991. — 223 с/с. ISBN 5-7763-0667-1.
5. Гораздовський Т.Я. Наукові основи реології [Текст] / Т.Я. Гораздовський // Монографія. — Луганськ: Изд.-во Вост.- нац. ун-та ім. В. Даля (Gorazdovs'ky'j T.Ya. Naukovi osnovy` reologiyi [Tekst] / T. Ya. Gorazdovskyy' // Monografiya. — Lugansk: Y'zd.-vo Vost. — nacz. un-ta y'm. V. Dalya). 2012. — 775 с/с.
6. Стенцель Й.І. Математичне моделювання хімічних процесів на основі теорії реологічних переходів [Текст] / Й.І. Стенцель // Вісник СНУ ім. Володимира Даля. №5(111). Ч.2 (Stencel' J.I. Matematy'chne modelyuvannya khimichny'x procesiv na osnovi teoriyi reologichny'x perexodiv [Tekst] / J.I. Stencel' // Visny'k SNU im. Volody'my'ra Dalya. № 5(111). Ch.2), — 2007. — С/С. 91—97.

7. Поркуян О.В., Стенцель Й.І., Проказа О.І. Реологічні моделі технологічного контролю параметрів з внутрішніми зв'язками у виробництві аміачної селітри. Вестник национального технического университета «ХПИ» (Porkuyan O.V., Stencel' J.I., Prokaza O.I. Reologichni modeli texnologichnogo kontrolyu parametriv z vnutrishnimy`zv'yazkamy` u vy`robny`chtyv amiachnoyi selitry`. Vestny`k nacy`onal'nogo texny`cheskogo uny`versy`teta «ХПУ»). — 2010, № 12, С/С. — 21—23.
8. Стенцель Й.І., Поркуян О.В., Проказа О.І. Дослідження вимірювального контролю технологічних параметрів при реологічних перетвореннях хімічних процесів. Вісник Національного технічного університету «Харківський політехнічний інститут». Збірник наукових праць. «Електроенергетика і преобразовательная техника». — Харків: НТУ «ХПИ» (Stencel' J.I., Porkuyan O.V., Prokaza O.I. Doslidzhennya vy`miryval'nogo kontrolyu texnologichny`x parametriv pry` reologichny`x peretvorennyax ximichny`x procesiv. Visny`k Nacional'nogo texnichnogo uny`versy`tetu «Хarkivs`ky`j politexnichny`j insty`tut». Zbirny`k naukovy`x prac`. «Elektroenergety`ka y` preobrazovatel'naya texny`ka». — Харків: NTU «ХПИ»). — 2011. — № 19. — С/С. 31—37.
9. Стенцель Й.І. Фотоколориметричні газоаналізатори. Монографія. [Текст] / Й. І. Стенцель. — К.: НМК ВО (Stencel' J. I. Fotokolory`metry`chni gazoanalizatory`. Monografiya. [Tekst] / J. I. Stencel`. — К.: НМК ВО), 1992. — 124 с/с.
10. Стенцель Й.І. Математичне моделювання ультразвукових рівнемірів на основі теорії реологічних переходів [Текст] / Й.І. Стенцель, А.В. Томсон, А.В. Рябіченко // Матеріали другої всеукраїнської науково-практичної інтернет-конференції «Актуальні проблеми сучасної науки». Ч1. — Київ (Stencel' J. I. Matematy`chne modelyuvannya ul`trazvukovy`x rıvnemiriv na osnovi teoriyi reologichny`x perexodiv [Tekst] / J. I. Stencel', A.V. Tomson, A.V. Ryabichenko // Materialy` drugoyi vseukrayins`koyi naukovo-prakty`chnoyi internet-konferenciyi «Aktual`ni problemy` suchasnoyi nauky`. Ch1. — Ky`yiv). — 2006. С/С. 78—81.
11. Litvinov K.A. Research into Rheological transmutations in a Piezoceramic ultrasonic Sensor of Fluid Level Contrjl / K.A. Litvinov. Eastern-European Journal of Enterprise Technologies. Applied physics. № 4/5 (82). — 2016. — P. 4—11. ISSN 1729-3774. DOI:10.15587/1729-4061.2016.74844
12. Стенцель Й.І. Математичні моделі ультразвукових п'єзоелектричних перетворювачів рівня речовин [Текст] / Й.І. Стенцель, А.В. Томсон // Вопросы химии и химической технологии (Stencel' J. I. Matematy`chni modeli ul`trazvukovy`x p`yezoelektry`chny`x peretvoryuvachiv rivnya rechovy`n [Tekst] / J.I. Stencel', A.V. Tomson // Voprosu ху`му`y` y` ху`му`cheskoj texnologiy`y). — 2007. — №4. — С/С. 182—185. ISSN 0321-4095.
13. Стенцель Й.І. Фізичні моделі перетворень в ультразвукових засобах контролю рівня рідини рідинних середовищ [Текст] / Й.І. Стенцель, А.В. Рябіченко, К.А. Літвінов // Вісник Національного технічного університету «Харківський політехнічний інститут». Збірник наукових праць. «Електроенергетика преобразовательная техника». — Харків: НТУ «ХПИ» (Stencel' J.I. Fyzy`chni modeli peretvoren`v ul`trazvukovy`x zasobax kontrolyu rivnya ridy`ny` ridynny`x seredovy`shh [Tekst] / J.I. Stencel', A.V. Ryabichenko, K.A. Litvinov // Visny`k Nacional'nogo texnichnogo uny`versy`tetu «Хarkivs`ky`j politexnichny`j insty`tut». Zbirny`k naukovy`x prac`. «Elektroenergety`ka preobrazovatel'naya texny`ka». — Харків: NTU «ХПИ»). — № 19. 2011. С/С. 3—18. ISSN 2079-4525.
14. Лыков А.В. Теория теплопроводности [Текст] / А.В. Лыков. — М.: Высш. шк. (Lykov A. V. Teorija teploprovodnosti [Tekst] / A. V. Lykov. — М.: Vyssh. shk.), — 1967. — 599 с/с.
15. Воробьев Н.Н. Теория рядов [Текст] / Н.Н. Воробьев. — М.: Изд-во «Наука» (Vorob'ev N. N. Teorija rjadov [Tekst] / N.N. Vorob'ev. — М.: Izd-vo «Nauka»). — 1975. — 367 с/с.
16. Гноевский Л.С., Каменский Г.А., Эльсгольц Л.Э. Математические основы теории управляемых систем [Текст] / Л.С. Гноевский, Г.А. Каменский, Л.Э. Эльсгольц. — М.: Изд-во «Наука» (Gnoevskij L.S., Kamenskij G.A., Jel'sgol'c L.Je. Matematicheskie osnovy teorii upravlyaemyh sistem [Tekst] / L.S. Gnoevskij, G.A. Kamenskij, L.Je. Jel'sgol'c. — М.: Izd-vo «Nauka»). — 1989. — 512 с/с.
17. Рябіченко А.В. Ультразвуковий рівнемір з компенсуючим сприймаючим сигналом [Текст] / А.В. Рябіченко. Дис. на здобуття вч. ступеня канд. техн. наук, спеціальність 05.11.13. — Вінниця (Ryabichenko A.V. Ul`trazvukovy`j rıvnemir z kompensuyuchy`m spry`jmayuchy`m sy`gnalom [Tekst] / A.V. Ryabichenko. Dy`s. na zdobuttya vch. stupenya kand. texn. nauk special`nist` 05.11.13. — Vinny`cya), — 2012. — 213 с/с.
18. Стенцель Й.І., Поркуян О.В., Проказа О.І. Основи теорії багатопараметричних об'єктів керування з реологічними переходами. Науковий журнал «Технологічні комплекси», Луцьк (Stencel' J.I., Porkuyan O.V., Prokaza O.I. Osnovy` teoriyi bagatoparmetry`chny`x ob'yektiv keruvannya z reologichny`mu` perexodamy`. Naukovy`j zhurnal «Texnologichni komplekxy», Lucz`k), — 2010. — № 2. — С/С. 46—51. 

Отримано / received: 04.10.2017.

Стаття рекомендована до публікації д.т.н., проф. О.Г. Архіповим (Україна).
Prof. O.G. Arhipov, D. Sc. (Techn.), Ukraine, recommended this article to be published.

УДК:330.65.012.122:668.3.018

КВАЛІМЕТРИЧНИЙ МЕТОД ОЦІНЮВАННЯ ЯКОСТІ БАНКІВСЬКИХ ПОСЛУГ

Н. Гоц, доктор технічних наук, професор кафедри інформаційно-вимірювальних технологій,
О. Ярмолюк, аспірант,
Національний університет «Львівська політехніка»

Запропоновано новий метод оцінювання якості банківських послуг на засадах кваліметрії залежно від суб'єктів оцінювання їх якості, а саме, клієнтів банку (юридичних та фізичних осіб), акціонерів банку, керівництва банку та органів державної влади. Метод базується на основі системи багатопараметричних лінійних регресій, що дає змогу врахувати та аналізувати вплив різних чинників на якість банківських послуг залежно від суб'єктів оцінювання.

Strengthening the competition of Ukrainian banks and increasing the requirements of clients to the quality of service in banks lead to the need to develop new methods for providing and assessing the quality of banking services. Objectives for assessing the quality of providing services by the bank may be as follows: determine the competitiveness of a bank or its branches; determination of reserves for improvement of service; introduction of best practices; assessment of the quality of service provision from the point of view of the consumer; rating among several banks or branches of banks; preliminary evaluation for attraction of loans, investments, etc. Existing methods do not take into account the possibility of assessing the quality of banking services from the point of view of different subjects, namely: clients of the bank; shareholders and investors of the; management of the bank; state supervision bodies.

Therefore, the purpose of this article is to develop a method for assessing the quality of banking services, which will take into account as far as possible the influence of various factors on the quality of services provided by the bank and will be based on scientific principles of qualimetry. To measure and assess the quality of banking services, it is expedient to use the methods of qualimetry. The task of qualimetry is the justification of the choice of quality in-

dicators, methods for their evaluation and the development of methods for determining the optimal values of these indicators.

The new method for assessing the quality of banking services on the basis of qualimetry is proposed depending on the subjects of evaluation of their quality, namely, clients of the bank (legal and physical persons), bank shareholders, management of the bank and state authorities. The method is based on the system of multiparametric linear regressions, which allows to take into account and analyze the influence of various factors on the quality of banking services, depending on the subjects of evaluation. Stages of the proposed method for assessing the quality of banking services are based on the following actions:

1. To conduct a selection of factors influencing the quality of banking services depending on the above-mentioned subjects of evaluation.
2. To choose the method of constructing a system of regression equations and to estimate unknown parameters of regression models.
3. Carry out a correlation analysis of the selected indicators of the quality of banking services to assess the correlation between them.
4. Check the developed models for adequacy.
5. Check the coefficients of the developed models for significance.
6. Calculate and construct intervals of confidence.
7. To analyze the obtained results and to formulate recommendations for improving the quality of banking services.

The introduction of the proposed method for quality control of banking services will increase the probability and timeliness of information about the activities of the bank and provide its services at all stages of its activity by all interested subjects of evaluation.

Ключові слова: якість, кваліметрія, методи оцінювання, регресивний аналіз.
Keywords: quality, qualimetry, evaluation methods, regression analysis.

Посилення конкуренції банків України та зростання вимог клієнтів до якості обслуговування в банках призводять до необхідності розроблення нових методів забезпечення та оцінювання якості банківських послуг. Підвищення якості послуг, які надаються банками України, призводитиме відповідно до зміцнення місця



Н. Гоц



О. Ярмолюк

банку на ринку, а також підвищення ефективності його фінансової діяльності та, як наслідок, до збільшення прибутку банку та розвитку всієї банківської системи країни.

Постійне поліпшення якості банківських послуг потребує розвитку методів оцінювання їх якості. Для оцінювання якості продукції необхідне застосування методів кількісного оцінювання її властивостей. Для вимірювання й оцінювання якості банківських послуг доцільно застосувати методи кваліметрії, завданням якої є обґрунтування вибору показників якості, методів їх оцінювання та розроблення методів визначення оптимальних значень цих показників. Аналіз результатів вимірювання якості послуг і задоволеності клієнтів дозволяє концентрувати увагу на конкретних проблемах, розвивати методи покращення якості та, в результаті, підвищувати рівень обслуговування [1, 2].

Тому *мета цієї статті* — розроблення методу оцінювання якості банківських послуг, який максимально враховуватиме вплив різних чинників на якість наданих банком послуг та базуватиметься на наукових засадах кваліметрії.

Забезпечення якості банківських послуг в Україні має ґрунтуватися на впровадженні та сертифікації системи управління якістю [3]. Механізм формування системи управління якістю банків України має базуватися на положеннях міжнародних стандартів ISO серії 9000, а саме, на таких ключових їх положеннях:

- центральна увага зосереджується на клієнтах з метою задоволення їх наявних або майбутніх потреб у комерційних продуктах і послугах банку;
- велике значення має управління процесами, оскільки саме окремі процеси забезпечують якість банківських послуг у цілому. Діяльність банку із надання клієнтам послуг та забезпечення господарської діяльності банку — це цілий комплекс процесів, спрямованих на задоволення найкращого способу наявних потреб клієнтів, при цьому якість кінцевої послуги залежить від якості кожного окремого процесу та їх взаємного поєднання;
- прийняття рішень ґрунтується на фактах, а це означає, що якість пропонованих банком послуг визначається якістю управління, яке є безперервним циклом ухвалення та реалізації різноманітних управлінських рішень. При цьому найвища якість послуг може бути досягнута лише за умови, коли ці рішення приймаються на основі перевірених даних та фактів;
- необхідність безперервних покращень передбачає постійне та повсякденне здійснення діяльності, спрямованої на забезпечення максимальної від-

повідності банківських послуг потребам клієнтів, які змінюються з розвитком суспільства, тобто приведення до збалансованого стану всіх складових організаційного потенціалу;

- максимальне долучення співробітників банку до забезпечення якості передбачає підвищення якості банківських послуг шляхом задіяння персоналу згідно з відповідними до виконуваних завдань кваліфікаційними вимогами та необхідними повноваженнями, з індивідуальним стимулюванням співробітників;

- у великих організаціях, якими є банки, застосовують системний підхід у процесі проектування організаційної системи та управління нею. При цьому передбачається, що забезпечення високої якості можливе лише за врахування всіх впливних на нього факторів у їх взаємозв'язку та взаємодії.

Упровадження системи управління якістю сприяє:

- покращенню якості продуктів та послуг, які надаються банком, та підвищенню задоволеності клієнтів;
- зростанню прибутку та іміджу банку;
- посиленню конкурентних переваг на ринку банківських послуг;
- зростанню продажів банківських продуктів та послуг;
- оптимізації банківської діяльності;
- розвитку бізнесу та поширенню передових технологій і стандартів діяльності на філії;
- збільшенню можливості співробітництва з іноземними партнерами, інвесторами та фінансовими установами за умови наявності сертифікованої системи управління якістю.

Але ці документи не дозволяють оцінити якість кінцевого продукту банківської діяльності, а саме, якість надання банківських послуг з точки зору зацікавлених суб'єктів оцінювання якості цих послуг.

До того ж необхідно зазначити, що поняття якості банківських послуг може формуватися з огляду зацікавленості різних суб'єктів оцінювання їх якості та їх мотивації, а саме, клієнтів банку (юридичних та фізичних осіб), акціонерів банку, керівництва банку та органів державної влади.

Наявні методи оцінювання якості мають ряд недоліків, які обмежують сферу їх застосування. Вони не враховують можливості оцінювання якості банківських послуг з точки зору різних суб'єктів, які мають різну мету оцінювання, а саме:

- ♦ клієнтів банку з метою отримання послуги з бажаними характеристиками, прийнятною якістю обслуговування та допустимим для них ризиком;

- ♦ акціонерів та інвесторів банку з метою оцінювання стійкості і темпів зростання ринкової вартості бізнесу;

- ♦ менеджменту банку з метою оцінювання довгострокової конкурентоспроможності та стабільності розвитку банку;

- ♦ органів державного нагляду з метою контролю дотримання інтересів держави та суспільства.

Цілі, з якими необхідне оцінювання якості надання банком послуг, можуть бути такими:

- * визначення конкурентоспроможності банку або його відділень;

- * визначення резервів для покращення обслуговування;

- * упровадження передових практик;

- * оцінювання якості надання послуг з точки зору споживача;

- * визначення рейтингу серед декількох банків або відділень банків;

- * попереднє оцінювання для залучення кредитів, інвестицій тощо.

Тому пропонуємо розроблення методу оцінювання якості банківських послуг на засадах експертно-статистичного методу кваліметрії.

КВАЛІМЕТРИЧНИЙ МЕТОД ОЦІНЮВАННЯ ЯКОСТІ БАНКІВСЬКИХ ПОСЛУГ

Якість банківських послуг залежить від багатьох чинників, сукупна дія яких по-різному впливає на результат. Аналіз цих чинників проведено в [3]. Складне поєднання таких впливних факторів призводитиме до різних результатів оцінювання якості. Тому існує необхідність дослідження залежності однієї змінної Y від декількох впливних на результат змінних x_1, \dots, x_n . Така задача розв'язується на основі множинного регресійного аналізу, який дозволяє дослідити вплив різних факторів на результат. На основі побудови та аналізування багатопараметричної лінійної регресійної моделі, яка дозволяє визначати відокремлений та спільний вплив різних факторів на результативну ознаку та провести кількісне оцінювання цього впливу шляхом використання відповідних критеріїв. Регресійний аналіз проводиться шляхом побудови рівняння регресії й визначення внеску кожної незалежної змінної до варіації досліджуваної залежної змінної величини. Його основним завданням є визначення впливу факторів на результативний показник [4, 5].

Багатопараметрична лінійна регресійна модель, яка пропонується для методу оцінювання якості банківських послуг, включає обрані показники якості банківських послуг та має вид:

$$Y = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_nx_n + \varepsilon, \quad (1)$$

де Y — залежна змінна, а саме, показник якості банківських послуг; x_1, \dots, x_n — фактори (незалежні змінні), які впливають на якість надання банківських послуг, а саме, показники якості банківських послуг; b_1, \dots, b_n — показники вагомості значення параметрів, які визначають вагомість впливу окремих показників якості банківських послуг на якість надання банківських послуг; ε — випадкова величина.

Це рівняння засвідчує, як в середньому змінюється результативна ознака Y під впливом зміни факторних ознак x_n .

Можливість застосування багатопараметричної моделі регресії, сформованої на базі [5], ґрунтується на виконанні таких припущень:

Випадкові величини ε_i підпорядковуються нормальному закону розподілу з нульовим математичним сподіванням і сталою дисперсією:

$$M(\varepsilon_i | x_1, x_2, \dots, x_n) = 0, \text{ за } i = \overline{1, n}; \quad (2)$$

$$\sigma^2 = \text{const}. \quad (3)$$

Випадкові величини ε_i — незалежні одна від одної, тобто відсутня серійна кореляція між ними, а отже, значення кожної випадкової величини не залежить від величини, яка визначає кількість незалежних змінних, які входять до моделі:

$$\text{cor}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0, \text{ за } i = \overline{1, n}, j = \overline{1, p}. \quad (4)$$

Коваріація між випадковою величиною ε та кожною незалежною змінною x_1, \dots, x_n відсутня та дорівнює 0:

$$\text{cov}(\varepsilon_i, x_p) = 0, \text{ за } i = \overline{1, n}, j = \overline{1, p}. \quad (5)$$

Відсутня мультиколінеарність між факторами x_1, \dots, x_n , тобто фактори повинні бути лінійно незалежними один від одного. Не повинно бути точного лінійного зв'язку між двома або більше факторами. Це припущення є надзвичайно важливим для багатфакторної регресійної моделі.

Модель повинна бути правильно специфікованою, тобто усі функціональні зв'язки мають бути в явному виді.

За умови, що ці припущення для багатфакторної лінійної регресійної моделі виконуються, МНК-оцінки є лінійними, без відхилень, оцінками та мають найменшу дисперсію. Регресійна модель, для якої виконуються всі ці припущення, має назву класичної нормальної лінійної моделі множинної регресії, а саме, *CNLMR-model*.

Метод оцінювання якості банківських послуг пропонується на основі побудови моделі системи багатфакторних регресійних рівнянь, яка формується на основі інформації від усіх зацікавлених суб'єктів оцінювання, а саме, клієнтів банку, акціонерів банку, керівництва банку та органів державної влади.

Формування системи багатофакторних лінійних регресійних рівнянь, які включають обрані показники якості банківських послуг залежно від суб'єктів оцінювання, проводиться у такий спосіб. Із урахуванням того, що якість банківських послуг може бути оціненою з точки зору різних суб'єктів, які мають різну мету оцінювання, а саме, клієнтів банку, акціонерів банку, керівництва банку та органів державної влади, пропонуємо метод оцінювання якості математично подати у виді системи рівнянь лінійної багатопараметричної регресії, яка засвідчує вплив окремих чинників на результативну якість послуг. Кожне із рівнянь системи показує залежність якості банківських послуг від ряду показників якості з урахуванням їх вагомості з точки зору кожного із розглянутих вище суб'єктів оцінювання якості банківських послуг:

$$\begin{cases} Y_1 = b_{10} + b_{11}x_{11} + b_{12}x_{12} + \dots + b_{1p}x_{1p} \\ Y_2 = b_{20} + b_{21}x_{21} + b_{22}x_{22} + \dots + b_{2p}x_{2p} \\ Y_3 = b_{30} + b_{31}x_{31} + b_{32}x_{32} + \dots + b_{3p}x_{3p} \\ Y_4 = b_{40} + b_{41}x_{41} + b_{42}x_{42} + \dots + b_{4p}x_{4p} \end{cases} \quad (4)$$

де x_{mn} — значення показників якості; b_{mn} — значення показників вагомості; m — кількість суб'єктів оцінювання якості; p — кількість показників якості, $p = 1 \div k$ залежно від кількості обраних показників якості кожною групою суб'єктів оцінювання; Y_1 — результат оцінювання якості клієнтами банку; Y_2 — результат оцінювання якості акціонерами банку; Y_3 — результат оцінювання якості керівництвом банку; Y_4 — результат оцінювання якості органами державної влади.

Етапи запропонованого методу оцінювання якості банківських послуг базуються на таких діях:

1. Проведенні вибору факторів, а саме, показників якості, які впливають на якість банківських послуг, залежно від розглянутих вище суб'єктів оцінювання.
2. Проведенні вибору методу побудови системи регресійних рівнянь та оціненні невідомих параметрів регресійних моделей.
3. Проведенні кореляційного аналізу обраних показників якості банківських послуг для оцінювання щільності кореляційного зв'язку між ними.
4. Перевіренні розроблених моделей на адекватність.
5. Перевіренні коефіцієнтів розроблених моделей на значимість.
6. Розрахунку та побудові інтервалів довіри.
7. Аналізуванні отриманих результатів та формуванні рекомендацій щодо покращення якості банківських послуг.

Розглянемо докладніше ці етапи побудови та аналізування системи рівнянь багатофакторної регре-

сійної моделі, яка формується на основі інформації від усіх зацікавлених суб'єктів оцінювання згідно із запропонованим методом оцінювання якості банківських послуг.

Вибір та аналізування усіх можливих факторів x_1, \dots, x_n , які впливають на якість банківських послуг, та формування класифікації показників якості банківських послуг пропонується проводити на основі аналізу літературних джерел, зокрема, стандарту з урахуванням особливостей банківських послуг [6—8]. Сформований загальний перелік показників якості банківських послуг, які можуть бути використані в процесі оцінювання якості, подано у таблиці.

Вибір методу побудови регресійної багатофакторної моделі здійснюється згідно з [4, 5, 9], де подано, зокрема, метод усіх можливих регресій, метод виключень, покроковий регресійний метод, метод найменших квадратів.

Подальшим кроком є оцінювання невідомих параметрів моделі системи рівнянь, а саме, коефіцієнтів b_1, \dots, b_p , які визначають вагомість впливу окремих показників якості банківських послуг на якість надання банківських послуг.

Для цього систему регресійних рівнянь доцільно подавати у матричній формі:

$$Y_m = X_m B_m + E_m \quad (5)$$

$$\text{за } Y_m = \begin{bmatrix} y_{1m} \\ y_{2m} \\ \dots \\ y_{nm} \end{bmatrix}; \quad X_m = \begin{bmatrix} 1 & x_{11m} & x_{21m} & \dots & x_{p1m} \\ 1 & x_{12m} & x_{22m} & \dots & x_{p2m} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 1 & x_{1nm} & x_{2nm} & \dots & x_{pnm} \end{bmatrix};$$

$$B_m = \begin{bmatrix} b_{1p} \\ b_{2p} \\ \dots \\ b_{np} \end{bmatrix}; \quad E_m = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1m} \\ \varepsilon_{2m} \\ \dots \\ \varepsilon_{nm} \end{bmatrix}, \quad (6)$$

де Y_m — вектор-стовпець залежних змінних Y_m , а саме, результатів оцінювання якості зацікавленими суб'єктами оцінювання; значення має бути в проміжку від 0 до 1; X_m — матриця значень факторних ознак x_{1m}, \dots, x_{pm} ; B_m — вектор-стовпець невідомих параметрів; E_m — вектор-стовпець незалежних величин.

Кожне рівняння моделі має p незалежних змінних або факторів, що впливають на залежну змінну Y_m , та $(p + 1)$ параметрів, які потрібно оцінити. Оцінювання невідомих параметрів виконується за формулою:

$$B_m = (X_m^T X_m)^{-1} X_m Y_m \quad (7)$$

Для дослідження кожного регресійного рівняння системи виконується розрахунок основних його характеристик.

Основні показники якості послуг за групами
Key indicators of service quality in different groups

№	Групи показників	Показники
1	Показники призначення послуги	Показники сфери діяльності (сфери надання банківських послуг).
		Показники сумісності: технологічної; метрологічної; інформаційної.
		Показники підприємства: матеріально-технічне забезпечення; санітарно-гігієнічні умови, етика спілкування, можливість отримання додаткових послуг, середній час очікування або час обслуговування клієнта.
2	Показники безпеки послуг	Показники безпеки для життя, здоров'я і майна громадян: безпека результату матеріальної послуги під час поводження з нею, специфічні види безпеки для банківських послуг.
		Показники безпеки для навколишнього середовища: утилізація.
		Показники збереження майна та інформації: збереження майна в процесі надання послуг; збереження інформації від несанкціонованого доступу та вірусів.
3	Показники надійності наданих послуг	Показники надійності результату послуги: стабільність та збережуваність;
		Показники стійкості результату послуги до зовнішніх впливів: стійкість до перешкод результату надання послуги; стійкість до перешкод процесу надання послуги.
		Показники надійності надання послуги: своєчасність і точність виконання замовлення вчасно, в необхідному обсязі та згідно з номенклатурою; своєчасність і точність виконання замовлення за пунктами угоди.
4	Показники професійного рівня персоналу	Показники рівня професійної підготовки та кваліфікації персоналу банку: рівень навчального закладу, дипломи, які має персонал; загальна і профільна підготовка персоналу банку; професійні навички; знання і дотримання вимог керівних та настановчих документів, підвищення кваліфікації.
		Показники реалізації керівної діяльності: значення і дотримання трудового законодавства; уміння організувати роботу персоналу; знання і дотримання законодавства економічної, фінансової, бухгалтерської сфер діяльності; уміння забезпечити доброзичливу атмосферу і правильні дії за екстремальних ситуацій.
		Показники знання і дотримання професійної етики поведінки працівниками банку: Індивідуальні властивості: уважність і люб'язність у відносинах зі споживачами; уміння створювати безконфліктну атмосферу.

Оцінювання щільності кореляційного зв'язку між окремими показниками якості для кожного рівняння виконується шляхом визначення коефіцієнта множинної кореляції:

$$R = \frac{\sum_{i=1}^p (y_i - \bar{y})(\hat{y}_i - \bar{\hat{y}})}{\sqrt{\sum_{i=1}^p (y_i - \bar{y})^2 \sum_{i=1}^p (\hat{y}_i - \bar{\hat{y}})^2}} \quad (8)$$

Оцінювання адекватності кожної регресійної моделі виконується на основі коефіцієнта детермінації. Мірою залежності варіації залежної змінної від варіації незалежних змінних слугує коефіцієнт детермінації, який вказує, наскільки отримані спостереження підтверджують модель та наскільки відповідні суми квадратів скориговано на їх ступені свободи:

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - y_i)^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (9)$$

Оцінений коефіцієнт детермінації визначається

за виразом:

$$\bar{R}^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - y_i)^2}{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{\hat{y}})^2} = 1 - (1 - R^2) \frac{n-1}{n-p-1} \quad (10)$$

Значення R^2 свідчить, яка частка варіації залежної змінної зумовлена варіацією фактора. Коефіцієнт детермінації приймає значення на відрізку $0 \leq R^2 \leq 1$. Чим ближче значення коефіцієнта детермінації до одиниці, тим краще рівень апроксимації емпіричних даних рівнянням регресії. За аналізування коефіцієнт детермінації може приймати різні значення, які визначають таке:

▲ $R^2 = 1$ — між змінними x та y існує лінійна функціональна залежність.

▲ $R^2 = 0$ — варіація залежної змінної повністю зумовлена впливом у моделі випадкових, а також неврахованих змінних.

▲ $R^2 > 0,95$ — високий ступінь апроксимації.

▲ $0,8 < R^2 < 0,95$ — задовільний ступінь апроксимації.

▲ $R^2 < 0,6$ — незадовільний ступінь апроксимації.

Ступінь зміни y від x характеризує коефіцієнт еластичності, який свідчить, на скільки відсотків від середньої змінюється y у середньому x за зміни x на 1 %, та обчислюється як:

$$E = b_n \bar{x} / \bar{y}. \quad (11)$$

Для перевірки системи багатофакторних лінійних регресійних моделей якості банківських послуг на адекватність використовується F -критерій Фішера, шляхом його порівняння із табличним значенням за заданого рівня довіри. Якщо правильною є гіпотеза H_1 , тобто не всі параметри незначно відрізняються від нуля, що дає підставу вважати, що побудована регресійна модель відповідає дійсності, тобто адекватна. Для перевірки H_1 гіпотези розраховується критерій Фішера з $(k - 1)$ та $(p - k)$ ступенями свободи, де $p = k - 1$ — кількість факторів, які увійшли до моделі, n — загальна кількість спостережень:

$$F = \frac{\frac{1}{k-1} \sum_{i=1}^p (\hat{y}_i - \bar{y})^2}{\frac{1}{p-k} \sqrt{\sum_{i=1}^p (\hat{y}_i - y_i)^2}}. \quad (12)$$

Спостережуване значення визначається як:

$$F_{p,n-p-1} = 1 - \frac{\sum_{i=1}^p (\hat{y}_i - \bar{y})^2 / p}{\sum_{i=1}^p (\hat{y}_i - y_i)^2 / (n-p-1)}. \quad (13)$$

За обраним рівнем довіри за таблицями Фішера визначаємо граничне значення $F_{\text{гр}}$. Виконання умови $F > F_{\text{гр}}$ свідчатиме стосовно адекватності побудованої регресійної моделі. Перевірка виконується для кожного рівняння системи регресійних рівнянь.

Подальшим кроком є перевірка параметрів багатофакторної регресії на значимість. Для перевірки значимості параметрів багатофакторної регресії виконуємо такі дії: задаємо рівень значимості $(1 - \alpha)$ 100 %; визначаємо t -статистику для кожного параметра, яка підпорядкована розподілу Ст'юдента з $(n - k)$ ступенями свободи; висуваємо нуль-гіпотезу: H_0 проти альтернативної H_1 . Значення t^* -статистики порівнюємо з критичним значенням, яке є квантилем випадкової величини, підпорядкованої закону розподілу Ст'юдента з $(n - k)$ ступенями свободи:

► якщо значення t^* не потрапляє в критичну зону, тобто $-t_{\alpha/2} < t^* < t_{\alpha/2}$, то з імовірністю $(1 - \alpha)$ оцінка є статистично незначимою;

► якщо значення t^* потрапляє в критичну зону, тобто $t^* < -t_{\alpha/2}$, або $t^* > t_{\alpha/2}$, то з імовірністю $(1 - \alpha)$ оцінка є статистично значимою.

Інтервальна оцінка параметрів багатофакторної регресії визначає інтервал, розташований навколо точкової оцінки b шириною $2a$, такий, що ймовірність влучення істинного значення β в інтервал дорівнює обраному нами ступеню довіри $(1 - \alpha)$:

◀ довірчий інтервал довіри для окремого значення y_k :

$$\hat{y}_{n-2} \pm t_{n-2} \left(\frac{\alpha}{2}\right) \sigma \sqrt{1 + X_k (X^T X)^{-1} X_k^T}; \quad (14)$$

◀ довірчий інтервал довіри для прогнозованого значення:

$$\hat{y}_{n-1} \pm t_{n-2} \left(\frac{\alpha}{2}\right) \sigma \sqrt{1 + \frac{1}{n} + X_{n+1} (X^T X)^{-1} X_{n+1}^T}. \quad (15)$$

За результатами аналізування системи нелінійних регресійних рівнянь формулюються рекомендації щодо шляхів покращення якості банківських послуг. Проаналізуємо отримані результати та сформулюємо рекомендації щодо покращення окремих показників якості банківських послуг для підвищення якості надання банківських послуг банком у цілому.

Максимальне значення кожного із показників результатів оцінювання якості зацікавленими в цьому суб'єктами Y_m якості максимально може становити 1. У реальності ці показники можуть бути меншими від 1, тому пропонуємо рішення стосовно позитивного результату оцінювання якості банківських послуг приймати за значення кожного показника результату оцінювання якості Y_m , яке за шкалою Харрінгтона міститься в межах

$$0,8 \leq Y_m \leq 1.$$

Якщо певний узагальнений показник рівня якості банківських послуг міститься в межах

$$0,63 \leq Y_m \leq 0,8,$$

то керівництву банку необхідно вжити заходи для усунення недоліків та покращення роботи.

Якщо певний із показників рівня якості банківських послуг міститься в межах

$$Y_m \leq 0,63,$$

то якість банківських послуг є незадовільною та необхідний ґрунтовний підхід для розроблення та впровадження заходів щодо їх покращення.

Багатофакторний регресійний аналіз допомагає знайти явний вид залежності впливу різних факторів на досліджуваний процес та кількісно оцінити його. Але необхідно зауважити, що складність розрахунків призводить до необхідності широкого використання обчислювальних методів із використанням сучасних пакетів прикладних програм.

ВИСНОВКИ


Застосування запропонованого методу оцінювання якості дає змогу комплексно оцінити якість наданих банком послуг з точки зору різних суб'єктів оцінювання, а саме, клієнтів банку (юридичних та фізичних осіб), акціонерів банку, керівництва, банку та органів державної влади.

Якість банківських послуг залежить від багатьох чинників, спільна дія яких може по-різному впливати на результат з точки зору різних суб'єктів оцінювання. Складне поєднання параметрів якості призводить до різних результатів оцінювання якості. Така задача розв'язується на основі застосування методу множинного лінійного регресійного аналізу, який дозволяє дослідити вплив різних параметрів діяльності банку на результат, а саме, якість надання банківських послуг.

За результатами оцінювання якості банківських послуг можна визначати конкурентоспроможність банку та резерви для покращення обслуговування клієнтів, обґрунтовувати доцільність впровадження передових практик, покращувати якість надання послуг з точки зору споживачів, визначати рейтинг банку серед інших банків та формувати рекомендації щодо залучення кредитів та інвестицій.

Упровадження запропонованого методу контролю якості банківських послуг сприятиме підвищенню вірогідності та своєчасності інформації стосовно діяльності банку та надання ним послуг на всіх етапах його діяльності всіма зацікавленими суб'єктами оцінювання.

СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ / REFERENCES

1. Закони України та нормативно-правові акти Національного банку. [Електронний ресурс] — Режим доступу: (Zakony Ukrainy ta normatyvno-pravovi akty) https://bank.gov.ua/control/uk/publish/category?cat_id=61711. — Назва з екрану.
2. Діденко І.С. Якість банківських послуг як фактор підвищення ефективності діяльності банку. [Електронний ресурс] — Режим доступу: (Didenko I.S. Yakist bankivskih posluh yak factor pidvyshennia efektyvnosti diialnosti banku) <http://dspace.uabs.edu.ua/jspui/handle/123456789/8269/>
3. ДСТУ ISO 9001:2009 Система управління якістю. Вимоги. (ISO 9001:2008, IDT) (Systema upravlinnia yakistiu. Vymogy (ISO 9001:2008, IDT)).
4. Дрейпер Н., Смит Г. Прикладной регрессионный анализ. Множественная регрессия (Applied Regression Analysis). / Н. Дрейпер, Г. Смит. — М.: «Диалектика», (Dreipner N. Smit G. Applied Regression Analysis) — 2007. — С/Р. 912.
5. Володарський Є.Т. Статистична обробка даних: [навчальний посібник] / Є.Т. Володарський, Л.О. Кошева. — К.: НАУ, (Volodarskii Ye. Statystychna obrobka danych) — 2008. — 307 с/р.
6. Латыпова Л.В. Современные методы оценки системы менеджмента качества / Л.В. Латыпова // Экономика и предпринимательство. (Latypova L.V. Sovremennye metody ocenki sistemy menedgmenta kachestva) — 2015. — № 6 (ч.4). — С/Р. 845.
7. Нікітін А.В., Бортніков Г.П., Федорченко А.В. Маркетинг у банку: Навч. посіб. / За ред. А.В. Нікітіна. — К.: КНЕУ, (Nikitin A.V., Bortnikov G.P., Fedorchenko A.V. Marketing banku) — 2006. — 432 с/р.
8. ГОСТ Р 52113-2014 Услуги населению. Номенклатура показателей качества услуг. Дата введення 2016-01-01. [Електронний ресурс] — Режим доступу: (Uslugi naseleniu. Nomenklatura pokazatelei kachestva) <http://docs.cntd.ru/document/1200114171>.
9. Радченко С.Г. Методология регрессионного анализа: Монография. — К.: «Корнийчук», (Radchenko S.G. Metodologia regressionnogo analiza.) — 2011. — С/Р. 376. 

Отримано / received: 29.09.2017.

Стаття рекомендована до публікації д.т.н., проф. В.М. Юзевичем (Україна).
Prof. V.M. Yuzevych, D. Sc. (Techn.), Ukraine, recommended this article to be published.

УДК 656.61.052

АНАЛІЗ МІЖНАРОДНИХ ТА ВІТЧИЗНЯНИХ СТАНДАРТІВ ЛЬОДОВИХ КАТЕГОРІЙ ДЛЯ ЗДІЙСНЕННЯ БЕЗПЕЧНОЇ НАВІГАЦІЇ В АКВАТОРІЇ ШЕЛЬФУ УКРАЇНИ

Р. Габрук, кандидат технічних наук, докторант,
Національний університет «Одеська морська академія»

Проведено аналіз міжнародних та вітчизняних стандартів класифікації рухомих об'єктів водного транспорту для здійснення навігації за льодових умов. Для гарантування безпеки навігації та безаварійного й ефективного виконання технологічних робіт, що проводяться з метою освоєння енергетичних ресурсів шельфу України за льодових умов, обґрунтовано та сформульовано вимоги до льодових класів рухомих об'єктів водного транспорту.

The article represents an analysis of international and national standards for the classification of mobile water transport objects for navigation in ice conditions. To ensure the safety of navigation and accident-free and effective implementation of technological work carried out for the purpose of development of energy resources in continental shelf of Ukraine in ice conditions, requirements for ice classes of mobile water transport objects were substantiated and formulated.

Ключові слова: водний транспорт, безпека мореплавання, судноводіння, льодові умови.
Keywords: water transport, safety of navigation, navigation, ice conditions.

Розвідка континентального шельфу і розроблення його природних багатств стає запорукою енергетичної безпеки України. Для досягнення максимальної ефективності доцільним є використання рухомих об'єктів водного транспорту (РОВТ) різних типів, а сам процес здійснення відповідних технологічних робіт в акваторії Чорного та Азовського морів має бути цілорічним.

На просторово-часовому проміжку здійснення технологічних робіт РОВТ різних типів мають місце загрозливі збурення факторів локально обмеженого простору проведення технологічної роботи. Загальновідомі чинники навколишнього середовища: вітер, течія та хвилювання, — збурюють контрольований рух.

Окремим випадком є навігація за льодових умов, актуальна для басейнів Чорного та Азовського морів. Поява льоду припадає зазвичай на середину грудня — першу половину січня, а його зникнення — на другу половину лютого — початок березня [1]; лід досягає товщини (40—50) см. Отже, льодовий режим басейнів Чорного та Азовського морів потенційно загрожує цілорічному проведенню робіт з освоєння ресурсів шельфу. Джерелом загроз для виконання технологічної роботи і безпечної загальної навігації РОВТ є сили, які виникають під час взаємодії криг та корпусу РОВТ.

Для здійснення безпечної навігації в районах із загрозливою льодовою обстановкою використовують спеціальні РОВТ льодового класу. Знаки категорій льодових посилень криголамів та РОВТ льодового плавання надаються згідно з правилами та вимогами класифікаційних товариств (КТ), які ґрунтуються на базі міжнародних нормативних документів [2—6]. Основними є вимоги Фінсько-шведських правил до льодових класів (*Finnish-Swedish Ice Class Rules (FSR)*) та Уніфіковані вимоги Міжнародної



Асоціації Класифікаційних Товариств (МАКТ) до РОВТ полярних класів (*Unified Requirements for Polar Ships (URPS)*). Також існують правила КТ, які базуються на різних джерелах.

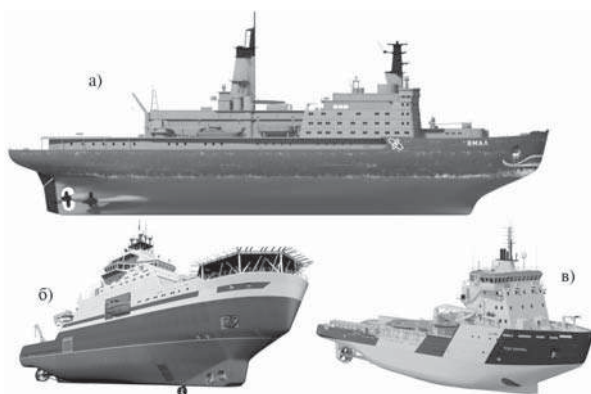
Ураховуючи процеси світової глобалізації морської галузі та інтеграційні процеси, що відбуваються в Україні, участь РОВТ із різною класифікацією у здійсненні льодової навігації в акваторії континентального шельфу України для виконання технологічних робіт є високо вірогідною. Тому постає питання відповідності класифікації РОВТ згідно з різними правилами практичної потреби безпечної навігації за конкретних умов басейнів Чорного та Азовського морів.

Мета статті — практичне завдання гарантування безпеки класифікованих РОВТ під час здійснення навігації за льодових умов басейнів Чорного та Азовського морів.

Для цього необхідно провести глибокий аналіз основних міжнародних вимог та вимог Регістру судноплавства України щодо класифікації безпеки навігації за льодових умов та визначити класифікаційні категорії РОВТ, експлуатація яких є безпечною та ефективною в акваторії шельфу України.

ВИКЛАД МАТЕРІАЛУ ДОСЛІДЖЕННЯ З ОБҐРУНТУВАННЯМ ОТРИМАНИХ НАУКОВИХ РЕЗУЛЬТАТІВ

Класифіковані РОВТ льодового класу мають комплекс технічних особливостей, серед яких спеціальна форма носу для проходження суцільних льодових полів, посилений набір корпусу для протистояння силам льодового тиску, інші конструктивні особливості для здійснення безпечної навігації за екстремальних льодових умов (рисунк).



Основні типи РОВТ льодового класу для освоєння ресурсів шельфу. а) — криголам; б) — багатофункціональне судно льодового плавання; в) — судно забезпечення льодового плавання
Common types of ice class MWTO for shelf resources development. a) — icebreaker; b) — multipurpose ice class ship; c) — ice class supply vessel

Основною загрозою під час навігації за льодових умов є льодовий тиск, який може спричинити руйнацію корпусу РОВТ. Величина льодового тиску пропорційна щільності льодового поля, яке взаємодіє з корпусом РОВТ. Щільність льоду для потреб навігації визначається як міра суцільності крижаного покриву, яка характеризується відношенням площі, зайнятої кригою, до загальної площі оцінюваної ділянки акваторії локально обмеженого простору, що оцінюється за десятибальною шкалою. Так визначають розріджений лід — лід щільністю (4–6) балів, у якому більшість крижин не стикаються між собою. Щільний лід — лід щільністю (7–8) балів, у якому більшість крижин стикається між собою, утворюючи льодові перемички. Дуже щільний лід — лід, щільність якого дорівнює 9 балам, але менша від 10 балів. Суцільний лід — лід щільністю 10 балів.

За типами РОВТ поділяються на криголами та РОВТ льодового плавання [2, 7]. Криголами — спеціалізовані РОВТ, призначені для виконання різноманітних видів криголамних операцій: проведення суден у льоду, подолання льодових перемичок, прокладання каналу, буксирування, обколювання, виконання рятувальних робіт. У процесі виконання криголамних операцій використовуються два основних режими льодового плавання: безперервний хід та робота набігами.

РОВТ, що мають знак льодового плавання призначені для самостійного плавання у льоду, включаючи рух у розводях між крижинами, подолання стиків крижаних полів і ділянок з відносно тонкою суцільною кригою, або плавання у льоду під проведенням криголама.

КТ, які проводять класифікацію згідно з власними правилами, спираючись на міжнародні нормативні документи, призначають додаткові льодові класи, які додаються до основного символу класу. З точки зору призначення категорій льодових посилень КТ можна розділити на такі групи.

КТ, які використовують у своїх правилах лише вимоги Фінсько-шведських правил до льодових класів (*Finnish-Swedish Ice Class Rules (FSR)*) [3] і Уніфіковані вимоги МАКТ до РОВТ полярних класів (*Unified Requirements for Polar Ships (URPS)*, *UR I1*, *UR I2*, *UR I3*) [5]. До них відносяться *BV*, *RINA*, *NK*.

КТ, що мають, на додаток до вимог *FSR* і *URPS*, власні вимоги до льодових класів. До них відносяться *LR*, *DNV* і *ABS*.

КТ, які мають свої власні вимоги до льодових класів, що відрізняються як від *FSR*, так і від *URPS*, тому їх не можна віднести до жодної з груп. Прикладом такого КТ є й Регістр Судноплавства України (*PY*).

При цьому як правила РУ, так і власні правила КТ другої групи, базуються на різних підходах до призначення районів льодових підсилень, льодових навантажень тощо. Ці підходи відрізняються і від *FSR*, і від *URPS*, тому навіть достатньо близькі категорії посилень за зазначеними правилами ні в якому разі не можна розглядати як еквівалентні.

Категорії льодових посилень за правилами *FSR* такі:

IA Super — плавання в однорічному льоду за умов Північної Балтики за товщини льоду 1,0 м.

IA — плавання в однорічному льоду за умов Північної Балтики за товщини льоду 0,8 м.

IB — плавання в однорічному льоду за умов Північної Балтики за товщини льоду 0,6 м.

IC — плавання в однорічному льоду за умов Північної Балтики за товщини льоду 0,4 м.

Category II — плавання у битому льоду.

Категорії льодових посилень згідно з *URPS* базуються на основі класифікації льоду, прийнятої відповідно до «Номенклатури морського льоду» Світової метеорологічної організації («*Sea Ice Nomenclature of the World Meteorological Organization (WMO)*») [4]. За цією класифікацією лід поділяється у такий спосіб: дворічний > 2,0 м; товстий однорічний > 1,2 м; середній однорічний (0,7—1,2) м; тонкий однорічний < 0,7 м.

Категорії льодових посилень згідно з *URPS* такі:

РС 1 — цілорічне плавання у будь-яких полярних водах.

РС 2 — цілорічне плавання у багаторічному льоду за помірних льодових умов.

РС 3 — цілорічне плавання у дворічному льоду, який може містити включення багаторічного льоду.

РС 4 — цілорічне плавання у товстому однорічному льоду, який може містити включення багаторічного льоду.

РС 5 — цілорічне плавання у середньому однорічному льоду, який може містити включення старого льоду.

РС 6 — плавання у літній та осінній періоди в середньому однорічному льоду, який може містити включення старого льоду.

РС 7 — плавання у літній та осінній періоди в тонкому однорічному льоду, який може містити включення старого льоду.

РУ додає *POBT* льодового плавання, яке задовольняє відповідним вимогам Правил [2, 8], до основного символу класу один із таких знаків категорій льодових посилень: *Ice1*, *Ice2*, *Ice3*, *Ice4*, *Ice5*, *Ice6*. До основного символу класу несамохідного *POBT* знак категорії льодових посилень не додається.

Категорії *Ice1*, *Ice2*, *Ice3*, що утворюють групу неарктичних категорій, поширюються на *POBT*, які призначені лише для плавання в неарктичних морях, що не замерзають (неарктичні *POBT*). Категорії *Ice4*, *Ice5*, *Ice6*, що утворюють групу арктичних категорій, що поширюються на *POBT*, призначені для плавання в арктичних морях (арктичні *POBT*).

Для *POBT*, класифікованих як буксир залежно від його відповідності категоріям льодових посилень, до основного класу додається один із таких знаків: *Ice2*, *Ice3*, *Ice4*, *Ice5*. РУ не присвоює *Ice1* та *Ice6* таким типам *POBT*.

Якщо криголам задовольняє відповідним вимогам Правил РУ, тоді до основного символу класу додається один із основних знаків категорій льодових посилень: *Icebreaker1*; *Icebreaker2*; *Icebreaker3*; *Icebreaker4*. Криголами вказаних категорій мають такі експлуатаційні характеристики:

Icebreaker1 — виконання криголамних операцій у портових і припортових акваторіях, а також у неарктичних морях, що замерзають, за товщини льоду до 1,5 м. Може просуватися безперервним ходом у суцільному льодовому полі завтовшки до 1,0 м;

Icebreaker2 — виконання криголамних операцій: на прибережних трасах арктичних морів у зимово-весняну навігацію за товщини льоду до 2,0 м і літню та осінню навігацію за товщини льоду до 2,5 м; в неарктичних морях, що замерзають, та в гірлових ділянках річок, які впадають в арктичні моря, — за товщини льоду до 2,0 м. Може просуватися безперервним ходом у суцільному льодовому полі товщиною до 1,5 м. Сумарна потужність на гребних валах не менша від 11 МВт;

Icebreaker3 — виконання криголамних операцій: на прибережних трасах арктичних морів у зимово-весняну навігацію за товщини льоду до 3,0 м і літню та осінню навігацію — без обмежень. Може просуватися безперервним ходом у суцільному льодовому полі товщиною до 2,0 м. Сумарна потужність на гребних валах не менша від 22 МВт;

Icebreaker4 — виконання криголамних операцій: в арктичних морях у зимово-весняну навігацію за товщини льоду до 4,0 м і літню та осінню навігацію — без обмежень. Може просуватися безперервним ходом у суцільному льодовому полі товщиною, більшою за 2,0 м. Сумарна потужність на гребних валах не менша від 48 МВт.

Автором проведено роботу порівняння вимог РУ, *URPS* МАКТ та *FSR* щодо категорій льодових посилень *POBT*. Вимоги виявилися не зовсім відповідними за категоріями. Результати найбільш зручним способом можна представити у виді порівняльної таблиці.

Порівняння категорій льодових посилень
за правилами РУ, URPS та FSR.
Comparison of categories of ice reinforcements
according to RU, URPS and FSR rules.

РУ	URPS	FSR	
Ice 7	PC 1	IA Super	
	PC 2		
	PC 3		
Ice 5	PC 4		
	PC 5		
Ice 4	PC 6		IA
	PC 7		IA
Ice3		IB	
Ice2		IC	
Ice1		Category II	

У таблиці наведено категорії льодових посилень, які зображено у відповідності до вимог категорій. Потрібно відзначити, що категорія *IA Super* максимально повно, проте не зовсім, відповідає *PC 6*, точніше вона міститься між *PC 6* та *PC 7*. З одного боку її потрібно було зобразити аналогічно категорії *IA*, яка не повною мірою відповідає *PC 7*, проте, уважаючи, що категорії *PC 6*, *Ice4*, *IA* є достатніми для здійснення безпечної навігації у зоні шельфу Чорного та Азовського морів, можна знехтувати малими і несуттєвими для досягнення поставлених цілей розбіжностями.

У таблицю не включено категорії льодових посилень РУ для криголамів внаслідок відсутності їх відповідності категоріям *URPS* та *FSR*. Також не відображено вимог РУ до додаткового знаку льодового під-

силення *POBT* змішаного (ріка-море) плавання, знаку льодового посилення *POBT* внутрішнього плавання, знаку льодового посилення малого *POBT*. Це зумовлено тим, що *POBT* цих типів не беруть участі в освоєнні родовищ шельфу.

Отже, категорії *URPS* повністю покривають потреби *POBT* для здійснення навігації за льодових умов для підтримання видобутку нафтогазових ресурсів шельфу Чорного та Азовського морів.

Для *POBT*, що мають льодові класи згідно з правилами РУ *Ice1*, *Ice2*, які відповідають категоріям *IC* та *Category II* правил *FSR*, здійснення льодової навігації в акваторіях Чорного та Азовського морів у суворі зими може представляти загрозу.

ВИСНОВОК

Отже, припустивши, що під час експлуатації в акваторії шельфу України судновласник керуватиметься вимогами льодового паспорта або іншого документа, що конкретизує умови безпечної експлуатації *POBT* за льодових умов залежно від знаку категорії льодових посилень, особливостей конструкції *POBT*, льодових умов і криголамного забезпечення, можна зробити висновок, що безпечною буде експлуатація *POBT* з категорією *Ice3* та вище згідно з РУ, категорією *IB* та вище згідно з правилами *FSR*, та *POBT* всіх категорій, які класифіковані згідно з *URPS МАКТ*. Для роботи в акваторії шельфу можна використовувати криголами, які класифіковані згідно з правилами РУ.

Перспективою подальшої роботи в цьому напрямку може бути визначення екстремальних льодових умов аномальних зимових періодів Української частини Чорного та Азовського морів з метою уточнення вимог.

СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ / REFERENCES

1. Доронин Ю.П. Региональная океанология. / Ю.П. Доронин // — Л.: Гидрометеиздат, (Doronin Y.P. Regional oceanology. / Yu.P. Doronin // — L.: Gidrometeizdat), 1986. — 303 с/р.
2. Загальні положення про діяльність при технічному нагляді. Правила класифікації та побудови суден. Частина I «Класифікація». Том 1 / Регістр судноплавства України. — Київ.: РСУ (General provisions on the activities with technical supervision. Rules for classification and construction of vessels. Part I «Classification». Volume 1 / Shipping Register of Ukraine. — Kyiv.: RSU), 2014. — 205 с/р.
3. Ice class regulations 2010. Finnish-Swedish Ice Class Rules. / Transport Safety Agency — Helsinki: TraFi. 2010. — 50 p.
4. WMO Sea-ice Nomenclature. /World Meteorological Organization// WMO/OMM/BMO no.259. TP. 145. USA, California — 1970. — 147 p.
5. Requirements concerning polar class. / International Association of Classification Societies — London: IACS, 2016. — 42 p.
6. Polar Class Descriptions and Application / International Association of Classification Societies — London: IACS, 2016. — 2 p.
7. Термины, применяемые в морской индустрии. Русско-английский словарь-справочник. Том 1 «Флот/Российский Морской Регистр Судостроения». — С-Пб.: РМРС (The terms used in the marine industry. Russian-English dictionary catalog. Volume 1 «Fleet / Russian Maritime Register of Shipping». — Saint-Petersburg.: RMSR), 2010. — 78 с/р.
8. Правила класифікації та побудови суден. Том 4 / Регістр судноплавства України. — Київ.: РСУ (Rules for classification and construction vessels. Volume 4 / Shipping Register of Ukraine. — Kyiv.: RSU), 2014. — 656 с/р.
9. Войткунский Я.И., Справочник по теории корабля: В 3 т. / Я.И. Войткунский, А.А. Русецкий, В.В. Луговский, Е.Б. Юдин. — Л.: Судостроение (Voytkunskyy Y.I. Handbook on ship theory: In 3 v. / Y.I. Voytkunskyy, A.A. Rusetskiy, V.V. Luhovskyy, E.B. Yudin. — L.: Shipbuiding), 1985. — 1752 с/р.

Отримано / received: 01.06.2017.

Стаття рекомендована до публікації д.т.н., проф. М.М. Цимбалом (Україна).
Prof. M.M. Tsybal, D. Sc. (Techn.), Ukraine, recommended this article to be published.