

Вимірюйте
усе доступне вимірюванню
й робіть недоступне вимірюванню
доступним.

Галілео Галілей

ISSN 2307-2180
ISSN-L 2663-9564

Метрологія



Та прилади

METROLOGY AND INSTRUMENTS

№ 3 (77), 2019

Науково-виробничий журнал
Scientific and production journal

Засновники:

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

Видається з березня 2006 року
Рік випуску чотирнадцятий
Передплатний індекс 92386

Головний редактор
Володарський Є. Т., д. т. н., проф.

Редакційна колегія:

Величко О.М., д. т. н., проф.
Захаров І.П., 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.
Кошовий М.Д., д. т. н., проф.
Кучерук В.Ю., д. т. н., проф.
Кухарчук В.В., д. т. н., проф.
Назаренко Л.А., д. т. н., проф.
Пістун Є.П., д. т. н., проф.
Середюк О.Є., д. т. н., проф.
Туз Ю.М., д. т. н., проф.
Іноземні члени редколегії:
Tadeusz Skubis, dr hab. inż., prof.
(Польща)
Zygmunt Warsza, doc., dr inż. (Польща)
Михалченко В.М., к. т. н. (Казахстан)

Експертна рада:

Большаков В.Б., д. т. н., с. н. с.,
заступник головного редактора
Кузьменко Ю.В., к. т. н., с. н. с.
Петришин І.С., д. т. н., проф.
Рожнов М.С., к. х. н., с. н. с.
Сурду М.М., д. т. н., проф.

Редакційна група:

Фісун В.П., заступник головного
редактора
Винокуров Л.І., науковий редактор —
відповідальний секретар
Проненко М.П., модератор сайту,
дизайнер
Зайцев Ю.О., дизайнер-верстальник

Журнал рекомендовано до друку
вченою радою ХНУРЕ
(протокол №8 від 03.07.2019)

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
https://mmi-journal.org/index.php/journal

Видавець та виготовлювач:

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

Підписано до друку 04.07.2019.
Формат 60×84/8. Папір крейдований.
Ум. друк. арк. 8,43. Обл.-вид. арк. 7,13.
Друк офсетний. Тираж 400 прим.
Замовлення № 26.

© «Метрологія та прилади», 2019

Журнал зареєстровано
у Міністерстві юстиції України,
свідоцтво
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

The Journal is Registered
in Ministry of Justice of Ukraine,
Certificate series KB № 22796-12696PP
dated 03.07.2017;
is included in the List of scientific
professional editions of Ukraine,
the order of the Ministry of Education
and Science of Ukraine
No. 747 dated 13.07.2015
The journal is included in the
International Scientific Databases Index
Copernicus, Letter dated 08.03.2013

Co-founders:

Kharkiv National University
of Radio Electronics (KNURE);
Public Organization
«Academy of Metrology of Ukraine»;
State Enterprise «Ukrainian State
Research and Production Centre
for Standardisation, Metrology,
Certification and Consumers
Rights Protection»
(SE «Ukrmetrteststandart»);
LLC Production and Commercial Firm
(PCF) «FAVOR, LTD»

Published since march 2006 .
Release year fourteenth
Subscription index 92386 .

Chief editor:

Volodarskyi Ye.T., D.Sc. (Eng.), prof.

Editorial board:

Kolomyiets L.V., D.Sc. (Eng.), prof.
Kosach N.I., D.Sc. (Eng.), prof.
Kosheva L.O., D.Sc. (Eng.), prof.
Koshovyi M.D., D.Sc. (Eng.), prof.
Kucheruk V.Yu., D.Sc. (Eng.), prof.
Kukharchuk V.V., D.Sc. (Eng.), prof.
Nazarenko L.A., D.Sc. (Eng.), prof.
Pistun Ye.P., D.Sc. (Eng.), prof.
Serediuk O.Ye., D.Sc. (Eng.), prof.
Tuz Yu.M., D.Sc. (Eng.), prof.
Velychko O.M., D.Sc. (Eng.), prof.
Zakharov I.P., D.Sc. (Eng.), prof.
Foreign members of the editorial board:
Tadeusz Skubis, prof. dr hab. inż.
(Poland)
Zygmunt Warsza, doc., dr inż. (Poland)
Mykhalchenko V.M., Ph.D.
in Engineering Science (Kazakhstan)

Advisory Board:

Bolshakov V.B., D.Sc. (Eng.), S.Sc.Off.
Deputy Chief Editor
Kuzmenko Yu.V., Ph.D. (Eng.), S.Sc.Off.,
Petryshyn I.S., D.Sc. (Eng.), prof.
Rozhnov M.S., Ph.D. (Chem.), S.Sc.Off.
Surdou M.M., D.Sc. (Eng.), prof.

Editorial Team:

Fisun V.P., Deputy Chief Editor
Vynokurov L.I., Scientific Editor,
Executive Secretary
Pronenko M.P., site moderator, designer
Zaitsev Yu.O., maker-up designer

The journal is recommended
for publication
by the scientific council of KNURE
(protocol number 8 dated 03.07.2019)

Editorial Address:

61002, Kharkiv, st. Kulikovskaya, 11;
tel.: (057) 706-00-36; (095) 00-68-665
e-mail: metrolog-prylady@ukr.net
https://mmi-journal.org/index.php/journal
http://www.amu.in.ua/journal1

Publisher and manufacturer:

PCF «Favor LTD»
61140, Kharkiv,
pr-t. Gagarin, 94-A, sq. 35;
Certificate of inclusion in the State
Register of Publishers, Manufacturers
and Distributors of Publishing Products,
series XK № 90 dated 17.12.2003.

Signed for printing dated 04.07.2019
Format 60 × 84/8. Paper is coated.
Conditional printed sheets 8.43.
Accounting and publishing sheets 7.13.
Offset printing. Circulation 400 copies
Order number 26.

ISSN (print) 2307-2180
ISSN (online) 2663-9564
DOI: 10.33955/2307-2180

© «Metrology and Instruments», 2019

МІЖНАРОДНЕ СПІВРОБІТНИЦТВО	INTERNATIONAL COOPERATION
Вітальне послання директорів Міжнародних бюро з мір та ваг Мартіна Мілтона та законодавчої метрології Ентоні Доннеллана з нагоди Всесвітнього дня метрології 2019 3	Messages from the Directors of the BIPM Martin Milton and of the BIML Anthony Donnellan dedicated to the World Metrology Day 2019
МЕТРОЛОГІЧНЕ ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ	METROLOGICAL ASSURANCE
Купко О. Особливості вимірювання яскравості екранів 4	Kupko O. Features of measuring the brightness of the screens
МЕТОДИ ТА МЕТОДИКИ	METHODS AND PROCEDURES
Кузьмич Л. Синтез методу вимірювання напружено-деформованого стану складних конструкцій 12	Kuzmych L. Synthesis of Measurement Method of Stressed-Deformed Condition of Complex Structures
ВИМІРЮВАННЯ ТА ВИПРОБУВАННЯ	MEASUREMENT AND TESTS
Крюков О., Мудрик В. Засіб вимірювання швидкості руху снаряда в каналі ствола: результати експериментальних досліджень діючого макета 19	Kriukov O., Mudrik V. Velocity Measuring Tool of Projectile in the Barrel: Experimental Research Results of the Valid Layout
ВИМІРЮВАЛЬНІ ПРИЛАДИ ТА СИСТЕМИ	MEASURING INSTRUMENTS AND SYSTEMS
Бенедицький В., Мартинчук П., Нікітчук Т., Войцицький А. Вимірювач електричних зарядів для контролю повітряного простору навколишнього середовища 24	Benedytskiy V., Martynchuk P., Nikitchuk T., Voitsitskiy A. Measurement of Electrical Charges for the Control of the Air External Environment
ПАРАМЕТРИ ТА ХАРАКТЕРИСТИКИ	PARAMETERS AND CHARACTERISTICS
Володарський Є., Волошко А. Корекція відхилення частоти енергосистеми за вимірювання потужності цифровими методами 27	Volodarskiy E., Voloshko A. Correction for the Deviation of Power System Frequency in the Measurement of Power by Digital Techniques
ПРОСТЕЖУВАНІСТЬ ТА НЕВИЗНАЧЕНІСТЬ	TRACEABILITY AND UNCERTAINTY
Петришин І., Бас О. Деякі аспекти впровадження ієрархічних схем та ланцюгів простежуваності засобів вимірювальної техніки 33	Petryshyn I., Bas O. Some Aspects of the Implementation of Hierarchical Schemes and Traceability Chains of Measuring Instruments
ЯКІСТЬ ТА ЕФЕКТИВНІСТЬ	QUALITY AND EFFICIENCY
Буриченко М., Іванець О. Підхід до оцінювання якості медичних послуг 41	Burichenko M., Ivanets O. Approach to Evaluation of Quality of Medical Services
ОПРАЦЮВАННЯ РЕЗУЛЬТАТІВ ВИМІРЮВАННЯ	PROCESSING OF MEASUREMENT
Ігнаткін В. Прийняття управлінських рішень за малого числа вхідних даних 46	Ignatkin V. Adoption of Managerial Decisions for a Small Number of Input Data
ХІМІЧНА МЕТРОЛОГІЯ	CHEMICAL METROLOGY
Козін Р., Кузнєцова Л., Гуляницька Н., Моссоковська І. Визначення вмісту азоту в шлаках системи CaO — Al ₂ O ₃ методом К'ельдаля 55	Kozin R., Kuznetsova L., Hulyanytska N., Mossokovska I. Determination of Nitrogen Content in the Slags of CaO — Al ₂ O ₃ System by Kjeldahl Method
ВІЙСЬКОВА МЕТРОЛОГІЯ	MILITARY METROLOGY
Бойко В., Ноженко О., Рондін Ю., Меркулов О. Щодо порівняння організаційно-нормативних основ розроблення (модернізації) зразків озброєння та військової техніки у США та Україні: метрологічне забезпечення 61	Boyko V., Nozhenko A., Rondin Ju., Merkulov A. As Regards the Comparison of Organizational and Normative Bases for the Development (Upgrading) of Weapons and Military Equipment Samples in the USA and Ukraine: Metrological Support
МЕТРОЛОГІЯ В МЕДИЦИНІ	METROLOGY IN MEDICINE
Кушнір К. Проблеми метрологічного забезпечення діяльності закладів первинної медико-санітарної допомоги 67	Kushnir K. Problems of Metrological Assurance of Activities of Primary Medical-Sanitary Assistance Bodies
ВІТАЄМО ЮВІЛЯРІВ	WELCOME
До 85-річчя Юліана Михайловича Туза 72	To 85th anniversary of Yu.M. Tuz
ІНФОРМАЦІЯ	INFORMATION
..... 45, 66



ВІТАЛЬНЕ ПОСЛАННЯ ДИРЕКТОРІВ МІЖНАРОДНИХ БЮРО З МІР ТА ВАГ МАРТІНА МІЛТОНА ТА ЗАКОНОДАВЧОЇ МЕТРОЛОГІЇ ЕНТОНІ ДОННЕЛЛАНА З НАГОДИ ВСЕСВІТНЬОГО ДНЯ МЕТРОЛОГІЇ 2019




«СИСТЕМА SI — ФУНДАМЕНТАЛЬНО КРАЩА»

Міжнародна система одиниць (SI) — це визнана у всьому світі сукупність одиниць для будь-яких видів вимірювань. При тому, що однією із цілей створення системи було забезпечення довготривалої основи для отримання стабільних результатів вимірювань, вона завжди керувалася практичними потребами користувачів і динамічно розвивалася, вбираючи в себе останні наукові досягнення.

У листопаді 2018 року на засіданні Генеральної конференції з мір та ваг у Версалі було прийнято рішення внести в систему ряд змін, покликаних стати одними з найбільш радикальних з моменту її першого затвердження у 1960 році. Завдання полягало в тому, щоби зміцнити її основу наявними у нас на сьогодні знаннями стосовно законів природи і позбутися прив'язки значень одиниць SI до визначень, які залежать від фізичних артефактів. Заявлені зміни спираються на результати досліджень нових методів вимірювань, що використовують квантові явища як основу для фундаментальних еталонів.

Нова редакція системи, затверджена у листопаді 2018 році, набирає чинності 20 травня 2019 року, в день підписання Метричної конвенції, який прийнято відзначати як Всесвітній день метрології. З урахуванням того, що зміни в перспективі повинні послужити поштовхом до більш широких перетворень, особливу увагу під час їх підготовки було приділено підтриманню сумісності нових визначень з поточними на момент початку дії цих змін. Зміни відбудуться непоміченими для всіх, окрім самих вузьких фахівців, хоча в той же час їх можна буде розглядати як глибоку перебудову підходів до забезпечення простежуваності. На загальносвітовому рівні буде продовжена робота з гармонізації у сфері використання засобів виміральної техніки у такий спосіб, щоби торгівлі, промисловості та споживачам не треба було турбуватися стосовно відмінностей у застосовуваних ними вагових, лінійних й інших мірах.

Нові визначення повною мірою використовують «закони природи для створення законів метрології», об'єднуючи вимірювання в атомному і квантовому масштабах з вимірюваннями, виконуваними на макроскопічному рівні. Вони уособлюють загальне прагнення до побудови такої «метричної системи», яка б забезпечувала універсальний доступ до узгодженої основи для вимірювань у всьому світі. Вони також формують передумови для майбутніх інновацій у вимірюваннях, дозволяють у процесах описання секунди, метра і кельвіна використовувати всі переваги, які здатне дати спостереження за атомними і квантовими явищами, для досягнення рівнів точності, потенційно обмежених лише нашою здатністю їх контролювати. 

DOI: 10.33955/2307-2180(3)2019.4-11

УДК 535.65.088.3

ОСОБЛИВОСТІ ВИМІРЮВАННЯ ЯСКРАВОСТІ ЕКРАНІВ

Features of measuring the brightness of the screens



О. Купко, доктор технічних наук, провідний науковий співробітник наукового центру температурних та оптичних вимірювань, Національний науковий центр «Інститут метрології», м. Харків, Україна, e-mail: kupko@meta.ua

O. Kupko, doctor of technical sciences, leading researcher of the scientific center of temperature and optical measurements, National Scientific Center «Institute of Metrology», Kharkiv, Ukraine, e-mail: kupko@meta.ua

Проаналізовано ситуацію з метрологічним забезпеченням вимірювань яскравості в Україні. Розглянуто основні нормативні документи для характеристики люксметрів. Відзначено, що недостатньо повно розглянуто складові невизначеності яскравості, які зумовлені відмінністю спектрального складу випромінювання під час калібрування та вимірювань, а також невизначеності, зумовлені просторовою неоднорідністю екранів. Характерні величини цих невизначеностей розраховано методом математичного моделювання із використанням загальноприйнятих методів розрахунку. Для розрахунку спектральних похибок використовувалися літературні дані стосовно спектрів CCFL і LED моніторів, а також моделювання спектрів білих, синіх, зелених і червоних джерел випромінювання за допомогою розподілу Гауса з шириною, що змінюється. Показано, що для яскравоміра, прокаліброваного за джерелом типу А використання для вимірювання яскравості білих екранів призведе до помилок, менших ніж 5 %. Показано, що під час калібрування яскравоміра з використанням CCFL екрана і подальшого використання його для вимірювань LED екрана, помилки складуть близько 1 %. Надано прості формули для оцінювання впливу неоднорідності екранів. Для уточненої оцінки впливу просторової неоднорідності проведено математичне моделювання: використано 3 типи розподілу яскравості зі щільністю розподілу випромінювання, що зменшується, і два типи області візування — у виді круга (імітація вимірювання яскравості за допомогою діафрагми) і у виді розподілу Гауса (імітація вимірювання яскравості за допомогою лінзи) з однаковою шириною. Показано, що для області візування у виді розподілу Гауса вплив неоднорідності розподілу освітленості екрана за переміщення і зміни ширини області візування незначний. Запропоновано два підходи для створення матеріальної бази метрологічного забезпечення вимірювань яскравості.

The situation with the metrological assurance of brightness measurements in Ukraine is analyzed. The main regulatory documents for the characterization of lux meters are considered. It was noted, that the components of the uncertainty of brightness due to the difference in the spectral composition of radiation, during calibration and measurement, as well as uncertainties due to spatial heterogeneity of the screens, are not fully considered. The characteristic values of these uncertainties are calculated by the method of mathematical modeling, using generally accepted calculation methods. To calculate the spectral errors, the literature data on the spectra of CCFL and LED monitors were used, as well as the modeling of the spectra of blue, green and red radiation sources, using Gaussian distribution with varying widths. It is shown, that for a brightness meter calibrated by a type A source, the use of white screens for measuring the brightness will result in errors, less than 7%. It is shown, that when calibrating the brightness meter using the CCFL screen and then using the LED for the screen, the errors will be about 1%. Simple formulas are given to evaluate the effect of screen heterogeneity. For a refined assessment of the influence of spatial inhomogeneity, mathematical modeling was carried out — 3 types of brightness distribution, were used with decreasing radiation distribution density and two types of viewing area — a circle (imitation of brightness measurement, using a diaphragm) and a Gaussian distribution (imitation of brightness measurement with a lens) equal widths. It is shown, that for the field of sight in the form of a Gaussian distribution, the influence of the inhomogeneity of the distribution of screen illumination, when moving and changing the width of the field of sight is insignificant. Two approaches have been proposed for building the material base for metrological assurance of brightness measurements.

Ключові слова: яскравість, екран, математичне моделювання, невизначеність, спектр випромінювання, просторова неоднорідність.

Keywords: Brightness, screen, mathematical modeling, uncertainty, radiation spectrum, spatial heterogeneity.

Яскравість — одна зі світлових величин, що найчастіше використовуються. Сучасний стан з метрологічним забезпеченням яскравості має витоки у повірочній схемі [1]. Прийнята у 1990 році повірочна схема регламентувала процес передавання світлових одиниць від первинного еталона до робочих засобів вимірювання.



Це була розгалужена, деталізована схема. Проте в ній не було еталонів (державних, вторинних і робочих) яскравості. Уже в 1991 році вона втратила актуальність внаслідок ліквідації Радянського Союзу. Україна була вимушена створювати власну систему метрологічного забезпечення світлових вимірювань і відповідну їй перевірочну схему [2]. Така система була створена в короткі терміни, вона багато в чому дублювала [1] і зберігала її недоліки. Внаслідок цього в ній відсутні гілки, пов'язані з вимірюваннями світлового потоку та імпульсних величин, не було окремої гілки для вимірювань яскравості, відповідно не було й еталонів [3]. Повірка яскравомірів проводилася за допомогою світловимірювальних ламп і фотометрів методом непрямих вимірювань. Діапазон вимірювань яскравості люксметрами складав 11 порядків, тобто охоплював абсолютно різні випадки. У 2013 році у зв'язку зі створенням еталона світлового потоку відбулося розділення єдиної перевірочної схеми для світлових вимірювань, вимірювання світлового потоку виділено в окрему повірочну схему. В процесі модернізації еталона одиниці сили світла в 2015 році повірочну схему модернізовано, узгоджено, але не опубліковано; окремої гілки вимірювань яскравості та відповідного еталона в ній, як і раніше, не було. У тому ж 2015 році прийнято Закон про метрологію, в якому згадок стосовно повірочних схем не було. Відбувався процес переходу від повірок до калібрувань. Відповідальність за можливість застосування засобів вимірювання перенесено від метрологічних служб на безпосереднього користувача. Схема простежуваності не є настільки жорстко регламентованою, як повірочна схема. Відповідно, в ній відсутні й робочі еталони яскравості, оскільки їх не було створено. Відсутність на сьогодні державного первинного еталона яскравості й робочих еталонів яскравості, метрологічні характеристики яких досліджуються зазвичай більш ретельно, призводить до недостатньо повного аналізу похибок та невизначеностей робочих засобів вимірювання. Зрозуміло, що відсутні й методики передавання одиниці цієї величини від первинного еталона яскравості.

Мета цієї роботи — оцінка впливу найбільш істотних чинників, що визначають точність вимірювання яскравості та опрацювання рекомендацій для розроблення оптимальної схеми простежуваності для вимірювань яскравості самосвітніх екранів. Для цього необхідно проаналізувати основні поняття й основні методи вимірювання яскравості; виявити головні процеси, що призводять до спотворення вимірювань; запропонувати моделі для їх оцінки

та оцінити вплив найбільш важливих із них. Після цього можливо буде розробити методику передавання одиниці яскравості від відповідного державного первинного еталона робочим засобам вимірювань і сформулювати вимоги до характеристик еталонів яскравості й установок для передавання.

ОСНОВНІ ПОЛОЖЕННЯ

Яскравість — це фізична величина, що характеризує випромінювання тіла, яка визначається відношенням світлового потоку, що переноситься вузьким пучком з малої ділянки у малому тілесному куті до геометричного фактора цього пучка. Яскравість визначається для вибраного напрямку, має сенс світлового потоку, що поширюється в одиничному тілесному куті з одиничної площі, розміщеної нормально до вибраного напрямку. Загальноприйняте визначення яскравості відповідно до [4, 5]. У широко відомій роботі [6] наведено чотири методи вимірювання рівномірної яскравості: за допомогою діафрагми із залученням закону зворотних квадратів; за допомогою допоміжної лінзи; за методом заміщення; за методом непрямих вимірювань за змірною яскравістю та відомим коефіцієнтом яскравості. Для вимірювання яскравості екранів придатні перші два. Питання стосовно того, наскільки малими повинні бути тілесний кут і елементарний майданчик, теоретично вирішується просто: настільки малими, щоби їх подальше зменшення не призводило до зміни результату вимірювання яскравості.

Загальноприйняті методи визначення метрологічних характеристик фотометрів сконцентровано у [5] і вітчизняному гармонізованому стандарті [7]. Стандарт застосовний для будь-яких типів конструкцій яскравомірів, містить розділ терміни та визначення, в якому чітко визначено основні поняття. Частина метрологічних характеристик для люксметрів і яскравомірів чисельно визначається в однаковий спосіб, частина метрологічних характеристик застосовна лише для яскравомірів, у документі перераховано характеристики, які не можуть бути визначені чисельно. Похибки вимірювань визначаються не тільки пристроєм яскравоміра, але й параметрами випромінювання, що вимірюється. Частина із них: вплив спектрального складу випромінювання і часових характеристик випромінювання, — враховано у [5, 7]. Передбачено і методику оцінки впливу просторової неоднорідності освітлення. Проте вплив просторових характеристик вимірюваного випромінювання не повною мірою отримав відображення у цьому документі. Оцінку впливу кутового розподілу яскравості, що змінюється, розглянуто у [8].

Результати розрахунків свідчать, що, навіть для ідеальних яскравомірів (чутливість на кожній точці поверхні вхідної головки однакова для всіх кутів падіння), для джерел із косинусним розподілом яскравості та кутом збору випромінювання 0,1 радіан, невизначеність, яка зумовлена відмінністю кутової спрямованості випромінювання за калібрування і за вимірювання, не перевищує 1%. Для діаграм направленості з кутовою шириною, порівняною з кутовою шириною приймальної діаграми яскравоміра похибки перевершують допустимі настільки, що важко говорити стосовно вимірювань.

СПЕКТРАЛЬНІ ВІДХИЛЕННЯ

Відмінність спектрального складу випромінювання за калібрувань і вимірювань широко відома та обговорюється, у тому числі, й у [5, 7]. Кольорові екрани складаються із окремих елементів синього, зеленого і червоного кольорів, тобто їх спектр істотно відрізняється від спектра джерела типу А, який зазвичай використовується під час калібрування. Проте, розрахунок таких відмінностей вимагає знання спектральної характеристики конкретного яскравоміра і непридатний, якщо обговорюється широке коло приладів. У роботі [9] запропоновано підхід для оцінки невизначеностей. Метод полягає у тому, що вибирається група типових приладів із відомими спектральними характеристиками. Вибирається широка група світлодіодів. Розраховуються розбіжності показів фотометрів, які зумовлені відмінністю спектрів випромінювання під час калібрування і під час вимірювання. Ці розбіжності вважаються характерною невизначеністю, яка зумовлена невідомим спектром випромінювання. Під час аналізу вимірювань світлодіодів показано, що відмінність спектрів випромінювання для білих світлодіодів призводить до відмін-

ностей менших, ніж заявлена похибка вимірювання приладів. Відзначено, що для кольорових світлодіодів відмінність істотна. Представляє інтерес визначити, наскільки істотно впливають ці відмінності. Використано підхід, апробований у роботі [9]: як реальні спектри екранів використовувалися матеріали [10, 11], як модельні — гаусівський розподіл з положеннями максимумів й їх шириною, що змінюються.

Розраховувалася величина, аналогічна Δ в [12], і аналогічна величина — поправковий коефіцієнт спектрального незбігання $F^*(SZ(\lambda))$ у [7]. Розрахунок проводився для групи приймачів із [9]. Внаслідок обмеженої області спектра випромінювання світлодіодів межі інтеграції обрано від 400 до 700 нм.

$$\Delta_i = \left(\frac{\int_{400}^{700} B(\lambda)V(\lambda)d\lambda}{\int_{400}^{700} B(\lambda)S(\lambda)d\lambda} \frac{\int_{400}^{700} B_i(\lambda)S(\lambda)d\lambda}{\int_{400}^{700} B_i(\lambda)V(\lambda)d\lambda} - 1 \right),$$

де $B(\lambda)$ — спектральний розподіл щільності потужності джерела типу А;

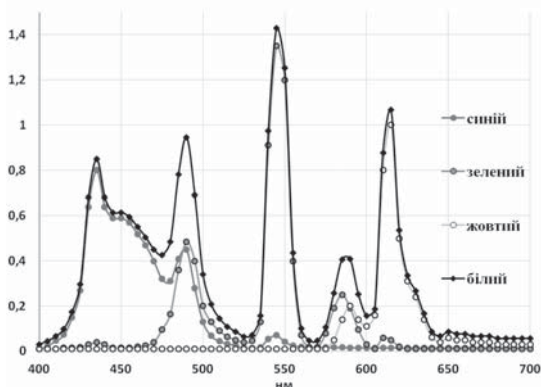
$B_i(\lambda)$ — спектральний розподіл щільності потужності досліджуваного джерела;

$V(\lambda)$ — відносна спектральна світлова ефективність монохроматичного випромінювання для денного зору;

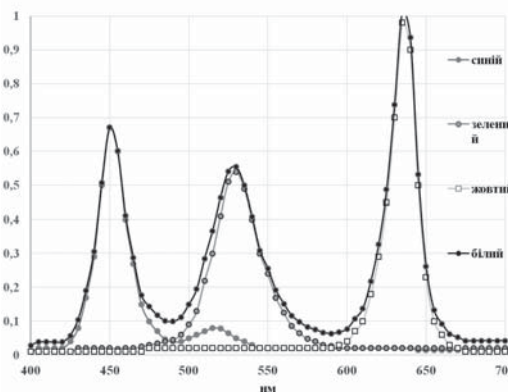
$S(\lambda)$ — відносна спектральна чутливість приймача випромінювання.

Розрахунок проводився і для спектрів із [10, 11], які наведено на рис. 1.

Результати розрахунків відмінностей за калібрування за джерелом типу А для вимірювань білого, синього, зеленого і червоного кольорів екранів представлено на гістограмах на рис. 2. За вертикальною віссю відкладено величини Δ_i для кожного із 10 різних фотометрів, використаних у [9].



CCFL



LED

Рис. 1. Спектри CCFL та LED екранів із [10, 11], використані для розрахунків відмінностей за калібрування за джерелом типу А для вимірювань білого, синього, зеленого і червоного кольорів екранів

Fig. 1. CCFL spectra and LED screens [10, 11] which used to calculate differences in calibration by type A for measuring white, blue, green and red screen colors

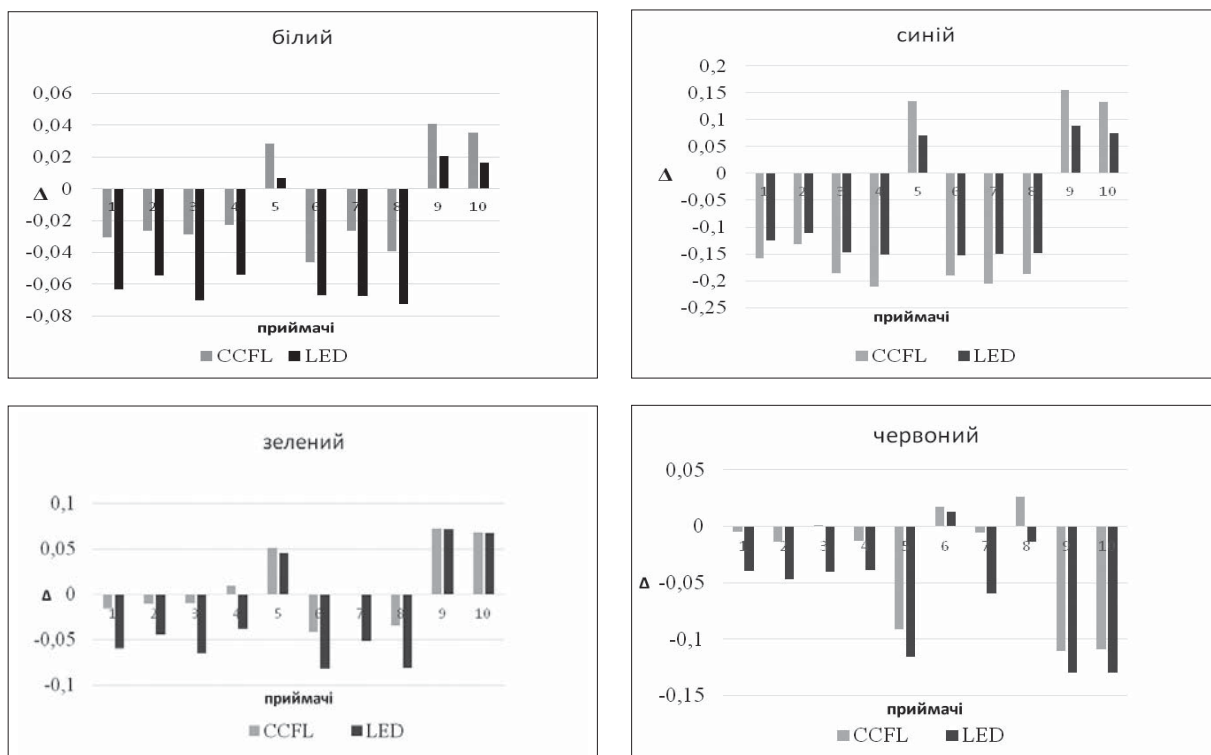


Рис. 2. Результати розрахунків відмінностей Δ_i для 10 різних фотометрів за калібрування за джерелом типу А для вимірювань білого, синього, зеленого і червоного кольорів екранів

Fig. 2. Results of calculations of differences Δ_i for 10 different photometers at calibration by type A source for measurements of white, blue, green and red colors of screens

Різницю $\Delta_{\max} - \Delta_{\min}$ між найбільшою і найменшою величинами відмінності, за калібрування за джерелом типу А і вимірювань зазначених кольорів екранів, у чисельному виді надано у таблиці 1.

Видно, що для білого кольору спотворення найменші.

Додатково промодельовано ситуацію, коли яскравомір калібрується за одним типом екранів, а вимі-

рюється яскравість іншого типу екрана. Розрахунки за тією ж самою формулою свідчать, що, для калібрування яскравомірів за білим CCFL — екраном покази для білого LED — екрана будуть спотворені на $\Delta_{\max} - \Delta_{\min} = 1,11\%$, тобто, не дуже сильно порівняно із похибкою приладів, заявленою виробником.

Очевидно, що для великих вуличних екранів можливе застосування самих різних світлодіодів, у яких спектри істотно відрізняються від тих, що розглянуто. Для того, щоби оцінити характерну величину відхилень, які зумовлені відмінністю спектра під час вимірювань, від спектра джерела під час калібрування, проведено математичне моделювання. Розраховувалася та ж величина Δ_i для спектральних розподілів у виді Гаусових кривих з максимумами на довжинах хвиль 450 нм (синій), 540 нм (зелений), 610 нм (червоний) і шириною від 10 до 60 нм. Білим кольором уважався колір з рівними внесками синього, зеленого і червоного кольорів. За ширини 60 нм спектр уже втрачає яскраво виражений пікоподібний характер. Результати ($\Delta_{\max} - \Delta_{\min}$ для 10 фотометрів) представлено у таблиці 2.

Джерело А — білий CCFL	Джерело А — синій CCFL	Джерело А — зелений CCFL	Джерело А — червоний CCFL
0,09	0,37	0,11	0,14
Джерело А — білий LED	Джерело А — синій LED	Джерело А — зелений LED	Джерело А — червоний LED
0,09	0,24	0,15	0,14

рюється яскравість іншого типу екрана. Розрахунки за тією ж самою формулою свідчать, що, для калібрування яскравомірів за білим CCFL — екраном покази для білого LED — екрана будуть спотворені на $\Delta_{\max} - \Delta_{\min} = 1,11\%$, тобто, не дуже сильно порівняно із похибкою приладів, заявленою виробником.

Очевидно, що для великих вуличних екранів можливе застосування самих різних світлодіодів, у яких спектри істотно відрізняються від тих, що розглянуто. Для того, щоби оцінити характерну величину відхилень, які зумовлені відмінністю спектра під час вимірювань, від спектра джерела під час калібрування, проведено математичне моделювання. Розраховувалася та ж величина Δ_i для спектральних розподілів у виді Гаусових кривих з максимумами на довжинах хвиль 450 нм (синій), 540 нм (зелений), 610 нм (червоний) і шириною від 10 до 60 нм. Білим кольором уважався колір з рівними внесками синього, зеленого і червоного кольорів. За ширини 60 нм спектр уже втрачає яскраво виражений пікоподібний характер. Результати ($\Delta_{\max} - \Delta_{\min}$ для 10 фотометрів) представлено у таблиці 2.

Видно, що похибки за вимірювань білого кольору істотно менші, ніж для умовно монохроматичних; зі збільшенням ширини спектрів похибки спадають до деякого ненульового рівня.

Таблиця 2. Розрахункова величина $\Delta_{\max} - \Delta_{\min}$ для спектральних розподілів у виді Гаусових кривих з максимумами на довжинах хвиль 450 нм (синій), 540 нм (зелений), 610 нм (червоний) і шириною від 10 до 60 нм.

Table 2. Estimated value $\Delta_{\max} - \Delta_{\min}$ for spectral distributions in the form of Gaussian curves with maxima at 450 nm (blue), 540 nm (green), 610 nm (red) and widths from 10 to 60 nm.

	10 нм	20 нм	30 нм	40 нм	50 нм	60 нм
Білий	0,13	0,12	0,11	0,10	0,09	0,08
Синій 450 нм	5,61	3,06	0,84	1,39	1,06	0,84
Зелений 540 нм	5,61	0,26	0,22	0,20	0,18	0,16
Червоний 610 нм	0,17	0,16	0,15	0,14	0,13	0,12

ПРОСТОРОВА НЕОДНОРІДНІСТЬ

Інше джерело помилок, розглянуте в цій роботі, зумовлено просторовою неоднорідністю екранів. Вуличні екрани складаються з елементів, розмір яких іноді порівняний з областю візування яскравості. За зміни розмірів області візування може відбуватися зміна числа випромінювальних елементів. Припустимо, що характерний розмір екрана — комірка, яка містить один випромінювальний елемент усіх кольорів, і що періодично повторюється на всьому екрані, має площу s і лінійний розмір приблизно $s^{1/2}$. Припустимо, що область візування описується деякою круглою областю з радіусом r . Область візування (πr^2) містить $N = (\pi r^2)/s$ елементів. За зміни радіуса на величину Δr область візування зміниться приблизно на $(\pi r \Delta r)$, число елементів, що випромінюють, — на $\Delta N = (\pi r \Delta r)/s$. Тоді світловий потік в області візування максимально може змінитися на $\Delta n/n = \Delta r/r$. Зміни відбуваються за $\Delta r = s^{1/2}$. Під

час вимірювань, за переміщення області візування, у незмінну за розмірами область візування може потрапити більша або менша кількість випромінювальних елементів, що спричинить відмінність у показах. Якщо область візування зсувається на величину Δr_1 , то, користуючись таким же підходом, можна оцінити максимальну зміну світлового потоку із області, яка візується, такою ж величиною $\Delta r_1/r$, і в цьому випадку $\Delta r_1 = s^{1/2}$. Це дуже грубий підхід, для його уточнення проведено математичне моделювання впливу зміни і переміщення області візування. Розглядалися два різновиди області візування. Перша — круг, випромінювання з внутрішньої області якого потрапляє в люксметр, а за межами цього круга випромінювання в люксметр не потрапляє. Друга — область візування у виді розподілу Гауса, тобто максимальний сигнал у центрі, а далі чутливість люксметра спадає пропорційно квадрату радіуса від центральної точки. Ширина контуру на половині висоти збігалася з діаметром круга. Перший випадок відповідає вимірюванням яскравості за допомогою обмежувальної діафрагми, другий — за допомогою недосконалої лінзової системи з великою аберациєю. Розглядалися точкові джерела, тобто результати моделювання, як і раніше, завищені. Перший випадок (а) відповідає елементарній комірці з двох елементів, розміщених горизонтально, один із яких світиться. Другий (б) — комірці з чотирьох елементів: двох за вертикаллю і двох за горизонталлю, — світиться елемент у лівому верхньому куті. Третій (в) відповідає комірці з дев'яти елементів: трьох за вертикаллю і трьох за горизонталлю, світиться центральний елемент. Крок ґратки у кожному випадку вважався одиницею. Сила світла елементів умовно вважалася одиницею. Умовне зображення цих випадків представлено на рис. 3. Прямокутником виділено елементарну комірку для кожного з трьох випадків.

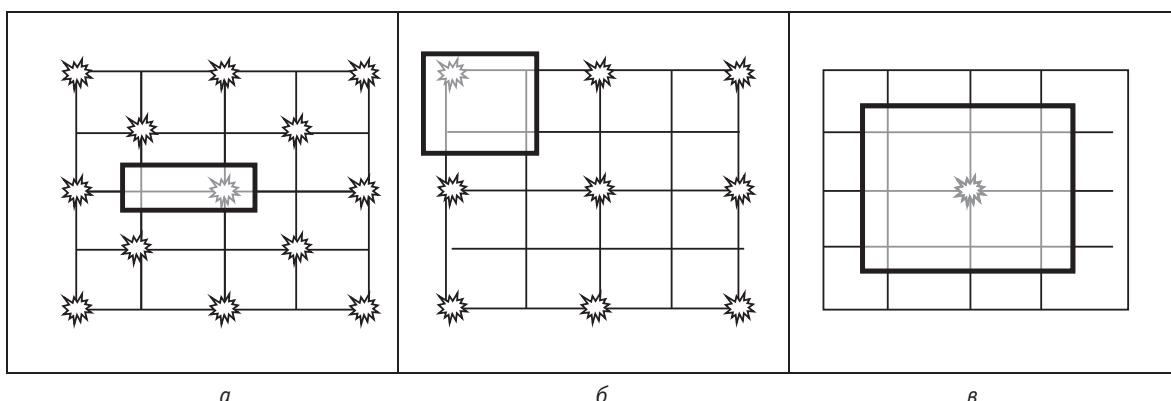


Рис. 3. Схематичне зображення розглянутих комірок екрана: з двох (а) — тип 1, чотирьох (б) — тип 2 і дев'яти елементів (в) — тип 3

Fig. 3. Schematic representation of the considered cell screens of the two (a) — type 1, four (b) — type 2 and nine elements (c) — type 3

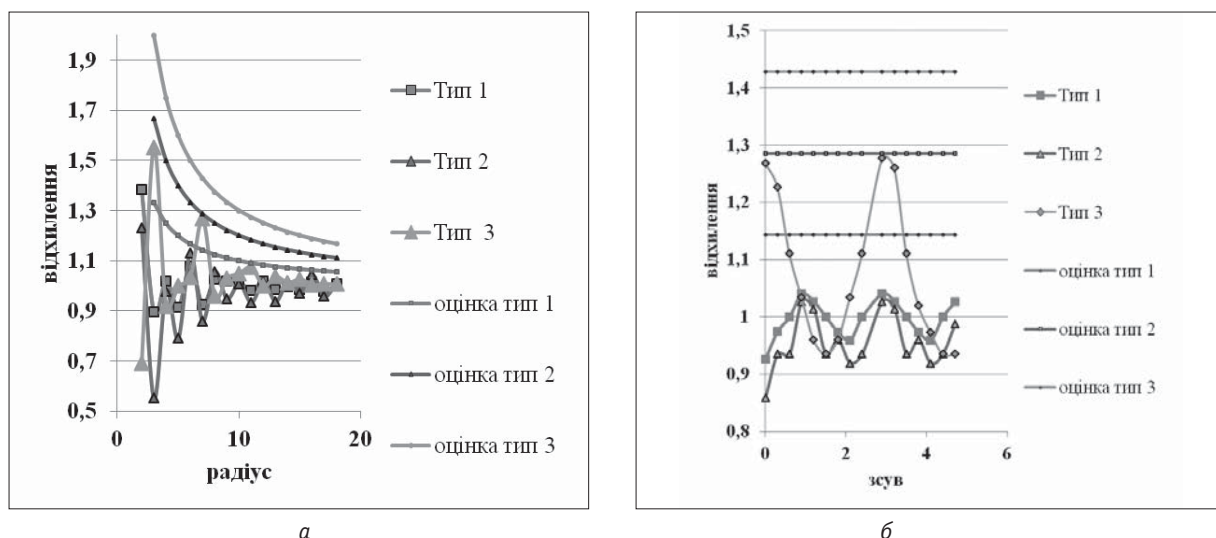


Рис. 4. а — результати змін середньої яскравості, залежно від радіуса області візування, для області візування люксметра у виді круга (оцінку подано за формулою $\Delta r/r$); б — результати змін середньої яскравості, залежно від зсуву області візування, для області візування люксметра у виді круга радіусом 7 (оцінку подано за формулою $\Delta r_1/r$)

Fig. 4. a — results of changes in average brightness, depending on the radius of the field of vision, for the area of vision of the luxmeter in the form of a circle; b — results of changes in average brightness, depending on the shift of the field of vision, for the area of vision of the luxmeter in the form of a circle of radius 7

Світловий потік від кожного елемента, що світиться, вважався одиницею, тому очевидно, що, в граничному випадку для великого числа елементів, яскравості для випадків (а), (б), (в) співвідноситимуться як $1/2$, $1/4$ і $1/9$. Розраховувався сигнал, що потрапляє в люксметр від екрана, в якому світиться кожний елемент, і сигнал, що потрапляє в люксметр для кожного типу комірки. Сигнал від кожного типу комірки нормувався на сигнал від екрана, в якому світиться кожний елемент. Ця величина вважалася середньою яскравістю за екраном для кожного типу комірки екрана і для кожного типу області візування. Повторне нормування проводилося на теоретично відомі середні яскравості екранів ($1/2$, $1/4$ і $1/9$, тобто $0,5$, $0,25$ і $0,111$ від максимуму). Розраховувалася яскравість залежно від розміру області візування і залежно від зсуву області візування для двох випадків: область візування — круг і область візування — розподіл Гауса з однаковою шириною.

Результати змін середньої яскравості, залежно від радіуса області візування, для області візування люксметра у виді круга, представлено на рис. 4а. Результати змін середньої яскравості, залежно від зсуву області візування, для області візування люксметра у виді круга радіусом 7, представлено на рис. 4б. Радіус і зсув наведено в одиницях кроку ґратки.

Видно, що попередня оцінка у виді формули вельми приблизно описує залежності від радіуса і зсуву. Представлені результати мають ілюстративний характер. Видно, що розраховані відхилення за збільшення радіуса убувають немонотонно, навіть за кількості елементів, більшої 10, можуть складати відсоток і більше. За зсуву області візування відхилення змінюються періодично, величина відхилення залежить від радіуса області візування, але також достатньо значима (для радіуса 7 — від 7 до 27%).

Характер результатів розрахунку змін середньої яскравості залежно від радіуса області візування, для області візування люксметра у виді розподілу Гауса, сильно відрізняються від області візування у виді круга. Залежності істотно менші. Тому результати розрахунків представлено у виді таблиці 3.

Таблиця 3. Результати розрахунку змін середньої яскравості, залежно від ширини області візування, для області візування люксметра у виді розподілу Гауса. Ширину області візування подано в одиницях кроку ґратки (окр)

Table 3. Results of the calculation of changes in average brightness, depending on the width of the field of vision for the area of vision of the luxmeter in the form of the Gaussian distribution. The width of the field of vision is given in units of the lattice step

Тип	Ширина області візування						
	2 окр	2,4 окр	2,8 окр	3,0 окр	3,2 окр	3,6 окр	4 окр
Тип 1	1,0002	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
Тип 2	0,9722	0,9968	0,9997	0,9999	0,9999	1,0000	1,0000
Тип 3	1,4896	1,1737	1,0536	1,0281	1,0141	1,0031	1,0006

Видно, що за збільшення ширини контуру області візування, починаючи з 4 одиниць кроку ґратки, середня яскравість практично не відрізняється від теоретичної навіть для типу 3. Розрахунки за зсувом для областей візування, починаючи з ширини 4 одиниць кроку ґратки, свідчать, що навіть для типу 3 вплив менший від десятих частин відсотка. Такий результат не дивовижний, оскільки розподіл Гауса у першому наближенні схожий з трикутним розподілом, а для нього можна показати, що залежності не повинно бути взагалі. Такий факт використовується в спектральних вимірюваннях для розрахунку координат кольору [13].

ВИСНОВКИ ТА РЕКОМЕНДАЦІЇ

Повертаючись до питання стосовно рекомендацій для вибору оптимальної схеми простежуваності для вимірювання яскравості, необхідно відзначити, що, хоча область світлових вимірювань є цілісною і нерозривно пов'язаною для усіх світлових одиниць, з практичних причин вже відбулося її розділення. Для забезпечення єдності вимірювань повинна бути створена установка (можливо — еталон), яка відтворює одиниці яскравості з найвищою точністю. Ураховуючи те, що найменші похибки у процесі передавання забезпечуються методом компарування, потрібно передбачити можливість передавання одиниці яскравості від установки цим методом.

Як показано раніше [8], неможливо ігнорувати похибки, що виникають за різних діаграм розподілу яскравості. Використання у різних приладах світлодіодів з різними діаграмами направленості випромінювання триватиме надалі й постійно зростатиме. Уникнути похибок, пов'язаних з різними діаграмами розподілу яскравості під час передавання одиниці можна, використовуючи джерело з рівномірним кутовим розподілом яскравості. Єдиним загально визнаним джерелом рівномірної за всіма напрямками яскравості є фотометрична сфера. У зв'язку з цим розумно зажадати від установок, на яких калібруються робочі еталони яскравості, наявності у своєму складі ламбертівського випромінювача з великим вихідним отвором, достатнім для передавання одиниці робочим засобом вимірювання, що повіряються.

Розглянуті у цієї роботи похибки, зумовлені відмінністю спектрального розподілу джерела від джерела типу А, свідчать, що на етапі передавання одиниці раціонально використовувати таке ж джерело типу А. Як відомо, вибором режиму живлення можна забезпечити спектр лампи розжарювання, що приблизно збігається з джерелом типу А. Під час звичайних вимірювань телевізійних екранів і моніторів,

а так само екранів, що використовують квазімонохроматичні світлодіоди, помилки, пов'язані з неточною корекцією спектральної чутливості приймача для білих екранів, можуть складати одиниці відсотків. Значна частина виробників декларує точність вимірювань своїми приладами саме на такому рівні. Для кольорових зображень помилки будуть істотно більшими, можуть виходити за межі, зазначені виробником.

У цій роботі показано, що для звичайних вимірювань неоднорідних за яскравістю об'єктів, безумовно, має перевагу метод із використанням лінзи. Метод із використанням діафрагми має перевагу для однорідних об'єктів, тобто його краще використовувати на етапах відтворення і передавання одиниці.

У результаті наведеного розгляду стає можливим визначити основні риси елементів схеми простежуваності вимірювань яскравості екранів. Ураховуючи результати розрахунку характерних відхилень, зумовлених неідеальністю спектральної корекції яскравоміра і відмінністю спектрів екранів від спектра джерела типу А, для робочих засобів вимірювання має сенс обмежитися невизначеністю 5 %, яка на сьогодні для вітчизняних приладів досягнута. Діапазон вимірювань повинен забезпечувати вимірювання яскравості від яскравості неяскавого екрана (приблизно 50 кд/м²) до яскравості білої поверхні у сонячний день (приблизно 3000 кд/м²). Для забезпечення калібрувань таких приладів потрібні робочі еталони та установки, які можуть забезпечити невизначеність яскравості приблизно 1,5 % з середнім рівнем приблизно (300—400) кд/м². До складу установки повинен входити екран, що рівномірно світиться, з розміром приблизно 20 см, тобто таким, що істотно перевищує область візування робочих засобів вимірювання, яка зазвичай не перевершує (5—8) см. Рівномірність випромінювання екрана повинна бути не гіршою, ніж невизначеність вимірювання яскравості. Спектральний склад випромінювання такого екрана повинен збігатися зі спектром джерела типу А: найпростіше використовувати лампу розжарювання. Для цього достатньо забезпечити підтримання температури нитки розжарювання лампи у межах, зазначених у [14], тобто приблизно 120 К. Установка найвищої точності у такому разі повинна забезпечувати невизначеність вимірювання яскравості, меншу від 0,5 %. Очевидно, що забезпечити таку величину простіше всього на основі методу з використанням діафрагми, тобто, визначивши діаметр цієї діафрагми, відстань від неї до фотометра та освітленість цього фотометра.


Це традиційна централізована схема, проте, якщо врахувати наявні раніше і наявні зараз повірочні

схеми [1, 2], а так само результати проведених розрахунків, то існує альтернативна можливість побудови схеми простежуваності для вимірювань яскравості. Якщо використовувати фотометр з високою якістю корекції спектральної чутливості, то на його основі можна створити переносний світлоізольований пристрій на основі вхідної діафрагми, закріпленої на відомій відстані від фотометра. Чутливість фотометра повинна бути визначена із урахуванням простежуваності до первинного еталона одиниці сили світла. Якщо всі розміри пристрою визначатимуться з достатньою точністю, то його можна буде використовувати для визначення яскравості звичайного екрана монітора з невизначеністю приблизно 1,5 %. Відмінність у результатах калібрування за джерелом типу А і за екраном монітора можна визначити розрахунковим або експериментальним методом. Екрани монітора мають достатньо великі розміри і високу однорідність яскравості. Тому

їх зручно використовувати для перевірок і калібрувань яскравомірів як робочих засобів вимірювання. Як було показано, у такому разі похибка, зумовлена неідеальністю корекції спектральної характеристики яскравоміра для екранів різних типів, складатиме близько одного відсотка, що цілком прийнятно для робочих засобів вимірювання. У такому разі зникає необхідність постачання калібрувальним і перевірочним лабораторіям дорогих фотометричних сфер з великим вихідним отвором. Це різко полегшить регулярні калібрування і сприятиме поліпшенню метрологічного забезпечення вимірювань яскравості.

Деталізуючи розгляд запропонованих варіантів, легко визначити конкретні вимоги до точності визначення лінійних розмірів й якості корекції спектральної чутливості. Це цілком досяжні вимоги, тобто технічно забезпечення єдності вимірювань яскравості екранів не представляє надзвичайних труднощів.

СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ / REFERENCES

1. Государственная поверочная схема для средств измерений световых величин непрерывного и импульсного излучений. — ГОСТ 8.023-90. — Госстандарт. — М. (State verification schedule for means of measuring light values of continuous and pulsed radiation. — GOST 8.023-90. — State Standard. — М.) — 1990. — 8 с/р.
2. Державна повірна схема для засобів вимірювань світлових величин. ДСТУ 3394-96. — К. (State false scheme for measurements of light. DSTU 3394-96. — К.) — 1996. — 5 с/р.
3. Купко А.Д. (2009) Основные задачи в области световых измерений / Купко А.Д. // Світлолюкс. (Kupko A.D. (2009) The main tasks in the field of light measurements / Kupko A.D. // Svitlolux). — № 4. — С/Р. 40—44.
4. Величини та одиниці. ДСТУ ISO 80000-1:2016. Частина 7. (Magnitude and odinits. DSTU ISO 80000-1: 2016. Part 7).
5. Publication 69. Methods of Characterizing Illuminance Meters and Luminance Meters: Performance, Characteristics and Specifications (E), CIE 69.1987 Edition, 1987.
6. Справочная книга по светотехнике. / под ред. Ю.Б. Айзенберга. —М.: Энергоатомиздат (Reference book on lighting. / ed. Yu.B. Eisenberg —М.: Energoatomizdat), — 1983. — 469 с/р.
7. Вимоги до характеристик приладів для вимірювання освітленості та яскравості. ДСТУ ISO/CIE 19476:2014. (Requirements for instrumentation characteristics for measuring brightness and brightness. DSTU ISO/CIE 19476: 2014). — С/Р 38.
8. Купко А.Д. (2013) Теоретичний аналіз систематичних похибок вимірювання яскравості. Купко А.Д., Шабашкевич Б.Г., Добровольський Ю.Г. — Український метрологічний журнал. (Kupko A.D. (2013) Theoretical analysis of systematic errors of measurement of brightness. Kupko A.D., Shabashkevich B.G., Dobrovolsky Yu.G. — Ukrainian metrology magazine) — №. 4. — с/р. 33—37.
9. Ю.Г. Добровольський. (2017) Спектральні похибки серійних вітчизняних люксометрів при вимірюванні випромінювання світлодіодних джерел. Добровольський Ю.Г., Калустова Д.О., Купко О.Д., Неежмаков П.І., Рибалочка А.В., Шабашкевич Б.Г., Юр'єв В.Г. Український метрологічний журнал. (Yu.G. Dobrovolsky (2017) Spectral errors of serial domestic luxmeters at measurement of radiation of LED sources. Dobrovolsky Yu.G., Kalustova D.O., Kupko O.D., Neyezhnikov P.I., Rybalochka A.V., Shabashkevich B.G., Yuryev V.G. Ukrainian metrological journal). — № 2. — с/р. 19—26.
10. Светодиодная подсветка: второе дыхание ЖК-мониторов. 07.11.2008. — Антон Самсонов. (LED backlight: the second breath of LCD monitors. 07.11.2008 — Anton Samsonov) — <https://www.osp.ru/pcworld/archive/2008/09>.
11. Управление цветом. — Антон Самсонов. — Дата: 12.05.2009 (Color management. — Anton Samsonov. — Date: 05.05.2009) http://www.adsl.kirov.ru/projects/articles/2009/05/22/hp_dreamcolor_lp2480zx_part2/. HP DreamColor LP2480zx.
12. СОУ МПП 29.200-024: 2004. Перетворювачі випромінювання вимірювальні для світлових вимірювань. Характеристика відносної спектральної чутливості. Вимоги та класифікація. (SOF MSF 29.200-024: 2004. Measuring transducers for light measurements. Characteristic of relative spectral sensitivity. Requirements and classification).
13. Standard Practice for Computing the Colors of Objects by Using CIE System ASTM E 308-01, p. 32.
14. Лампы электрические. Методы измерения спектральных и цветовых характеристик. — ГОСТ 23198-94. — Минск. (Lamps are electric. Methods of measuring spectral and color characteristics. —GOST 23198-94. — Minsk) — 86 с/р. 

Отримано / received: 04.04.2019.

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.

DOI: 10.33955/2307-2180(3)2019.12-18

УДК 531.7812:53.088.6

СИНТЕЗ МЕТОДУ ВИМІРЮВАННЯ НАПРУЖЕНО- ДЕФОРМОВАНОГО СТАНУ СКЛАДНИХ КОНСТРУКЦІЙ

Synthesis of Measurement Method of Stressed — Deformed Condition of Complex Structures



Л. Кузьмич, кандидат технічних наук,
доцент, докторант,
Національний авіаційний університет, м. Київ, Україна,
e-mail: klv@nau.edu.ua

L. Kuzmych, candidate of technical sciences,
associate professor, doctoral student,
National Aviation University, Kyiv, Ukraine,
e-mail: klv@nau.edu.ua

Розроблено принципи побудови, проектування та математичного моделювання вимірювання деформацій і напружень складних технічних конструкцій за допомогою тензорезисторів та тензодатчиків з урахуванням дестабілізуючих факторів, що дає можливість суттєво зменшити рівень похибок відносно до наявних методів вимірювання та відомих аналогів.

Nowadays the most common instruments of measuring the stress-strain state of complex structures are strain gauges. As a rule, strain gages are connected to the measuring system according to the bridge scheme, it provides elimination of systematic errors of measurement and compensation of temperature deformations.

The principles of constructing, designing and mathematical modeling of deformation and stresses of complex technical constructions with the help of strain gauges taking into account destabilizing factors are developed, which allows to significantly reduce the level of errors in relation to existing methods of measurement and known analogues.

The analysis of the main destabilizing factors that limit the accuracy of measurement using strain gauge is carried out, are (Fig. 1—4):

- the random processes (noises, obstacles, etc.);
- the time changes of parameters of measuring transducers due to aging and physical degradation;
- the influence of external climatic and mechanical factors (temperature, humidity, etc.).

The temperature error values are set for the most common alloys used for the manufacture of strain gauges, namely: constant and karma.

This work is aimed at finding ways to improve the accuracy of remote measurements and impedance of measuring devices of the stress — strain state, in particular strain gauges and strain gauges, by introducing improved theoretical calculations taking into account destabilizing factors, which makes it possible to reduce the level of errors with respect to known analogs in dozens of times.

Ключові слова: метод, вимірювання, деформація, похибка, дестабілізуючі фактори.
Keywords: method, measurement, deformation, error, destabilizing factors.

Найбільш поширеними засобами вимірювання напружено — деформованого стану складних конструкцій на сьогодні є тензодатчики та тензорезистори. Як правило, тензорезистори підключаються до приладової системи вимірювання за мостовою схемою, що забезпечує усунення систематичних помилок вимірювання і компенсацію температурних деформацій. Переваги та недоліки їхнього застосування для зазначеної мети достатньо добре відомі [1—3].

У зв'язку із сучасною хвилею інтелектуалізації засобів вимірювання широкого застосування набувають цифрові методи корекції, не тільки первинних вимірювальних перетворювачів, але і вторинних, тобто датчиків. Оскільки функція перетворення вторинних вимірювальних перетворювачів лінійна, то для автоматичної корекції систематичних складових похибок таких перетворювачів використовується метод зразкових мір за двома точками.

Спосіб передавання даних від первинних датчиків до вторинних приладів шляхом використання аналогових інтерфейсів з дротовими лініями зв'язку в дистанційних вимірювальних системах наразі є достатньо популярним, незважаючи



© Кузьмич Л., 2019

на велику кількість розвинутих і більш технологічних провідних та безпровідних цифрових інтерфейсів. Це підтверджується тим, що науковці та виробники мікросхем продовжують пропонувати нові інтегральні рішення для аналогового передавання інформації [1—6].

Для корекції похибок датчиків, функція перетворення яких, як правило, є нелінійною та зазнає впливу різноманітних дестабілізуювальних факторів, основним із яких є температура, використовуються на сьогодні методи автоматичної корекції на основі методів допоміжних вимірювань, які регламентуються міжнародним стандартом *IEEE 1451.02*, що передбачає використання множини функцій перетворень, декількох еталонних значень вхідної величини під впливом різних значень дестабілізуювального фактора (*TEDS*).

Ці дані використовуються для отримання скорегованого результату шляхом вирішення систем нелінійних рівнянь.

У [7], наприклад, описано метод цифрової компенсації, що забезпечує більш значне зниження (на порядок) похибок вимірювальних перетворювачів порівняно з методом аналогової компенсації. Особливості й технічні показники цього методу розглядаються на прикладі вимірювального перетворювача тиску з фольговими тензорезисторами. Такий вимірювальний перетворювач складається із круглої металеві мембрани, на одній із поверхонь якої наносяться чотири однакові фольгові тензорезистори, з'єднані за мостовою схемою, і розміщуються у такий спосіб, щоби за деформації мембрани під дією тиску два тензорезистори працювали на розтяг, а два інших — на стиск. Як матеріал фольгового тензорезистора взято сплав з мінімальним температурним коефіцієнтом опору.

На поверхні мембрани також улаштовуються додаткові компенсаційні резистори. З підвищенням температури жорсткість мембрани зменшується внаслідок температурних змін модуля пружності матеріалу мембрани, що призводить до збільшення чутливості вимірювального перетворювача.

Такий метод є універсальним, дозволяє скоригувати не лише похибки нелінійності вимірювального каналу та додаткові похибки, але й похибки, зумовлені впливом завод загального виду через опір заземлення, який спонукає зв'язок між вимірювальними каналами основного та дестабілізуювального факторів.

До недоліків цього методу [7] можна віднести значний обсяг обчислень, який різко зростає у разі збільшення порядку апроксимувальних поліномів.

Мета цієї статті — порівняння наявних способів корекції похибки вимірювання деформацій і напружень за допомогою тензорезисторів та тензодатчиків та розроблення способу та засобу вимірювань деформацій і напружень за допомогою тензодатчика, вільного від зазначених вище недоліків.

ОСНОВНИЙ ТЕКСТ СТАТТІ

Здійснений нами аналіз вітчизняних та закордонних публікацій засвідчив, що на сьогодні оптимізація аналогових інтерфейсів спрямована на зменшення не лише інструментальних похибок, але й на усунення методичних похибок, зокрема похибок накладення спектрів та похибок відновлення сигналу [4, 9—12].

Резистивні тензодатчики перетворюють у зміну свого опору деформацію, яка, практично, є рівною деформації об'єкта у місці закріплення датчика. Ці датчики є пасивними, і для їх збудження (ініціалізації) використовують джерело живлення, підключене до вимірювального ланцюга, який містить тензодатчики [5—8].

Відомо, що величина електричного опору провідника R визначається співвідношенням:

$$R = \rho(l/F), \quad (1)$$

де ρ — питомий опір матеріалу провідника; l — його довжина; F — площа поперечного перерізу.

Розглядаючи опір R як функцію трьох змінних, знайдемо його диференціал:

$$\begin{aligned} dR &= \frac{\partial R}{\partial \rho} d\rho + \frac{\partial R}{\partial l} dl + \frac{\partial R}{\partial F} dF = \rho \\ &= \frac{l}{F} d\rho + \frac{\rho}{F} dl - \rho \frac{l}{F^2} dF. \end{aligned} \quad (2)$$

Розділивши (2) на (1), перейдемо до відносної зміни опору:

$$dR/R = d\rho/\rho + dl/l - dF/F. \quad (3)$$

Отримане співвідношення свідчить, що відносна зміна опору провідника залежить від суми відносних змін: питомого опору матеріалу, довжини і площі провідника.

Перший член правої частини (3), відповідно до досліджень де Фореста [2, 6], дорівнює:

$$d\rho/\rho = m\varepsilon, \quad (4)$$

де m — коефіцієнт пропорційності.

Сучасна фізика пояснює це явище зміною числа електронів, що припадають на одиницю об'єму провідника за пружного деформування останнього.

Другий член — це відносне подовження провідника:

$$dl/l = \varepsilon. \quad (5)$$

Для провідника круглого поперечного перерізу:

$$dF/F = 2\pi r dr / \pi r^2 = 2(dr/r). \quad (6)$$

За визначенням коефіцієнт Пуассона є відношенням поперечної деформації до поздовжньої, тобто $\mu = -(dr/r)/\epsilon$. Тоді (6) можемо записати у такий спосіб:

$$dF/F = -2\mu\epsilon. \quad (7)$$

Підставивши (4), (5) і (7) у (3), отримаємо:

$$dR/R = (m+1+2\mu)\epsilon. \quad (8)$$

Величина $S = (dR/R)/(dl/l) = m+1+2\mu$ називається коефіцієнтом тензочутливості металу до деформації.

Коефіцієнт тензочутливості S характеризує інтенсивність зміни відносного опору провідника dR/R залежно від відносної деформації dl/l .

Перший член у коефіцієнті S визначається зміною питомого опору металу провідника за його деформації, а два інших — зміною його геометрії (dl і dF). За малих пружних деформацій коефіцієнт Пуассона $\mu = 0,3$. Отже, коефіцієнт тензочутливості зміни геометрії провідника за деформування різних металів однаковий і дорівнює приблизно: $1+2\mu = 1,6$.

Переходячи до кінцевих величин, отримаємо основне рівняння тензоефекту:

$$\Delta R/R = S\epsilon, \quad (9)$$

Основними дестабілізуювальними факторами, які обмежують точність вимірювання із використанням тензодатчика, є:

- випадкові процеси (шуми, перепони тощо);
- часові зміни параметрів вимірювальних перетворювачів внаслідок старіння та фізичної деградації;
- впливи зовнішніх кліматичних та механічних факторів (температури, вологості тощо).

Що стосується систематичних складових, то найбільш вагомими за статистичних вимірювань є похибки нелінійності та температурна складова похибки [1—3, 6].

Під час статичних вимірювань основна вимога зводиться до отримання лінійної залежності між вхідною і вихідною величинами перетворювача.

Залежність «вхід — вихід» вимірювальних приладів без урахування таких факторів, як гістерезис, сповзання нуля тощо описується у виді рівняння:

$$Y_{out} = (a_0 + a_1x_{in} + a_2x_{in}^2 + \dots + a_nx_{in}^n)x_{in}, \quad (10)$$

де x_{in} — вхідна величина; Y_{out} — вихідна величина; $a_0, a_1, a_2, \dots, a_n$ — градувальні коефіцієнти.

Як видно з рівняння (10), у загальному випадку градувальна крива може бути представлена певною лінією, що примикає до прямої a_0x_{in} . Рис. 1, а)—г) ілюструє таке положення.

Симетрична крива (Рис. 1, в), що описується рівнянням з непарними степенями x_{in} , найбільш наближена для приладів з точки зору достатньо хорошої лінійності за значних відхилень x_{in} від нуля. Практично, наявність симетрії у випадку пружної деформації пружини забезпечує симетрію в градувальній кривій.

На лінійність перетворювачів впливають також нелінійності вихідних характеристик електричних чутливих елементів. Для урахування цього будемо виходити з того, що вхідний елемент перетворювача не має жодних недоліків, окрім нелінійності, що виражається у загальному виді рівнянням (10). Але для того, щоби зрозуміти властивості перетворювачів і, за можливості, керувати ними, потрібно розглянути деякі відхилення від ідеального «пружного»

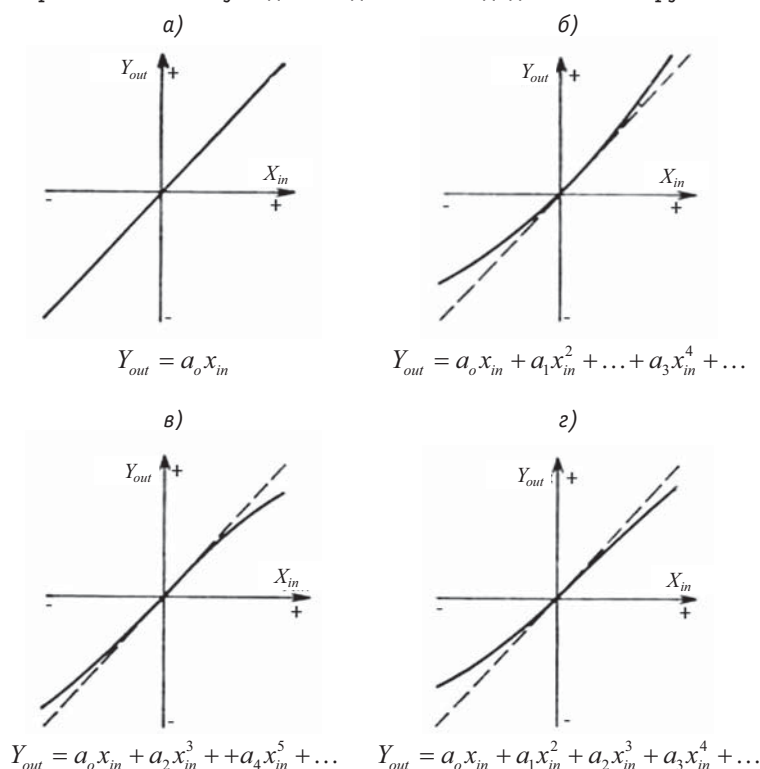


Рис. 1. Типові градувальні криві: а — лінійна; б — нелінійна за наявності у рівнянні перетворювальних парних степенів x_{in} ; в — нелінійна за наявності у рівнянні перетворювальних непарних степенів x_{in} ; г — нелінійна за наявності у рівнянні перетворювальних парних та непарних степенів x_{in} .
 Fig. 1. The typical calibration curves: a — linear; b — nonlinear in the presence in the equation of transforming even degrees x_{in} ; c — nonlinear in the presence of the convergent equation of odd degrees x_{in} ; d — nonlinear in the presence in the equation the convergent pair and odd degrees x_{in} .

режиму роботи із урахуванням таких чинників, як:

- ♦ механічний гістерезис;
- ♦ повзучість (в'язка післядія);
- ♦ пружна післядія.

Гістерезис — це різниця значень вихідного сигналу тензорезистора за одних і тих же рівнів вхідного сигналу, отриманих у випадках навантаження і розвантаження об'єкта [1—3].

Найбільший гістерезис спостерігається у першому циклі навантаження. У наступних циклах петля гістерезису звужується, стабілізується (рис. 2). Якщо дозволяє ситуація, то на практиці роблять попереднє «тренування» датчика, навантажуючи його чотирима — п'ятьма циклами деформації рівнем 125 % від максимально допустимого. У такий спосіб вдається знизити нелінійність датчика у кілька разів.

Концепція гістерезису вміщує ряд явищ, що погіршують роботу вимірювальних приладів, зокрема, наявне тертя в деталях, неналежне затягування гвинтових з'єднань, пил, корозію, тріщинуватість тощо. Ці явища мають випадковий характер, їх не можна математично розрахувати чи описати, тому вони не приймаються до розгляду.

Механічний гістерезис в елементах перетворювачів, що піддаються впливу деформації, зокрема у пружинах, мембранах тощо, є наслідком недосконалості мікроструктури матеріалу. Так, за циклічного навантаження сталеві пружини збільшення напруження в ній супроводжується збільшенням кількості деформованих і частково зміщених кристалів, які за зняття навантаження не можуть прийняти попередньої форми і повністю повернутися до старої форми.

Величина залишкової деформації залежить від значення максимального напруження в матеріалі, але не залежить від часу (частоти). Гістерезисна крива є замкненою петлею, площа якої прямо про-

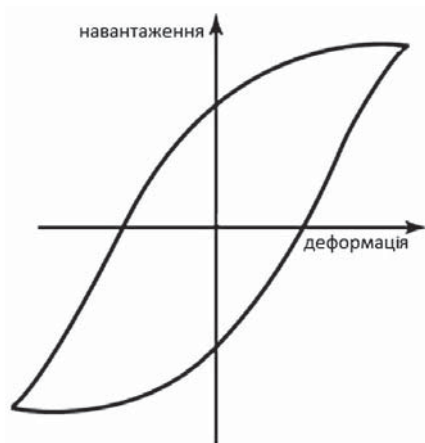


Рис. 2. Схема механічного гістерезису
Fig. 2. The scheme of mechanical hysteresis

порційна тепловій енергії, яку виділяє деформований об'єкт (рис. 2).

Математичне описання гістерезису є можливим, спроби і намагання отримати відповідні співвідношення для цього явища були, однак усі вони не призводили до достатньо корисних результатів. Для малих циклічних деформацій найбільш зручним математичним представленням гістерезису («внутрішнього тертя») є комплексний модуль Юнга: $E_k = E(1 + j\lambda)$, де E — «еластична» компонента модуля Юнга; $Ej\lambda$ — складова модуля Юнга, що міститься в квадратурі з «еластичною» компонентою [6].

На відміну від гістерезису, повзучість залежна у часі (рис. 3). Для будь-якого матеріалу в'язка післядія збільшується зі зростанням навантаження і температури. Математичне вираження явища в'язкої післядії встановлене у [3] і підпорядковується логарифмічному закону.

Пружна післядія спостерігається у пружних системах, до яких прикладено певне постійне зусилля. Тоді система матиме невелике додаткове переміщення (рис. 4), подібне до повзучості, що збільшується у часі, але, на відміну від в'язкої післядії, після зняття навантаження така залишкова деформація практично зникає.

Механізм пружної післядії в механіці вивчена мало, це явище в інформаційних джерелах практично виключено [2, 3, 6—12].

Вплив коливань температури на конструкцію тензодатчика у багатьох практичних задачах є не менш важливим, ніж вплив навантаження, і є важливим фактором, здатним змінити опір тензорезистора. За зміни температури навколишнього середовища виникає чотири ефекти, здатні змінити функціональні характеристики датчика:

1. Зміна тензочутливості металевого сплаву S_A ;
2. Подовження або скорочення ґратки датчика ($\Delta L/L = \lambda \Delta T$);
3. Подовження або скорочення зразка ($\Delta L/L = \beta \Delta T$);
4. Зміна опору датчика ($\Delta R/R = \gamma \Delta T$).

Тензочутливість S_A двох найбільш широко вживаних сплавів (константану та карми) є лінійною функцією температури [5], де для константану $\Delta S_A/\Delta T$ складає 0,00735 %, а для карми — 0,00975 % на 1°C . У зв'язку з тим, що зміни S_A достатньо малі (менші від 1 % для $\Delta T = 100^\circ\text{C}$), то за звичайного аналізу напружень вони не враховуються. Однак під час дослідження температурних напружень, коли систематично спостерігаються перепади температури $\sim 10^2^\circ\text{C}$, необхідно враховувати зміни S_A . При цьо-



Рис. 3. Схема процесу повзучості матеріалу (в'язкого тертя)

Fig. 3. The scheme of the creep process of a material (viscous friction)



Рис. 4. Схема процесу пружної післядії матеріалу

Fig. 4. The scheme of the process of elastic after-effects of the material

му найбільш суттєвими є другий, третій та четвертий ефекти, які зумовлюють зміну опору датчика з температурою $(\Delta R/R)_{\Delta T}$ відповідно до залежності:

$$(\Delta R/R)_{\Delta T} = (\beta - \lambda) S_g \Delta T + \gamma \Delta T, \quad (11)$$

де λ — коефіцієнт теплового розширення матеріалу датчика; β — коефіцієнт теплового розширення матеріалу зразка; $S_g \Delta$ — тензочутливість датчика; γ — температурний коефіцієнт опору матеріалу датчика.

Відмінність у тепловому розширенні матеріалів датчика і зразка призводить до механічних деформацій ґратки датчика $\varepsilon_T = (\beta - \alpha) \Delta T$, зумовлених впливом на зразок не силових факторів, а температурних. Датчик реагує на деформацію ε_T так само, як і на деформацію зразка ε , зумовлену навантаженням, що породжує компоненту вихідного сигналу, яка відповідає температурі.

За рівності коефіцієнтів теплового розширення матеріалів датчика і зразка наявна деформація визначається другим членом рівняння (11), оскільки перший член дорівнюватиме нулю. Температурна компенсація датчика досягається лише за умови, коли обидва члени рівняння (11) або дорівнюють нулю, або взаємно знищуються.

Величини λ і γ є достатньо чутливими до вмісту сплаву та режиму його холодної обробки в процесі прокатки фольги. Загальноприйнятим етапом виробничого циклу виготовлення тензодатчиків є вибіркове вимірювання температурних характеристик декількох датчиків із кожного рулону фольги, що використовується під час виготовлення ґраток. Існування варіацій у величинах λ і γ від плавлення до плавлення та від рулону до рулону дозволяє підбирати датчики, виготовлені на базі сплавів константану і карми, які застосо-

вуються до різноманітних конструкційних матеріалів.

Матеріали для тензоґраток повинні відповідати таким вимогам [2, 3, 6]:

- * мати високий питомий опір, що дозволяє виготовляти малобазні тензорезистори з достатньо великим опором;
- * характеризуватися високою і стабільною чутливістю до деформацій;
- * зміни опору, зумовлені деформацією, повинні підпорядковуватися лінійному закону в достатньо широкому діапазоні;
- * бути нечутливими до впливу температури, тобто температурний коефіцієнт опору повинен бути близьким до нуля;
- * термоЕРС у парі з міддю повинна бути якомога меншою, що дуже важливо за живлення тензорезисторів постійним струмом;
- * температурні коефіцієнти лінійного розширення матеріалу дроту і матеріалу досліджуваної деталі, на яку наклеюється тензорезистор, повинні бути рівними або незначно відрізнятися; в іншому випадку зміни температури зумовлюватимуть уявну деформацію і, отже, створюватимуть похибки під час вимірів;
- * не мати гістерезису;
- * характеризуватися технологічністю, що дозволяє виготовляти фольгу мікронних розмірів;
- * мати високе відношення межі пропорційності до модуля пружності;
- * сплави, що застосовуються для виготовлення високотемпературних тензорезисторів, повинні добре протистояти окислювальному впливу зовнішнього середовища.

Як вже раніше повідомлялося, до розгляду беремо найбільш поширені сплави, що застосовуються для виготовлення тензогранок, а саме: константан та карма. Розглянемо основні переваги та недоліки таких сплавів.

Константан. На сьогодні більшість тензорезисторів виготовляється із цього сплаву внаслідок таких його переваг:

- ▲ сталості коефіцієнта тензочутливості в достатньо широкому діапазоні деформацій (до 8 %);
- ▲ можливості використання у відпаленому стані в процесі вимірювання деформацій до 20 %; проте у цьому випадку в константані виявляється зміна початкового опору, що свідчить стосовно систематичної зміни опору за кожного циклу навантаження;
- ▲ відсутності істотних змін під час переходу від пружного деформування до пластичного;
- ▲ високого питомого опору ($\rho = 0,49 \text{ мкОм/м}$);
- ▲ високої температурної стабільності;
- ▲ можливості створення температурно-компенсованих тензодатчиків шляхом узгодження коефіцієнта температурного розширення датчика з аналогічним параметром технічного матеріалу (в діапазоні від 0 до $100 \cdot 10^{-6} \text{ 1/}^\circ\text{C}$).

Зазвичай тензорезистори виготовляються із м'якого відпаленого константану. Основними його недоліками є:

- низький коефіцієнт тензочутливості (близько 2,1);
- значна термоЕРС у парі з міддю (близько $47 \text{ мкВ/}^\circ\text{C}$). Правда, останній недолік позначається лише у випадку живлення тензомоста постійним струмом за наявності різниці температур між виводами.

Карма. Сплав карма також широко застосовується, причому порівняно з константаном він характеризується трьома перевагами:

- ◀ може бути температурно компенсованим у більш широкому діапазоні температур;
- ◀ нікельхромова його основа забезпечує тензодатчикам значніші характеристики втоми;
- ◀ виявляє високу часову стабільність, і тому кращий за вимірювання статичних деформацій протягом тривалих періодів часу: від кількох місяців до кількох років.

Головний недолік сплаву карма — складне паяння вивідних проводників до контактних площин датчика.

Потрібно зазначити, що датчики із вибіркового плавлення не є повністю компенсованими у широкому діапазоні температур через присутність нелінійних членів рівняння (2). Типові датчики із вибірко-

Табульоване значення похибки для константану та карми на основі [5]

Tabulated error value for constantan and karma on the basis of [5]

Температура $T, ^\circ\text{C}$	Відносна похибка, о.в.д.	
	Константан	Карма
-75	-500	-260
-50	-266	-190
-25	-89	-120
0	-13,5	-70
+25	0	0
+50	-6	+45
+75	-50	+60
+100	-100	+70
+125	-135	+85
+150	-95	+60
+175	-20	+40
+200	+90	0
+225	+210	-40
+250	+450	-90

вих плавлень виявляють присутність удаваної деформації, яка змінюється зі зміною температури [5]. Удавана деформація, зумовлена зміною температури в декілька градусів у межах $24 ^\circ\text{C}$, є достатньо малою (меншою від $0,5 \text{ мкм/м}^\circ\text{C}$). Однак у разі суттєвих змін температури удавана деформація стає значною, що вимагає відповідної корекції. З цією метою необхідно вимірити температуру поблизу датчика і використати залежність удаваної деформації від температури [5].


Було досліджено вплив діапазону зміни температур, розкиду значень температурної похибки ($\pm 10\%$) на середньоквадратичне значення похибки апроксимації степеневими поліномами.

У таблиці наведено значення похибки в температурному режимі від -75 до $+250 ^\circ\text{C}$ для константану та карми.

ЗАКЛЮЧНА ЧАСТИНА

Цю роботу зорієнтовано на пошук можливостей щодо підвищення точності дистанційних вимірювань та завадозахищеності засобів вимірювання напружено — деформованого стану, зокрема тензодатчиків та тензорезисторів, шляхом упровадження удосконалених теоретичних розрахунків із урахуванням дестабілізуювальних факторів, що дає можливість зменшити рівень похибок відносно до відомих аналогів у десятки разів.

СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ / REFERENCES

1. Аэродинамика и прочность конструкций летательных аппаратов [Текст]: Тр. Всерос. науч.-техн. конф., посвященной 60-летию отделений аэродинамики летательных аппаратов и прочности авиационных конструкций (15—17 июня 2004 г.) / под ред. д-ра техн. наук А.Н. Серьезнова. — Новосибирск: СибНИА (Aerodinamika i prochnost konstrukticii letatelnykh apparatov [Text]: Tr. Vseros. nauch.-tekhn. konf., posviashchennoi 60-letiiu otdelenii aero- dinamiki letatelnykh apparatov i prochnosti aviatsionnykh konstrukticii (15—17 iunია 2004 g.) / pod red. d-ra tekhn. nauk A.N. Sereznova. — Novosibirsk: SibNIA), — 2005. — 348 c/s.
2. Шушкевич В.А. (1975) Основы электротензометрии [Текст] / В.А. Шушкевич. Минск: Высшая школа (Shushkevich V.A. (1975) Osnovy elektrotenzometrii [Text] / V. A. Shushkevich. Minsk: Vysheishaia shkola). — 352 c/s.
3. Куликовский К.Л., Купер В.Я. (1986) Методы и средства измерений [Текст] / К.Л. Куликовский. — М.: Энергоатомиздат (Kulikovskiy K.L., Kuper V.Y. (1986) Metody I sredstva izmereniy. — M. Energoatomizdat). — 448 c/s.
4. Кузьмич Л.В. (2016) Сучасні тенденції створення приладових систем вимірювання механічних величин [Текст] / Л.В. Кузьмич // Вісник Інженерної Академії України. Київ (Kuzmich L.V. (2016) Suchasni tendentsii stvorennia pryladovykh system vymiriuвання mekhanichnykh velychyn [Text] / L.V. Kuzmich // Visnyk Inzhenernoi Akademii Ukrainy. Kyiv). — № 2. — С/С. 180—184.
5. Экспериментальная механика [Текст]: монография в 2 кн: Кн. 1 / пер. с англ.; под ред. А. Кобаяси. — М.: Мир (Eksperimentalnaia mekhanika [Text]: monografiia v 2 kn: Kn. 1 / per. s angl.; pod red. A. Kobaiasi. — M.: Mir), — 1990. — 552 c/s.
6. Серьезнов А.Н. (1990) Методы и средства измерений в прочностном эксперименте [Текст] / А.Н. Серьезнов, А.К. Шашурин. — М.: Изд-во МАИ (Sereznov A.N. (1990) Metody i sredstva izmerenii v prochnostnom eksperimente [Text] / A.N. Sereznov, A.K. Shashurin. — M.: Izd-vo MAI). — 200 c/s.
7. Digital's Kompensation sverfahren zur Verbesserung von Messfuhlern. Erb. K., Fisher P. «Bulletin SEV/VSE», 1989, 80, №7, 8, 365—368.
8. Классен К.Б. (2000) Основы измерений. Электронные методы и приборы в измерительной технике [Текст] / К.Б. Классен. — М.: Постмаркет (Klassen K.B. (2000) Osnovy izmereniy. Elektronnyye metody I pribory v izmeritelnoy tehnikе. M.: Postmarket). — 352 c/s.
9. Уикзер Дж. (2002) Соединяемость: интеллектуальные датчики или интеллектуальные интерфейсы [Текст] / Дж. Уикзер // Датчики и системы (Uikzer J. (2002) Soedinyaemost: intellektualnye datchiki ili intellektualnye interfeisy // Datchiki I sistemy). — №10. — С/С. 50—55).
10. Rus G. (2006) Optimized damage detection of steel plates from noisy impact test [Text] / G. Rus, S.Y. Lee, S.Y. Chang, S.C. Wooh // International Journal for Numerical Methods in Engineering. — Vol. 68, Issue 7. — С/Р. 707—727. doi: 10.1002/nme.1720.
11. Harada T. (2009) Droplet generation using a torsional Langevin-type transducer and a micropore plate [Text] / T. Harada, N. Ishikawa, T. Kanda, K. Suzumori, Y. Yamada, K. Sotowa // Sensors and Actuators A: Physical. — Vol. 155, Issue 1. — С/Р. 168—174. doi: 10.1016/j.sna.2009.08.007.
12. Schroder A. (2010) Evaluation of cost functions for FEA based transducer optimization [Text] / A. Schroder, J. Rautenberg, B. Henning // Physics Procedia. — Vol. 3, Issue 1. — С/Р. 1003—1009. doi: 10.1016/j.phpro.2010.01.129. 

Отримано / received: 06.05.2019.

Стаття рекомендована до публікації д.т.н. В.В. Древецьким (Україна).
Prof. V.V. Drevetskyi D. Sc. (Techn.), Ukraine, recommended this article to be published.

DOI: 10.33955/2307-2180(3)2019.19-23

УДК 531.76:681.78

ЗАСІБ ВИМІРЮВАННЯ ШВИДКОСТІ РУХУ СНАРЯДА В КАНАЛІ СТВОЛА: РЕЗУЛЬТАТИ ЕКСПЕРИМЕНТАЛЬНИХ ДОСЛІДЖЕНЬ ДІЮЧОГО МАКЕТА

Velocity Measuring Tool of Projectile in the Barrel: Experimental Research Results of the Valid Layout

CC BY-SA

О. Крюков, доктор технічних наук,
професор кафедри,
В. Мудрик, кандидат технічних наук,
слухач магістратури,
Національна академія Національної гвардії України, Харків
e-mail: kam14@ukr.net

O. Kriukov, doctor of technical sciences,
professor of department,
V. Mudrik, candidate of technical sciences,
master student,
National academy of National guard of Ukraine, Kharkov
e-mail: kam14@ukr.net

Розглянуто детальну методику і результати експериментальних досліджень діючого макета засобу вимірювання швидкості руху снаряда в каналі ствола. Проведено дослідження оптичної якості світлоповерхтального покриття та його впливу на балістичні характеристики снаряда. Отримано криві швидкості руху снаряда на діючому макеті засобу вимірювання та проведено їх аналіз.

The work is devoted to the consideration of the methodology of experimental research of velocity measuring tool of the projectile in the barrel. The content of individual stages of conducting research is outlined. The research of the optical quality of the reflective coating is carried out. It is shown that the use of reflective paint and envelope in the coating of the front part of the projectile provides an effect of retroreflection, sufficient for the Doppler frequency shift. The influence of the retroreflective coating on the ballistic characteristics

of the projectile has been investigated. It is defined that the relative increase of the mass and dimensions of the projectile, which caused by the planted of the retroreflective coating on its front part, does not exceed, in accordance 0,10% and 0,025% of its output mass and length, therefore, the effect of these projectile parameters is too small and unable to exert a noticeable effect on its ballistic characteristics during of movement in barrel.

The velocity projectile curves were carried by experimentally on an valid layout of the measuring tool, and their analysis was carried out. The possibility of using the double differential method of laser Doppler anemometry to measure the velocity of the projectile in barrel has been confirmed. Found that form the experimental curves velocity corresponds to the expected nature of the increase velocity of the projectile in the barrel of velocity measuring tool. The adequacy of the mathematical model of the measurement tool which obtained theoretically is confirmed.

Ключові слова: вимірювання, швидкість, снаряд, вогнепальна зброя, канал ствола, світлоповерхтальне покриття, лазерна анемометрія.

Keywords: measuring, velocity, projectile, firearm, barrel, reflective coating, laser anemometry.

Важливе значення в процесах створення, модернізації, випробування та експлуатації сучасних зразків вогнепальної зброї мають дані стосовно балістичних елементів пострілу — залежності тиску $P(t)$ порохових газів та швидкості $V(t)$ снаряда від часу t його руху в каналі ствола. Можливості застосування відомостей щодо балістичних елементів пострілу під час створення новітніх зразків зброї, поточного контролю технічного стану вогнепальної зброї та за вирішення інших завдань детально розглянуто в [1—4].

Для визначення залежності $V(t)$ може бути застосований лазерний доплерівський засіб вимірювання (ЗВ), принципи побудови та конструкція якого запропоновані в роботі [5]. У ній же викладено результати дослідження працездатності подвійної диференційної схеми лазерної доплерівської анемометрії, а також запропоновано математичну модель такого ЗВ. У спектрі змінної складової фотоструму ЗВ присутня складова з частотою $F = 2fv(\cos\alpha - \cos\beta)/c$, яка є стійкою до простої неузгодженості зондувальних променів на поверхні снаряда (тут f — частота



О. Крюков



В. Мудрик

лазерного випромінювання, v — швидкість руху снаряда, α , β — кути падіння зондувальних променів на поверхню снаряда, c — швидкість розповсюдження електромагнітних коливань у середовищі).

Аналіз джерел похибок ЗВ швидкості руху снаряда проведено в роботі [6]. Структурна схема, принципи опрацювання виміральної інформації та алгоритмічні основи функціонування ЗВ швидкості руху снаряда в каналі ствола розглянуто в статтях [7, 8].

Однак обґрунтовані висновки щодо принципової можливості створення та застосування сучасного лазерного доплерівського ЗВ швидкості руху снаряда в каналі ствола можна зробити лише за результатами більш ретельних експериментальних досліджень його діючого макета. Отже, постає актуальне завдання з реалізації експериментальних досліджень, спрямованих на вивчення особливостей визначення швидкості руху снаряда запропонованим засобом вимірювання.

Ця стаття завершує низку публікацій [5—8], у яких відображено результати пошукового етапу створення розглянутого ЗВ.

Мета статті — розгляд методики експериментальних досліджень засобу вимірювання швидкості руху снаряда в каналі ствола та обговорення їх результатів.

ВИКЛАДЕННЯ ОСНОВНОГО МАТЕРІАЛУ

План проведення експериментальних досліджень містить такі етапи:

- дослідження оптичної якості світлоповертальної покриття (СПП);
- дослідження впливу СПП на балістичні характеристики снаряда;
- отримання кривих швидкості руху снаряда на діючому макеті ЗВ та їх аналіз.

Діючий макет ЗВ, устрій та параметри якого детально розглянуті у [5], складається з оптичної, механічної та електронної частин.

До оптичної частини макета ЗВ входять джерело лазерного випромінювання, оптичний коліматор, оптичний відбивач та світлоподільна призма. Для спрямування лазерних променів на поверхню снаряда використано систему дзеркал.

До механічної частини макета ЗВ входять елементи, робота яких імітує рух снаряда в каналі ствола. Для приведення снаряда в рух використано енергію стисненого повітря, яке нагнітається у резервуар. Конструкція механічної частини передбачає можливість варіювання швидкості руху снаряда внаслідок керованого змінювання тиску повітря у резервуарі. За еквівалент снаряда застосовано поршень із алюмінієвого сплаву.

До електронної частини макета ЗВ входять цифровий осцилограф, фотоприймач, а також блок електроживлення та управління власного виготовлення.

Виконання умови забезпечення працездатності подвійного диференційного методу лазерної доплерівської анемометрії [9] потребує нанесення на оживальну поверхню снаряда СПП. Внаслідок застосування світловідбивальних елементів (мікросклокульок або тетраїдних мікропризм) основна потужність світла, що падає на оживальну поверхню снаряда, відбивається у напрямку, зворотному до напрямку падіння зондувальних променів. Діаграма розсіювання когерентного лазерного випромінювання на СПП у дальній зоні дифракції є хаотичною сукупністю локальних максимумів, яку можна спостерігати, наприклад, на поверхні екрана. Світлоповертальне покриття можна наносити на поверхню як фарбуванням (світлоповертальною фарбою), так і приклеюванням світлоповертальної плівки. Виходячи із цього, під час проведення експерименту було використано СПП двох типів:

- світлоповертальна фарба, яка виготовлялася непромисловим способом та складалася із світлоповертальних елементів (мікросклокульок із середнім розміром близько 200 мкм) та прозорої клейової основи зі згущувачем;
- світлоповертальна плівка промислового виготовлення із розміром мікросклокульок 50 мкм.

Дослідження оптичної якості світлоповертального покриття

На цьому етапі експерименту контролювалася якість світлоповертальної фарби, яка виготовлялася непромисловим способом та наносилася на поверхню снаряда. Для цього на снаряд 1 (рис. 1) із нанесеною на нього світлоповертальною фарбою спрямовували випромінювання від лазера (на рис. 1 не по-

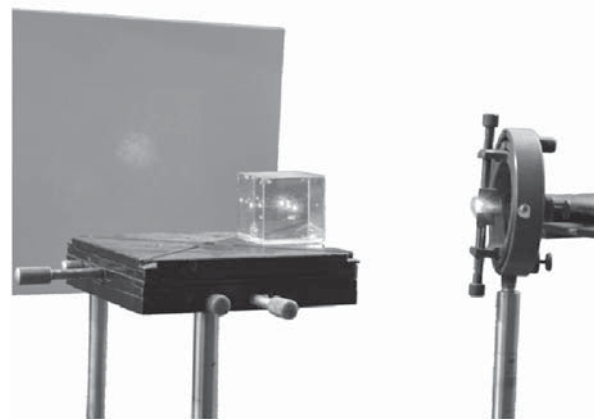


Рис. 1. Експеримент з контролю якості світлоповертальної фарби
Fig. 1. Experiment on quality control of the reciprocal paint

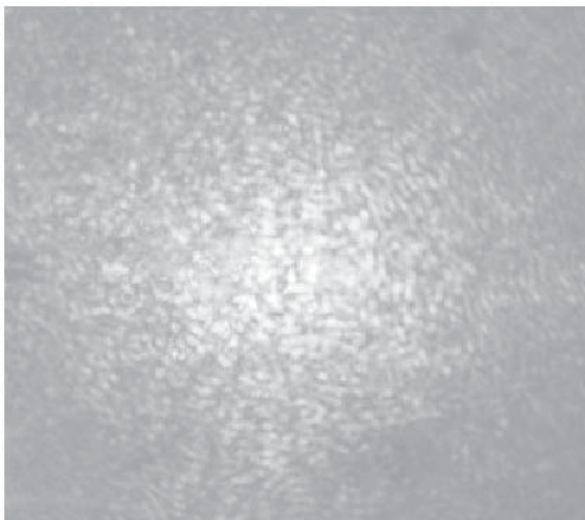


Рис. 2. Збільшене зображення випромінювання, відбитого на екран від світлоповертальної фарби
Fig. 2. A larger image of the radiation reflected on the screen from the retro-reflective paint

казаний) та отримували картину 2 розподілу випромінювання, відбитого на екран.

Збільшене зображення відбитого на екран випромінювання наведено на рис. 2.

Як свідчать результати цієї частини експерименту, світлоповертальна фарба непромислового виготовлення характеризується цілком прийнятним значенням коефіцієнта світлоповернення, оскільки сукупність локальних максимумів забезпечує яскравість поверхні екрана, яка є цілком достатньою для реєстрації сигналу.

Як зазначено вище, під час проведення цього етапу експериментальних досліджень було використано світлоповертальну фарбу обмеженої якості (тобто з порівняно великим середнім розміром світлоповертальних елементів і дещо неоднорідною їх формою). Однак за практичної реалізації ЗВ доцільно використовувати світлоповертальну фарбу промислового виробництва з більш високою якістю (тобто із меншим середнім розміром світлоповертальних елементів однорідної кулькоподібної форми). Еквівалентом такої світлоповертальної фарби є світлоповертальна плівка [10] промислового виробництва зі середнім діаметром міросклокульок 50 мкм, яка також використовувалася за проведення експерименту. На рис. 3 наведено зображення картини відбитого від такої світлоповертальної плівки на екран лазерного випромінювання. Із рис. 3 можна побачити, що використання менших за розміром світлоповертальних елементів однорідної форми призводить до збільшеної кількості концентрованих локальних максимумів, до підвищення коефіцієнта світлоповернення і, зрештою, до зростання світлового потоку відбитого випромінювання.

Результати цього етапу досліджень свідчать, що світлоповертальна фарба, нанесена на снаряд, зберігає свої властивості світлоповернення. Для збільшення концентрації локальних максимумів на апертурі фотоприймача доцільно використовувати СПП на основі міросклокульок малого діаметра та однорідної форми.

Дослідження впливу світлоповертального покриття на балістичні характеристики снаряда

На цьому етапі експерименту досліджено відхилення основних балістичних характеристик снаряда: його маси і розміру, — від номінального значення внаслідок нанесення світлоповертального покриття.

Для перевірки маси та товщини шару світлоповертальної фарби її було нанесено рівним шаром на папір площею 0,025 м². Встановлено, що товщина шару світлоповертальної фарби складає близько 310 мкм, маса — 0,9 г.

Отже, маса СПП за діаметра міросклокульок 200 мкм (ураховуючи, що площа його нанесення відповідає площі оживальної частини снаряда) для поширених видів боєприпасів приблизно становитиме:

- ♦ 4,6 мг для кулі 9 мм патрона ПМ, що складає 0,075 % від номінального значення його маси;
- ♦ 4,1 мг для кулі 5,45 мм АК-74 (7Н6), що відповідає 0,10 % від номінального значення його маси;
- ♦ 9,4 мг для кулі 7,62 мм СВД (ЛПС), що складає 0,11 % від номінального значення його маси.

При цьому збільшення довжини для тих самих поширених видів боєприпасів з урахуванням

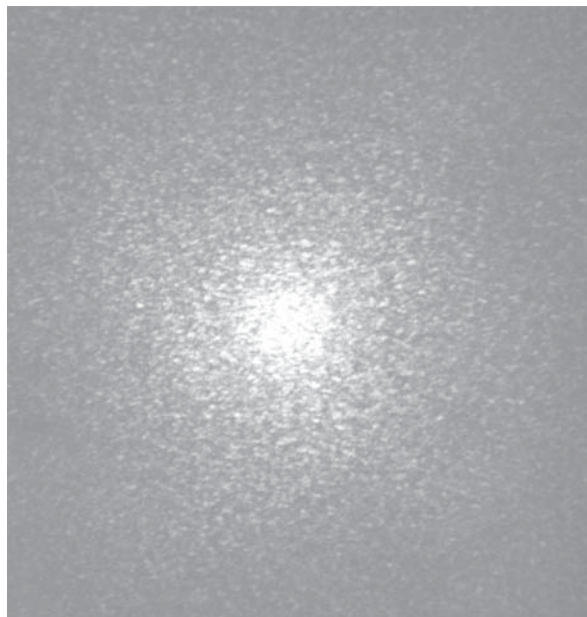


Рис. 3. Лазерне випромінювання, відбите від світлоповертальної плівки
Fig. 3. Laser radiation reflected from the retro-reflective film

товщини шару світлоповертальної фарби 310 мкм, становитиме:

* для кулі 9 мм патрона ПМ — 0,025 % від номінального значення її довжини;

* для кулі 5,45 мм АК-74 — 0,012 % від номінального значення її довжини;

* для кулі 7,62 мм СВД — 0,011 % від номінального значення її довжини.

Такі відхилення маси і довжини є значно меншими, ніж параметри звичайного технологічного розкиду маси і розмірів снарядів (куль) у процесі їх виготовлення [11]. Ці дані дають підставу стверджувати, що зміна маси та розмірів снаряда, зумовлена нанесенням на нього СПП, не чинить суттєвого впливу на його балістичні характеристики.

Отримання кривих швидкості руху снаряда на діючому макеті засобу вимірювання та їх аналіз

Методика проведення цього етапу експериментальних досліджень включає підготовку діючого макета ЗВ до проведення вимірювань, отримання вимірювальної інформації стосовно швидкості руху снаряда у каналі ствола та опрацювання експериментальних даних.

Підготовка діючого макета ЗВ до проведення вимірювань полягає у налаштуванні його оптичної й механічної частин, а саме, відтворенні бази оптичної схеми, спрямуванні лазерних променів на поверхню снаряда, визначенні кутів α і β зондування поверхні снаряда, створенні заданого тиску в резервуарі, а також у налаштуванні осцилографа та відповідних електричних і механічних з'єднань.

Проведення експерименту передбачає формування заданого закону руху снаряда у каналі ствола та реєстрацію вимірювального сигналу з виходу фотоприймача за допомогою цифрового осцилографа.

Під час проведення експерименту певні параметри елементів оптичної й механічної частин для кожного «пострілу» варіювалися. До змінюваних параметрів належать:

- ▶ частота лазерного випромінювання f ;
- ▶ кути спрямування лазерних променів α і β ;
- ▶ тиск у резервуарі P .

Відповідно до технічних можливостей експериментальної установки її параметри варіювалися у таких діапазонах: $P = (500 \dots 1500)$ кПа, $f_1 = 0,474$ ПГц, $f_2 = 0,564$ ПГц (червоний та зелений лазери); $\alpha = (0,5 \dots 1)^\circ$; $\beta = (1 \dots 1,5)^\circ$.

Варіювання параметрів елементів оптичної й механічної частин дає можливість дослідити адекватність математичної моделі ЗВ, отриманої у [5], та її застосовність у широкому діапазоні швидкостей руху снаряда. Дійсно, за варіювання тиску P формуються різні закони

збільшення швидкості руху снаряда, що може бути ідентифіковано за ходом отриманих експериментально кривих швидкості. Окрім того, за незмінного значення тиску P , але за різних значень частоти лазерного випромінювання f та кутів зондування α , β , змінюється реєстрований доплерівський зсув частот, але водночас відповідних змін набуває й коефіцієнт $F = 2fv(\cos \alpha - \cos \beta) / c$ [5], який у такому випадку визначається за параметрами експериментальної установки і слугує для подальшого розрахунку миттєвих значень швидкості руху снаряда. Отже, за ступенем збігу декількох кривих швидкості, які визначаються на основі експериментальних даних для доплерівського зсуву частот, можна судити щодо адекватності математичної моделі ЗВ, отриманої теоретичним шляхом.

Результатами цього етапу експерименту є зареєстровані вимірювальні сигнали у виді дискретних значень напруги фотоструму на виході фотоприймача. За опрацювання експериментальних даних здійснено перехід від масивів миттєвих значень напруги фотоструму безпосередньо до залежностей швидкості руху снаряда від часу за методикою, викладеною у [7, 8], тобто обчислено значення швидкості руху для відповідних моментів часу. Приклади отриманих кривих швидкості руху снаряда подано на рис. 4. На ньому криву 1 отримано для найбільш динамічного розгону снаряда, криву 5 — для найменш динамічного, а криві 2, 3, 4 зареєстровані для незмінюваної динаміки розгону снаряда, але за варійованих значень частоти лазерного випромінювання f та кутів зондування α , β .

Аналіз отриманих даних дозволяє зробити такі висновки:

▲ практично підтверджено наявність стійкого вимірювального сигналу та можливість його реєстрації й опрацювання за умов варіювання закону наростання швидкості снаряда;

▲ вид отриманих кривих відповідає очікуваному характеру наростання швидкості руху снаряда у каналі ствола для такої конструкції діючого макета ЗВ;

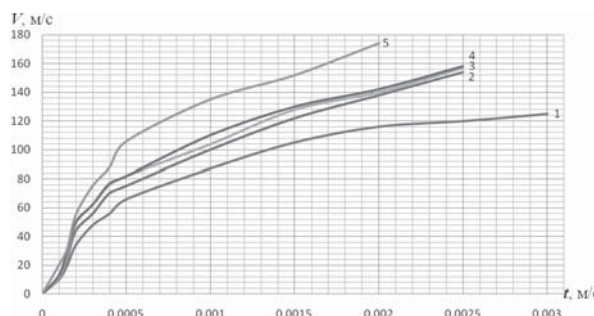


Рис. 4. Графіки залежності швидкості руху снаряда у каналі ствола від часу

Fig. 4. Charts of the dependence of the speed of the projectile in the barrel channel from time

▲ наявність просторової неузгодженості лазерних променів на поверхні снаряда на окремих ділянках його руху не призводить до падіння відношення «сигнал/завада» до рівнів, які ускладнюють реєстрацію сигналу на виході фотоприймача;

▲ обсяг вимірювальної інформації є достатнім для опрацювання сигналу та визначення залежностей швидкості руху снаряда як функції часу;

▲ збіг кривих, отриманих за незмінного значення тиску P , але за різних значень частоти лазерного випромінювання f та кутів зондування α , β , свідчить стосовно адекватності математичної моделі ЗВ [5], отриманої теоретичним шляхом. Деяка неістотна розбіжність кривих зумовлена обмеженими можливостями експериментальної установки та може бути пояснена як наявністю похибок визначення кутів α , β і відхиленням частоти f джерела лазерного випромінювання від його паспортного значення, так і неточністю задавання закону руху снаряда внаслідок дії стисненого повітря.

ВИСНОВКИ

Проведено експериментальне дослідження діючого макета засобу вимірювання, яке підтвердило можливість практичного застосування подвійної диференційної схеми лазерної доплерівської анемометрії для визначення закону збільшення швидкості руху снаряда у каналі ствола.

Встановлено, що застосування світлоповертальних фарби і плівки під час покриття оживальної частини

снаряда забезпечує ефект світлоповернення, достатній для реєстрації доплерівського зсуву частот. Для збільшення концентрації локальних максимумів на апертурі фотоприймача доцільно використовувати світлоповертальне покриття на основі мікроскопульок малого діаметра (до 50 мкм) та однорідної форми.

Показано, що відносно збільшення маси та розмірів снаряда, спричинені нанесенням світлоповертального покриття на його оживальну частину, залежно від типу снаряда не перевищують відповідно 0,10 % та 0,025 % від його вихідних маси і довжини. Отже, ефект від збільшення маси та розмірів снаряда є нехтовно малим і не спроможний чинити помітного впливу на його балістичні характеристики під час руху в каналі ствола.

Отримано криві швидкості руху снаряда у каналі ствола, за якими встановлено стійкість вимірювального сигналу на ділянках із просторовою неузгодженістю лазерних променів на поверхні снаряда. Установлено, що вид отриманих експериментально кривих швидкості відповідає очікуваному характеру збільшення швидкості руху снаряда в каналі ствола дослідного макета. Підтверджено адекватність математичної моделі засобу вимірювання, отриманої теоретичним шляхом.

Результати досліджень можуть бути покладені в основу подальших робіт зі створення засобу вимірювання швидкості руху снаряда у каналі ствола, який дозволить визначати балістичні елементи пострілу експериментальним шляхом.

СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ / REFERENCES

1. Серебряков М.Е. (1962) Внутренняя баллистика ствольных систем и пороховых ракет [Текст] / М.Е. Серебряков — М.: Государственное научно-техническое издательство Оборонгиз (Serebryakov M.E. (1962) Vnutrennyaya ballistika stvolnykh sistem i porohovykh raket. Moscow). — 702 c/s.
2. Carlucci D.E., Jacobson S.S. (2008) Ballistics: Theory and Design of Guns and Ammunition — NW.: CRC Press Taylor & Francis Group., — 502 p.
3. Крюков О.М. (2013) Prospects of experimental determination of ballistic elements of firing [Текст] / О.М. Крюков, В.Г. Мудрик // АВВ МВСУ: наукове видання — Х.: Збірник наукових праць (Kriukov O.M. (2013) Prospects of experimental determination of ballistic firing elements / O.M. Kriukov, V.H. Mudrik // Zbirnyk naukovykh prats Akademiï vnutrishnikh viysk MVS Ukrainy). — Вип./Issue 1(21). — С/Р. 21—24.
4. Крюков О.М. (2009) Проблеми вимірювального контролю параметрів внутрішньобалістичних процесів [Текст] / О.М. Крюков, О.А. Александров // ХНУПС: наукове видання — Х.: Збірник наукових праць (Kriukov O.M., Aleksandrov O.A. (2009) Problemy vymirivvalnoho kontroliu parametriv vnutrishnobalistychnykh protsesiv // Zbirnyk naukovykh prats Kharkivskoho universytetu Povitrianykh syl). — Вип./Issue 1. — С/С. 150—152.
5. Вимірювання швидкості руху металного елемента в каналі ствола на основі оптичного диференціального доплерівського методу [Текст] / О.М. Крюков, Г.М. Доля, О.І. Біленко, В.Г. Мудрик (2013) Метрологія та прилади (Kriukov O.M., Dolia H.M., Bilenko O.I., Mudrik V.H. (2013) Vymirivuvannia shvydkosti rukhu metalnoho elementa v kanali stvola na osnovi optychnoho dyferentsialnoho doplerovskoho metodu // Metrolohiia ta prylady). — Вип./ Issue 4. — С/С. 56—60.
6. Крюков О. М. (2016) Оцінювання похибки лазерного доплерівського засобу вимірювання швидкості руху металних елементів у каналах стволів вогнепальної зброї [Текст] / О.М. Крюков, В.Г. Мудрик, І.О. Чадаєв // Метрологія та прилади (Kriukov O.M. (2016) Otsiniuvannia pokhybky lazernoho doplerivskoho zasobu vymirivuvannia shvydkosti rukhu metalnykh elementiv u kanalakh stvoliv vohnepalnoi zbroi // Metrolohiia ta prylady). — Вип./Issue 1 (57). — С/С. 64—69.
7. О.М. Крюков, Г.М. Доля, В.Г. Мудрик, О.А. Надь, О.А. Коваль (2014) Лазерний доплерівський засіб вимірювання швидкості руху металного елемента в каналі ствола: будова та оброблення вимірювальної інформації [Текст] / Метрологія та прилади (Kriukov O.M., Dolia H.M., Mudrik V.H., Nad O.A. Koval O.A. (2014) Lazernyi doplerovskiy zasib vymirivuvannia shvydkosti rukhu metalnoho elementa v kanali stvola: budova ta obrobлення vymirivvalnoi informatsii // Metrolohiia ta prylady). — Вип./Issue 1(45). — С/С. 151—154.
8. Крюков О.М. (2017) Алгоритмічні основи функціонування засобу вимірювання швидкості руху металного елемента в каналі ствола [Текст] / О.М. Крюков, В.Г. Мудрик // Метрологія та прилади (Kriukov O.M. (2017) Algorithmic bases of functioning of a means for measuring the velocity of a metal element in the trunk channel [Text] / O.M. Kriukov, V.G. Mudrik // Metrology and Instruments). — Вип./Issue 1(63). — С/Р. 67—71.
9. Крюков О.М. (2013) Дифференциальная лазерная доплеровская анемометрия объектов со световозвращающей поверхностью [Текст] / А.М. Крюков, Г.Н. Доля, В.Г. Мудрик // Прикладная радиоэлектроника (Kriukov A.M., Dolya G.N., Mudrik V.G. (2013) Differential Doppler laser anemometry of objects with retroreflecting surface // Applied Radio Electronics). — Том/Vol. 12. — Вип./Issue 3. — С/Р. 436—441.
10. John Lloyd. A brief history of retroreflective sign face sheet materials. The principles of retroreflection. (Електрон. ресурс) — Режим доступу: <http://www.rema.org.uk/pdf/history-retroreflective-materials.pdf>.
11. Біленко А.І., Афанасьєв В.В. (2007) Вплив параметрів заряджання на початкову швидкість кулі // Вісник НТУ «ХПІ» (Bilenko A.I., Afanasiev V.V. (2007) Vplyv parametriv zariadzhan'nia na pochatkovu shvydkist kulii // Vistnyk NTU «KhPI»). — № 11. С/С. 33—37.

Отримано / received: 09.04.2019.

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

DOI: 10.33955/2307-2180(3)2019.24-26

УДК 615.844 + 621.387

ВИМІРЮВАЧ ЕЛЕКТРИЧНИХ ЗАРЯДІВ ДЛЯ КОНТРОЛЮ ПОВІТРЯНОГО ПРОСТОРУ НАВКОЛИШНЬОГО СЕРЕДОВИЩА

Measurement of Electrical Charges for the Control of the Air External Environment



В. Бенедицький, старший викладач кафедри біомедичної інженерії та телекомунікації,
П. Мартинчук, старший викладач кафедри,
Т. Нікітчук, кандидат технічних наук,
завідувач кафедри,
Житомирський державний технологічний
університет, Україна,
e-mail: m_petro@ukr.net

А. Войцицький, доцент кафедри електрифікації,
автоматизації виробництва та інженерної екології,
Житомирський національний агроекологічний
університет, Україна,
e-mail: a.p.voytsytskyu@gmail.com

V. Benedytskyi, senior lecturer of the department of biomedical engineering and telecommunications,
P. Martynchuk, senior lecturer of the department,
T. Nikitchuk, candidate of technical sciences,
head of the department,
Zhytomyr State Technological
University, Ukraine,
e-mail: m_petro@ukr.net

A. Voitsitskyi, associate professor of the department of electrification, automation of production and engineering ecology,
Zhytomyr National Agroecological University, Ukraine,
e-mail: a.p.voytsytskyu@gmail.com

Концентрація заряджених частин повітряного простору (атмосфери) впливає на якість повітря і стан здоров'я людини. Цим самим зумовлена необхідність контролю стану повітряного простору на відповідність санітарно-гігієнічним нормам.

Вимірювання електричних зарядів повітряного простору навколишнього середовища має свої особливості і відрізняється від вимірювання тих зарядів, що індуковані на поверхні матеріалів різної природи.

Вимагає специфічних датчиків, залежно від того, які параметри середовища потрібно оцінити: об'ємні, площинні чи інші. Важливим є також режим проведення вимірювання: постійний, однократний чи повторно-короткочасний. Ці особливості й визначають метод вимірювання електричних зарядів у атмосфері навколишнього середовища.

У цій статті наведено один із методів безперервного вимірювання заряджених частин повітряного простору, а також показано, як параметрами датчика можна задати діапазон вимірювання концентрації електричних зарядів повітряного простору навколишнього середовища.

The concentration of charged parts of the airspace (atmosphere) affects air quality and human health. This is due to the need to control the state of airspace for compliance with sanitary and hygiene standards.

Measurement of electrical charges in the airspace of the environment has its own characteristics and differs from the measurement of those charges induced on the surface of materials of different nature.

Requires specific sensors, depending on which environment parameters to be evaluated: volumetric, plane or other. Also important is the mode of measurement: permanent, single or re-short-term. These features and determine the method of measuring electrical charges in the atmosphere of the environment.

This article presents one of the methods of continuous measurement of charged parts of airspace, and also shows how the parameters of the sensor can specify the range of measurement of the concentration of electrical charges in the airspace of the environment.

Ключові слова: санітарно-гігієнічні норми; концентрація електричних зарядів; атмосфера; вимірювач електричних зарядів; датчик.
Keywords: sanitary-hygienic norms; concentration of electric charges; atmosphere; meter of electric charges; the sensor.

Атмосферне повітря — це природна суміш газів атмосфери, яка відрізняється за своїм складом у відкритому (ліси, гори, поля та ін.) та замкнутому (промислові та житлові приміщення) просторах. На сьогодні рівень забрудненості повітря великих міст має критичний характер, що негативно відбивається на здоров'ї людини, стає причиною підвищення рівня захворюваності та призводить до змен-

шення тривалості життя. Окрім чистоти та визначеного хімічного складу, повітря повинно характеризуватися і певними фізичними властивостями, зокрема електропровідністю, яка зумовлена наявністю в повітрі електрично заряджених частинок фізичної та хімічної природи. Ці частинки називають аероіонами, а рівень їх концентрації є важливою властивістю повітря. Експерти Всесвітньої Організації

Здоров'я підраховали, що погана якість повітря забирала у людини приблизно 10—15 років життя. Велика кількість електроніки, оргтехніки, синтетичних матеріалів призводить до порушення балансу заряджених частин повітря — аероіонів. Та ж оргтехніка провокує виділення озону, сильного окислювача. Перевищення його гранично допустимої концентрації може призвести до достатньо неприємних наслідків — від головного болю до різних хвороб легень. Допомогти «оживити» повітря зможуть іонізатори. Вони не тільки очищують повітря від забруднювальних речовин та алергенів, але і насичують його зарядженими частинами — від'ємними аероіонами, які корисні для організму людини. Однак є проблема у тому, що штучну іонізацію потрібно контролювати [5—7]. Інакше можна отримати негативні наслідки.

Є декілька методів оцінки рівня концентрації заряджених частин [8—10]. Приладами, розробленими за цими методами, користуються служби контролю навколишнього середовища.

Прилади відносно дорогі для постійного моніторингу. Кафедрою біомедичної інженерії та телекомунікації Житомирського державного технологічного університету розроблено вимірювач та отримано патент України на винахід №118047 (патент опубліковано 12.11.2018, бюл. № 21/2018), який зможе вирішити цю проблему.

Мета статті: пропонується вимірювач електричних зарядів у виді концентрації електричних зарядів у конкретній точці повітряного простору навколишнього середовища незалежно від їх стану, густини та швидкості переміщення. Достатньо простий за схемою та конструкцією він зможе проводити безперервний контроль концентрації зарядів не тільки штучної, а й природної іонізації повітряного простору навколишнього середовища.

ОСНОВНИЙ ТЕКСТ СТАТТІ

Відомий аероіонний мікрокулометр для вимірювання концентрації зарядів аероіонів [1]. Недоліком такого пристрою є те, що вимірювання концентрації електричних зарядів здійснюється тільки однократно чи у заданому інтервалі часу, що впливає на точність вимірювання та складність проведення контролю.

Наявні також прилади, що використовують метод вимірювання концентрації електричних зарядів на основі аспіраційного конденсатора [7].

Однак, такі прилади мають певні недоліки:

- примусове засмоктування повітря, залежність осідання електричних зарядів аероіонів від напруги на електродах та об'єму аспіраційної камери впли-

вають на точність вимірювання концентрації аероіонів повітряного простору. Похибка вимірювання сягає значних величин. Достатньо складна і методика повірки таких приладів.

- неможливе, внаслідок примусового руху повітря, визначення концентрації електричних зарядів аероіонів у конкретній точці простору; пристрій визначає лише середнє число аероіонів у приміщенні та потребує багато часу на проведення вимірювання.

Відомі також вимірювачі електричних зарядів, що мають обмежене застосування, використовуються лише для вимірювання ступеня електризації текстильних (полімерних) матеріалів [2—4].

Вимірювач електричного заряду, структурну схему якого наведено на рис. 1, складається із нерухомого вимірювального електрода 1, з'єднаного з вимірювальним підсилювачем 3, вихід якого під'єднано до реєстратора 6 через демодулятор 5, рухомого електрода 2, що обертається електродвигуном 4, блока живлення 7. Він відрізняється тим, що нерухомий вимірювальний електрод розміщено над рухомих електродом; частини поверхні нерухомого вимірювального та рухомого електродів мають однакову секторну перфорацію, а вимірювальний підсилювач поєднано з демодулятором; нерухомий вимірювальний електрод та рухомий електрод виконано об'ємними у виді циліндра, конуса чи півсфери.

Електричний заряд Q електричного поля модулюється з частотою обертання електродвигуна 4 на рухомому електроді 2 та нерухомому вимірювальному електроді 1. У зв'язку з тим, що нерухомий вимірювальний електрод 1 та рухомий електрод 2 мають секторну перфорацію, під час обертання електродвигуном 4 рухомого електрода 2 відбувається періодичне перекриття електродів, за якого виконується неперервне вимірювання заряду Q електричного поля. Індукований на нерухомому вимірювальному електроді 1 та рухомому електроді 2, заряд Q з нерухомого електрода 1 через вимірювальний підсилювач 3, поєднаний з демодулятором 5, відображається на реєстраторі 6, який показує величину вимірюваного заряду Q .

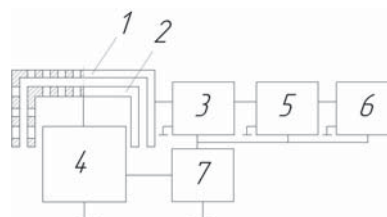


Рис. 1. Структурна схема вимірювача
Fig. 1. The block diagram of the meter

Величина заряду Q електричного поля повітряного простору навколишнього середовища, що визначається навколо точки r , обмеженого поверхнею S , залежно від об'єму та форми нерухомого вимірювального електрода 1 та рухомого електрода 2, дорівнює

$$Q(\text{обмежена } S) = \int \rho(r) dV, \quad (1)$$

де $\rho(r)$ — об'ємна густина електричних зарядів у загальному об'ємі dV нерухомого вимірювального електрода 1 та рухомого електрода 2. Відповідно, концентрація електричних зарядів N електричного поля повітряного простору навколишнього середовища визначається за формулою

$$N = Q / Ve, \quad (2)$$

де Q — електричний заряд, отриманий на нерухомому вимірювальному електроді 1 і рухомому електроді 2, в кулонах,

V — загальний об'єм нерухомого вимірювального електрода 1 та рухомого електрода 2, в см³,

e — заряд електрона, $1,6 \cdot 10^{-19}$ Дж.

Загальний об'єм V нерухомого вимірювального електрода 1 та рухомого електрода 2 вибрано з умови, що

$$N = 1 / Ve = 1; 2; 5 \cdot 10^k, \text{ 1/см}^3, \quad (3)$$

де $k = 0; \pm 1; \pm 2 \dots$.

У такому випадку відлік концентрації електричних зарядів N здійснюється безпосередньо в одиницях шкали відповідно до діапазону вимірювання.

Виготовлено макетний зразок такого приладу та проводяться дослідження атмосферного повітря навколишнього середовища.

Вимірювач електричних зарядів може бути використаний у метеорології, охороні здоров'я для вимірювання концентрації електричних зарядів у повітряному просторі навколишнього середовища та для контролю іонізованого повітря на відповідність санітарно-гігієнічним нормам тощо. Можливе також його використання як засобу прогнозування та попередження землетрусів у сейсмічно-небезпечних районах.

СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ / REFERENCES

1. Аероіонний мікрокулометр. Патент на винахід UA № 94169 від 11.04.2011 Патент України на винахід. Бюллетень №7 (Aeroion microculometer. Patent for invention UA No. 94169 dated April 11, 2011 Patent of Ukraine for invention. Bulletin No. 7).
2. Изобретение СССР № 389473 от 14.11.1973 г. Бюллетень №29 (Invention of the USSR No. 389473 dated November 14, 1973. Bulletin No. 29).
3. Изобретение СССР № 523163 от 27.07.1978 г. Бюллетень №33 (Invention of the USSR No. 523163 dated July 27, 1978 Bulletin No. 33).
4. Изобретение СССР № 930163 от 23.05.1982 г. Бюллетень №19 (Invention of the USSR No. 930163 of May 23, 1982 Bulletin No. 19).
5. Лившиц М.Н. (1990) Аэроионификация: Практическое применение / М.Н.Лившиц. — М.: Стройиздат (Livshits M.N. (1990) Aeroionification: Practical application / M.N. Livshits. — M.: Stroizydat). — 168 с/р.
6. Скипетров В.П. (2001) Лечение аэроионами кислорода / В.П. Скипетров, Н.Н. Беспалов, А.В. Зорькина. — Саранск: «СВМО» (Skipetrov V.P. (2001) Treatment with oxygen arteries / V.P. Skipetrov, N.N. Bespalov, A.V. Zorkina. — Saransk: «SWF»). — 70 с/р.
7. О.Л. Коренівська, П.П. Мартинчук. (2011) Актуальні питання контролю аероіонізації // Метрологія та прилади (O.L. Korenivska, P.P. Martynchuk (2011) Actual issues of air ionization control // Metrology and instruments), №4, — с/р. 34—36.
8. Коренівська О.Л. (2014) Прилад вимірювання концентрації легких аероіонів // Вісник Житомирського державного технологічного університету / Серія: Технічні науки (Korenivska O.L. (2014) Measuring device for the concentration of light aeroions // Journal of the Zhytomyr State Technological University / Series: Technical sciences). — № 1(68). — С/Р. 51—58.
9. О.Л. Коренівська, П.П. Мартинчук. (2011) Нові можливості практичного застосування аероіонного мікрокулометра. Збірник тез доповідей на X Міжнародній науково-технічній конференції Приладобудування 2011: стан і перспективи. М.Київ, ПБФ, НТТУ «КПІ» (O.L. Korenivska, P.P. Martinchuk. (2011) New possibilities of practical application of aeration microculometer. Collection of abstracts at the Xth International Scientific and Technical Conference of Instrumentation 2011: Status and Prospects. Kiev, PBF, NTU «KPI»). — 173 с/р.
10. Коренівська О.Л. (2015) Аналіз помилок приладу вимірювання концентрації легких аероіонів // Вісник Черкаського державного технологічного університету / Серія: Технічні науки (Korenivska O.L. (2015) Analysis of the errors of the instrument for measuring the concentration of light aeroions // Journal of the Cherkasy State Technological University / Series: Technical Sciences) — № 3 — С/Р. 25—32. 📄

Отримано / received: 25.04.2019.

Стаття рекомендована до публікації д.м.н. М.І. Левашовим (Україна).
M.I. Levashov, D. Sc. (Med.), Ukraine, recommended this article to be published.

DOI: 10.33955/2307-2180(3)2019.27-32

UDC 621.3.016.3

CORRECTION FOR THE DEVIATION OF POWER SYSTEM FREQUENCY IN THE MEASUREMENT OF POWER BY DIGITAL TECHNIQUES

Корекція відхилення частоти енергосистеми за вимірювання потужності цифровими методами



E. Volodarskyi, doctor of technical sciences, professor of automation of experimental studies department, e-mail: vet-1@ukr.net

A. Voloshko, doctor of technical sciences, professor of electrical supply department, e-mail: a-voloshko@yandex.ua
National Technical University of Ukraine «Kyiv Polytechnic Institute named after Igor Sikorsky», Kyiv, Ukraine

Є. Володарський, доктор технічних наук, професор кафедри автоматизації експериментальних досліджень, e-mail: vet-1@ukr.net

А. Волошко, доктор технічних наук, професор кафедри електропостачання, e-mail: a-voloshko@yandex.ua
Національний технічний університет України «Київський політехнічний інститут ім. Ігоря Сікорського», Київ, Україна

The saturation of power supply systems with non-linear and powerful sources both from sources and consumers of electricity has led to the fact that signals in the network become non-stationary, nonlinear, and with significant frequency fluctuations. The purpose of the work is to reduce the methodological error of determining the parameters of the mode of electricity consumption due to the frequency deviation in the electrical network. The article proposes methods based on the determination of the frequency deviation value and the introduction of correction coefficients (for example, the calculation of active power and voltage in the electric network). The proposed methods are applied to both sinusoidal and non-sinusoidal signal forms. The results show that these methods have high accuracy, even with signals containing harmonics, and for a frequency deviating from the nominal value.

У сучасних електричних мережах питання якості електричної енергії стає дуже важливим. Це зумовлено одночасним впливом двох тенденцій. По-перше, збільшення використання потужних силових електронних пристроїв з нелінійними вольт-амперними характеристиками призвело до того, що сигнали в електричній мережі стають нестационарними, нелінійними та зі значними коливаннями частоти.

Як відомо, наявні цифрові алгоритми визначення параметрів електричної енергії базуються на опрацюванні перетворених в код вибірок миттєвих значень фазних напруг та струмів електричної мережі. Наявність спотворень якості електричної енергії призводить до появи методичної похибки вимірювань. Особливий вплив на точність вимірювання має нестабільність частоти в електричній мережі.

Метою роботи є зменшення методологічної похибки визначення параметрів режиму споживання електроенергії через відхилення частоти в електричній мережі. У статті запропоновані методи, засновані на визначенні значення відхилення частоти, відповідної відносної похибки та введення розрахованих коригувальних коефіцієнтів. Як впливає із результатів дослідження, похибка різко зростає у випадку відхилення частоти електричної мережі від номінального значення 50 Гц як в сторону її збільшення, так і зменшення. Запропоновані методи застосовуються як для синусоїдальної, так і несинусоїдальної форм сигналу. Результати свідчать, що ці методи мають високу точність, навіть зі сигналами, що містять гармоніки та коливання частоти.

Keywords: Power measurement; power consumption characteristics; frequency deviation.

Ключові слова: вимірювання потужності; характеристики споживання енергії; відхилення частоти.

NOMENCLATURE

T is the period of the waveforms; t_l is the equidistant time moments; $l = 0, 1, 2, \dots, n$ is the discrete number; T_0 is the period over which discretization is done; $2n + 1 = N$ is the discrete number of samples in the period T ; $\gamma = T_0/T$ is the



E. Volodarskyi



A. Voloshko

period divisibility; ξ — is the relative error; A_m is the peak value of the m -th harmonic; φ_m is the phase angle of the m -th harmonic; m is the sequence number of the harmonic; n is the number of harmonics; $\gamma_l = \gamma r$ and r is the average determined over a number of periods; k is the Fourier component; X_m, Y_m are the real and imaginary parts of the m -th harmonic respectively; U_{1m}, I_{1m} is the sine components of the orthogonal components of voltage and current, respectively; U_{2m}, I_{2m} is the cosine of the orthogonal components of voltage and current, respectively; P_m is the active and Q_m reactive, powers.

INTRODUCTION

Degradation of electric power quality causes errors in measuring devices. The influence of network frequency instability and the presence of harmonics are of special concern in this case. A number of methods that reduce the influence of these factors on measurement have been proposed in the literature.

Errors in phasors due to frequency drift are discussed and a new efficient correction terra for errors is proposed in Ref. [1]. The correction term is computed on a cycle by cycle basis and it responds as fast as the change in frequency can be computed. However, it is not clear from this reference how the equations are affected by the presence of harmonics and the deviation of frequency in the neighboring periods.

A particular problem arises when the sampling process is not synchronized with the fundamental component of the signal under analysis. In Ref. [2] this error (asynchronous sampling effect) is minimized by adjusting the number of samples n so that the difference between the summation interval and the time to complete an integral number of cycles of the input signal is less than one sample interval. It is shown that the maximum error is inversely proportional to the number of samples and independent of the signal frequency.

Some methods have been proposed to decrease the influence of network frequency instability and the presence of harmonics. In Ref. [3] suitable windows and interpolation algorithms have been examined in order to reduce undesirable effects due to spectral leakage caused by a sampling process that is not synchronized, and in Ref. [4] the signal is weighted before the Discrete Fourier Transform (DFT) is calculated. Frequencies and complex amplitudes of the various components of the signal are obtained from the DFT by interpolation.

A phase error cannot be reduced by employing any kind of tapered windows. The use of interpolation methods can actually reduce this error, but it requires a lot of computations and it also requires negligible

harmonic interference [5,6]. Therefore, methods that are simple and fast are required to reduce the influence of frequency deviation on the measurement accuracy. Methods to determine the frequency deviation are proposed in this paper. The computed frequency deviation is then used to correct the equations employed in the algorithms to compute the energy consumption. The proposed methods are simple, accurate and fast.

MATERIALS AND METHODS

Consider that the power system voltage, $u(t)$, and current, $i(t)$, signals have the sinusoidal form

$$u(t) = U_1 \sin \frac{2\pi t}{T} + U_2 \cos \frac{2\pi t}{T},$$

$$i(t) = I_1 \sin \frac{2\pi t}{T} + I_2 \cos \frac{2\pi t}{T}. \tag{1}$$

To determine $u(t)$ and $i(t)$ at the equidistant time moments, t_l where,

$$t_l = lT_0 / (2n + 1), \tag{2}$$

$l = 0, 1, 2, \dots, n$ the discrete number, T_0 is the period over which discretization is done, i.e. the window, and $2n + 1 = N$ is the discrete number of samples in the period T , one can obtain two periodic sequences

$$u_l = U_1 \sin \frac{2\pi \gamma l}{2n + 1} + U_2 \cos \frac{2\pi \gamma l}{2n + 1},$$

$$i_l = I_1 \sin \frac{2\pi \gamma l}{2n + 1} + I_2 \cos \frac{2\pi \gamma l}{2n + 1}, \tag{3}$$

where $\gamma = T_0 / T$ is period divisibility, characterizing the deviation of the discretization period T_0 from the signal period T . In the absence of input frequency deviation, $\gamma = 1$. As is well-known, $\gamma < or > 1$ indicates harmonic interference which is responsible for «long-range leakage» error that affects both amplitude and phase. The influence of this deviation on the determination of active power is investigated by an example.

A general equation for power can be written as:

$$P = \frac{1}{2n + 1} \sum_{l=0}^{2n} u_l i_l. \tag{4}$$

Substituting eqn. (3) in eqn. (4) gives:

$$P = \frac{U_1 I_1 + U_2 I_2}{2} + \frac{1}{2n + 1} \times \left(\frac{U_2 I_2 - U_1 I_1}{2} \sum_{l=0}^{2n} \cos \frac{4\pi \gamma l}{2n + 1} + \frac{U_1 I_2 + U_2 I_1}{2} \times \left(\sum_{l=0}^{2n} \sin \frac{4\pi \gamma l}{2n + 1} \right) \right). \tag{5}$$

Equation (5) can be transformed and written as:

$$P = \frac{U_1 I_1 + U_2 I_2}{2} + \frac{\sin 2\pi \gamma}{(2n + 1) \sin (2\pi \gamma / (2n + 1))} \times \left(\frac{U_2 I_2 - U_1 I_1}{2} \cos \frac{4\pi \gamma n}{2n + 1} + \frac{U_1 I_2 + U_2 I_1}{2} \sin \frac{4\pi \gamma n}{2n + 1} \right). \tag{6}$$

Substituting

$$U_1 = \sqrt{2}U \cos \psi_u; U_2 = \sqrt{2}U \sin \psi_u; \\ I_1 = \sqrt{2}I \cos \psi_i; I_2 = \sqrt{2}I \sin \psi_i; \quad (7)$$

equation (6) can be written as:

$$P = UI \left(\cos(\psi_u - \psi_i) - \frac{\sin 2\pi\gamma}{(2n+1)\sin\left(\frac{2\pi\gamma}{2n+1}\right)} \times \right. \\ \left. \times \cos\left(\frac{4\pi\gamma n}{2n+1}\right) + \psi_u + \psi_i \right). \quad (8)$$

Similarly, the effective value squared of the voltage signal, $u(t)$, can be written as:

$$U_{eff}^2 = \frac{1}{2n+1} \sum_{l=0}^{2n} u_l^2. \quad (9)$$

Substituting eqn. (3) in eqn. (8), and after some mathematical manipulation, eqn. (7) can be written in the form:

$$U_{eff}^2 = U^2 \left(1 - \frac{\sin(2\pi\gamma)}{(2n+1)\sin\left(\frac{2\pi\gamma}{2n+1}\right)} \cos\left(\frac{4\pi\gamma n}{2n+1} + 2\psi_u\right) \right). \quad (10)$$

It is seen from eqns. (8) and (10) that the relative error, $\xi(\gamma)$, in the determination of the active power P and the effective value of the voltage, is proportional to

$$\xi(\gamma) = \left| \frac{\sin(2\pi\gamma)}{(2n+1)\sin\left(\frac{2\pi\gamma}{2n+1}\right)} \right|. \quad (11)$$

EXPERIMENTS AND RESULTS

The results of computation of eqn. (11) for various values of n are shown in Fig. 1.

An analysis of Fig. 1 shows the following:

- for sinusoidal $u(t)$ and $i(t)$, and $\gamma < or > 1$ the value of the relative error is generally limited to the range 0.02 to 0.05;

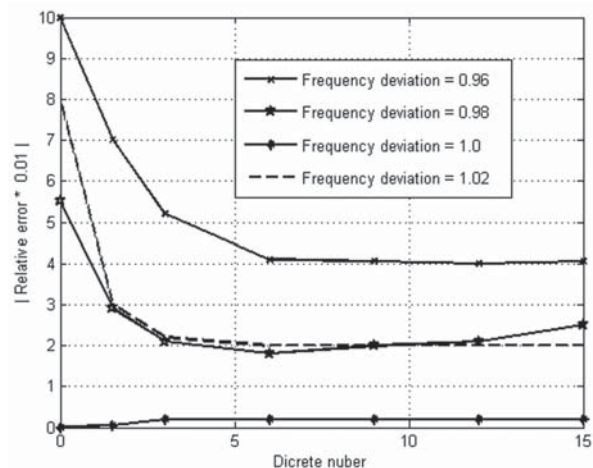


Fig. 1. The Influence of frequency deviation γ on the level of ξ as a function of n

- the relative error has a minimum value of about 0.0015 corresponding to $\gamma = 1$ and an increase of the discretization frequency ($n \rightarrow \infty$) does not reduce this error.

CORRECTION FOR FREQUENCY DEVIATION

To correct for the effect of deviation in frequency on the measurement of power, the following methods are proposed.

Method 1. Voltage and current signals purely sinusoidal:

- with the desired step, calculate the relative error according to eqn. (11) and store in the memory of the measurement device;

- Measure in real time the input frequency and determine γ . Based on the measured value of γ , determine the relative error from memory and substitute in eqns. (8) and (10). The results of the determination of active power and effective value of voltage are shown in Fig. 2.

Analysis of Fig. 2 shows that by the application of this simple method, the relative errors in the determination of the active power P and the effective value of voltage the reduced. Studies showed that the reduction in error by different algorithms is:

- ♦ by the use of the FFT algorithm — 25 percent;
- ♦ by the use the DFT algorithm — 40 percent.

Further studies showed that by the determination of the input frequency (using the results of Refs. [1, 7]) with an accuracy of 0.006 — 0.008 percent did not influence the main results. In general, however, it is desirable within an accuracy of ± 0.001 percent. The same equation, i.e. eqn. (11), describing the influence of the frequency deviation with the sinusoidal wave form from of the power system voltage $u(t)$, and

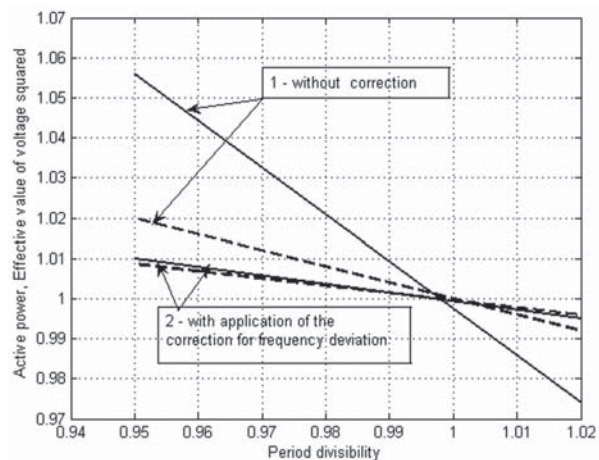


Fig. 2. Determination of active power P (____) and effective value of voltage squared (- - -). 1 — without correction; 2 — with application of the correction for frequency deviation ($\gamma < or > 1$)

current $i(t)$, signals can be used to reduce the relative errors in the determination of all power consumption characteristics.

Method 2. Voltage and current signals contain harmonics.

A periodic signal, $x(t)$, with period T and containing harmonics can be represented as

$$x(t) = \sum_{m=1}^n A_m \sin\left(\frac{2\pi t}{T} m + \varphi_m\right), \quad (12)$$

where A_m is the peak value of the m -th harmonic, φ_m is the phase angle of the m -th harmonic, m is the sequence number of the harmonic, and n is the number of harmonics.

This signal, measured in the equidistant time moments t_l , recording to eqn. (2), can be written as:

$$X_l = \sum_{m=1}^n A_m \sin\left(\frac{2\pi l m}{N} \gamma_l + \varphi_m\right), \quad (13)$$

where $\gamma_l = \gamma r$, and r is the average determined over a number of periods.

DFT of eqn. (13) will be of the form:

$$X(k) = \sum_{l=0}^{2n} \left(\sum_{m=1}^n A_m \sin\left(\frac{2\pi l m}{N} \gamma_l + \varphi_m\right) \right) e^{-j \frac{nlk}{N}}, \quad (14)$$

where k is the Fourier component.

After some mathematical manipulation (Appendix A) one can obtain

$$X(k) = \frac{1}{2j} \sum_{m=1}^n A_m \left\{ \frac{\sin[\pi(\gamma_l m + \varphi_m - k)]}{\sin[\pi/N(\gamma_l m + \varphi_m - k)]} e^{j \frac{2\pi n}{N}(\gamma_l m + \varphi_m - k)} - \frac{\sin[\pi(\gamma_l m + \varphi_m + k)]}{\sin[\pi/N(\gamma_l m + \varphi_m + k)]} e^{j \frac{2\pi n}{N}(\gamma_l m + \varphi_m + k)} \right\}. \quad (15)$$

To make the analysis of this eqn. easier it is first transformed as

$$X(k) = \frac{1}{2j} \sum_{m=1}^n \left\{ \frac{A_m e^{j\varphi_m} \sin[\pi(\gamma_l m - k)]}{\sin[\pi/N(\gamma_l m - k)]} \times \left[\cos \frac{2\pi n}{N}(\gamma_l m - k) + j \sin(\gamma_l m - k) \right] - \frac{A_m e^{-j\varphi_m} \sin[\pi(\gamma_l m + k)]}{\sin[\pi/N(\gamma_l m + k)]} \times \left[\cos \frac{2\pi n}{N}(\gamma_l m + k) + j \sin(\gamma_l m + k) \right] \right\}. \quad (16)$$

Expres $A_m \exp(j\varphi_m) = X_m + jY_m$ and $X(k) = U_k + jV_k$, where X_m, Y_m are the real and imaginary parts of the m -th harmonic respectively, U_k, V_k are the real and imaginary parts of the Fourier component respectively.

Substituting eqn. (16) in eqn. (15) separately for the real and imaginary parts, one obtain

$$2U_k = \sum_{m=1}^n \left\{ \frac{\sin[\pi(\gamma_l m - k)]}{\sin[\pi/N(\gamma_l m - k)]} \sin\left[\frac{2\pi n}{N}(\gamma_l m - k)\right] + \frac{\sin[\pi(\gamma_l m - k)]}{\sin[\pi/N(\gamma_l m - k)]} \sin\left[\frac{2\pi n}{N}(\gamma_l m - k)\right] \right\} X_m + \left\{ \frac{\sin[\pi(\gamma_l m - k)]}{\sin[\pi/N(\gamma_l m - k)]} \cos\left[\frac{2\pi n}{N}(\gamma_l m - k)\right] + \frac{\sin[\pi(\gamma_l m + k)]}{\sin[\pi/N(\gamma_l m + k)]} \sin\left[\frac{2\pi n}{N}(\gamma_l m + k)\right] \right\} Y_m. \quad (17)$$

$$-2V_k = \sum_{m=1}^n \left\{ \frac{\sin[\pi(\gamma_l m - k)]}{\sin[\pi/N(\gamma_l m - k)]} \cos\left[\frac{2\pi n}{N}(\gamma_l m - k)\right] - \frac{\sin[\pi(\gamma_l m + k)]}{\sin[\pi/N(\gamma_l m + k)]} \cos\left[\frac{2\pi n}{N}(\gamma_l m + k)\right] \right\} X_m + \left\{ \frac{\sin[\pi(\gamma_l m + k)]}{\sin[\pi/N(\gamma_l m + k)]} \sin\left[\frac{2\pi n}{N}(\gamma_l m + k)\right] - \frac{\sin[\pi(\gamma_l m + k)]}{\sin[\pi/N(\gamma_l m + k)]} \sin\left[\frac{2\pi n}{N}(\gamma_l m + k)\right] \right\} Y_m. \quad (18)$$

Analysis of eqns. (17) and (18) shows that the interpolation functions X_m and Y_m depend only on the period (frequency) of the investigated signal. If γ_l and the corresponding Fourier components, are determined, it is possible to solve for X_m, Y_m, A_m and φ_m for the m -th harmonic according to the equations [8, 9].

$$A_m = \sqrt{X_m^2 + Y_m^2};$$

$$\varphi_m = \text{arctg}(Y_m/X_m). \quad (19)$$

Equations 17) and (19) show the influence of γ_l and r . Values of the errors determined according to eqn. (19) are investigated. At first, eqns. (17—19) are investigated for $n = 1$. Transforming eqns. (17) and (18) to the more convenient forms, gives

$$2U_k = \left\{ \frac{\sin[\pi(\gamma_1 - k)]}{\sin[\pi/N(\gamma_1 - k)]} \sin\left[\frac{2\pi}{N}(\gamma_1 - k)\right] + \frac{\sin[\pi(\gamma_1 + k)]}{\sin[\pi/N(\gamma_1 + k)]} \sin\left[\frac{2\pi}{N}(\gamma_1 + k)\right] \right\} X_1 + \left\{ \frac{\sin[\pi(\gamma_1 - k)]}{\sin[\pi/N(\gamma_1 - k)]} \cos\left[\frac{2\pi}{N}(\gamma_1 - k)\right] + \frac{\sin[\pi(\gamma_1 + k)]}{\sin[\pi/N(\gamma_1 + k)]} \cos\left[\frac{2\pi}{N}(\gamma_1 + k)\right] \right\} Y_1. \quad (20)$$

$$\begin{aligned}
 -2V_k = & \left\{ \frac{\sin[\pi(\gamma_1 - k)]}{\sin[\frac{\pi}{N}(\gamma_1 - k)]} \cos\left[\frac{2\pi}{N}(\gamma_1 - k)\right] - \right. \\
 & \left. - \frac{\sin[\pi(\gamma_1 + k)]}{\sin[\frac{\pi}{N}(\gamma_1 + k)]} \cos\left[\frac{2\pi}{N}(\gamma_1 + k)\right] \right\} X_1 + \\
 & + \left\{ \frac{\sin[\pi(\gamma_1 + k)]}{\sin[\frac{\pi}{N}(\gamma_1 + k)]} \sin\left[\frac{2\pi}{N}(\gamma_1 + k)\right] - \right. \\
 & \left. - \frac{\sin[\pi(\gamma_1 - k)]}{\sin[\frac{\pi}{N}(\gamma_1 - k)]} \sin\left[\frac{2\pi}{N}(\gamma_1 - k)\right] \right\} Y_1 \quad (21)
 \end{aligned}$$

Analysis of eqns. (20) and (21) shows that the errors in the determination of the amplitude and phase of the input signal with the help of DFT (FFT) algorithm depend on the interpolation of the components of these equations by X and Y , and finally on the deviation of the frequency ($\gamma_1 = \text{variable}$). The input signals, voltage $u(t)$ and current $i(t)$, can be resolved along the orthogonal references axes as follows [10]:

$$\begin{aligned}
 U_{1m} = \frac{2}{2n+1} \sum_{l=0}^{2n} u_l \sin \frac{2\pi ml}{2n+1}; \quad I_{1m} = \frac{2}{2n+1} \sum_{l=0}^{2n} i_l \sin \frac{2\pi ml}{2n+1}; \\
 U_{2m} = \frac{2}{2n+1} \sum_{l=0}^{2n} u_l \cos \frac{2\pi ml}{2n+1}; \\
 I_{2m} = \frac{2}{2n+1} \sum_{l=0}^{2n} i_l \cos \frac{2\pi ml}{2n+1}. \quad (22)
 \end{aligned}$$

where U_{1m}, I_{1m} — the sine components of the orthogonal components of voltage and current, respectively; U_{2m}, I_{2m} — the cosine of the orthogonal components of voltage and current, respectively.

In accordance with some results proposed in Ref. [10], the equations to determine active, P_m , and reactive, Q_m powers can be written as

$$\begin{aligned}
 P_m = 0.5(U_{1m}I_{1m} + U_{2m}I_{2m}), \\
 Q_m = 0.5(U_{1m}I_{2m} - U_{2m}I_{1m}), \quad m = 1, \dots, n. \quad (23)
 \end{aligned}$$

where m — the number of harmonics.

For illustration, consider as an example that it is proposed to reduce the influence of the frequency deviation on the determination of the reactive power (the fundamental and the higher harmonics).

At first, determine the value of γ_l . Then with the help of the interpolation eqns. (20), (21) and (22), calculate the amplitudes and phases of harmonics.

Next, for known values of the amplitude and the phase of each harmonic of voltage U_m and current I_m , determine the sine and cosine orthogonal components. Then according to eqn. (27) determine the fundamental Q_1 and higher harmonics Q_m ($m = 2, n$) of reactive power.

For verification, results with this method are compared with results obtained in Refs. [3, 5, 6, 11]. A comparison of the relative errors in Q with this method

Table 1. Relative errors for both $u(t)$ and $i(t)$ containing harmonics

	Relative error in	
	Q_1	Q_2
Other method	5.2 e-4	9.1 e-4
Proposed method	4.96 e-5	8.6 e-5

Table 2. Relative errors for both $u(t)$ and $i(t)$ containing harmonics and with frequency deviation from 50 Hz

	Relative error in	
	Q_1	Q_2
Frequency deviation — 0.8%		
Other method	6.12 e-2	5.9 e-2
Proposed method	3.83 e-2	9.6 e-3
Frequency deviation + 0.8 %		
Other method	6.095 e-2	6.01 e-2
Proposed method	3.67 e-3	9.98 e-3
Frequency deviation — 0.45 %		
Other method	7.45 e-4	6.95 e-4
Proposed method	2.12 e-5	6.32 e-5
Frequency deviation + 0.45 %		
Other method	7.12 e-3	7.01 e-3
Proposed method	2.2 e-4	6.285 e-4

Table 3. Relative errors for both $u(t)$ and $i(t)$ containing harmonics, with frequency deviation from 50 Hz and the value γ is measured with error ($\pm 0.02\%$).

	Relative error in	
	Q_1	Q_2
Frequency deviation + 0.45 %		
Other method	6.12 e-4	5.09 e-5
Proposed method	2.2 e-4	6.285 e-6

and the relative errors obtained by Refs [3, 5, 6, 11] are given in Tables 1 through 3 for tree cases.

Results in Tables 1 and 2 for case 1 and 2 respectively show that the error with the proposed method is lower than with other algorithm is every case. It is noticed that the relative errors in the proposed method are dependent on the accuracy with which to value γ (frequency deviation), is determined.

Results for the case of the both signals $u(t)$ and $i(t)$ containing harmonics, their frequency not being the same as the nominal frequency, and the value of γ is measured with error, are given in Table 3.

These results show that if the value of γ is measured with an error of $\pm 0.02\%$ the proposed method is acceptable under all conditions.

CONCLUSIONS

Methods to reduce the influence of frequency deviation on the determination of power consumption

characteristics are described in this paper. The main advantages of the proposed methods are the simplicity, accuracy and speed.

The proposed methods are applicable to both sinusoidal and nonsinusoidal signal waveforms. Results show that these methods have a high accuracy even with signals containing harmonics and for frequency that deviates from the nominal frequency.

The correction equations can be determined beforehand and stored in the memory. The measured value γ , is used as the correction in the equations. This reduces the total time required to determine the power consumption characteristics.

APPENDIX A

$$\begin{aligned} x(k) &= \frac{1}{2j} \sum_{m=1}^n A_m \left(\sum_{l=0}^{2n} \left[e^{j \left(\frac{2\pi l m}{N} \gamma_l + \varphi_m \right)} - e^{-j \left(\frac{2\pi l m}{N} \gamma_l + \varphi_m \right)} \right] e^{-j \frac{2\pi l k}{N}} \right) = \\ &= \frac{1}{2j} \sum_{m=1}^n A_m \sum_{l=0}^{2n} \left[e^{j \left(\frac{2\pi l m}{N} \gamma_l + \varphi_m - \frac{2\pi l k}{N} \right)} - e^{-j \left(\frac{2\pi l m}{N} \gamma_l + \varphi_m + \frac{2\pi l k}{N} \right)} \right] = \\ &= \frac{1}{2j} \sum_{m=1}^n A_m \left[e^{j \varphi_m} \sum_{l=0}^{2n} e^{j \frac{2\pi}{N} m \gamma_l - k} - e^{-j \varphi_m} \sum_{l=0}^{2n} e^{-j \frac{2\pi}{N} m \gamma_l + k} \right]. \quad (\text{A.1}) \end{aligned}$$

The first expression in eqn. A.1 can be transformed as

$$\begin{aligned} \sum_{l=0}^{2n} e^{j \frac{2\pi}{N} m \gamma_l - k} &= \sum_{l=0}^{2n} \left[e^{j \frac{2\pi}{N} m (\gamma_l - k)} \right]^l = \frac{e^{j(2n+1) \frac{2\pi}{N} m (\gamma_l - k)} - 1}{e^{j \frac{2\pi}{N} m (\gamma_l - k)} - 1} = \\ &= \frac{e^{j(n+1/2) \frac{2\pi}{N} m (\gamma_l - k)} \left[e^{j(n+1/2) \frac{2\pi}{N} m (\gamma_l - k)} - e^{-j(n+1/2) \frac{2\pi}{N} m (\gamma_l - k)} \right]}{e^{j(n+1/2) \frac{2\pi}{N} m (\gamma_l - k)} \left[e^{j \frac{2\pi}{N} m (\gamma_l - k)} - e^{-j \frac{2\pi}{N} m (\gamma_l - k)} \right]} = \\ &= \frac{e^{j\pi m (\gamma_l - k)} \left[e^{j\pi m (\gamma_l - k)} - e^{-j\pi m (\gamma_l - k)} \right]}{e^{j \frac{\pi}{N} m (\gamma_l - k)} \left[e^{j \frac{\pi}{N} m (\gamma_l - k)} - e^{-j \frac{\pi}{N} m (\gamma_l - k)} \right]} = \\ &= e^{j \frac{2\pi}{N} m (\gamma_l - k)} \frac{\sin \pi (m \gamma_l - k)}{\sin \frac{\pi}{N} (m \gamma_l - k)}. \quad (\text{A.2}) \end{aligned}$$

Similarly, the second expression in eqn. (A.1) can be transformed as


$$\sum_{l=0}^{2n} e^{-j \frac{2\pi}{N} m \gamma_l + k} = e^{-j \frac{2\pi}{N} m (\gamma_l - k)} \frac{\sin \pi (m \gamma_l - k)}{\sin \frac{\pi}{N} (m \gamma_l - k)}. \quad (\text{A.3})$$

Substituting eqns. (A.2) and (A.3) in eqn. (A.1), and knowing that

$$e^{j \frac{2\pi}{N} m (\gamma_l - k)} = \cos \frac{2\pi n}{N} (m \gamma_l - k) + j \sin \frac{2\pi n}{N} (m \gamma_l - k)$$

and $e^{-j \frac{2\pi}{N} m (\gamma_l + k)} = \cos \frac{2\pi}{N} (m \gamma_l + k) - j \sin \frac{2\pi}{N} (m \gamma_l + k)$ leads to eqn. (15).

REFERENCES / СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ

1. K. Srinivasan, (1987) «Errors in digital measurements of voltage, active and reactive powers and on-line correction for frequency drift», IEEE Trans, on Power Delivery, Vol. PWRD-2, No. 1, pp. 72—76.
2. Garg R. Geo-location estimation from electrical network frequency signal/R. Gard, A Hajj-Ahmad// ww.ece.umd.edu/~minwu/public_paper/Conf13/1305_ENFLocalize_icassp13.pdf.
3. G.N. Stenbakken, (1984) «A wide band sampling watt meter», IEEE Trans, on Power Apparatus and Systems, Vol. PAS-103, No. 10, pp. 2919—2925.
4. F. Adamo, F. Attivissimo, A. Di. Nisio, M. Savino, M. Spadavecchia (2015) / A spectral estimation method for nonstationary signals analysis with application to power systems // Measurement. — V. 73. — P. 247—261.
5. G. Andria, M. Savino, A. Trotta (1989) «Windows and Interpolation Algorithms to improve Electrical Measurement Accuracy», IEEE Trans, on Instrum. & Meas., Vol. 38, No. 4, pp. 856—863.
6. Ruipeng D. (2013) An Interpolation Algorithm for Discrete Fourier Transforms of Weighted Damped Sinusoidal Signals // D. Ruipeng, M. Qingfend / IEEE Transaction on Instrumentation and measurement. — Volume 63. — Issue 6. — P. 1505—1513.
7. Ferrero A. (2002) A Calibration procedure for a digital instrument for electric power quality measurement //A. Ferrero, M. Lazzaroni, S. Salicone / IEEE Transaction on Instrumentation and measurement. — Volume 51. — Issue 4. — P. 716—722.
8. Ferrero A. (2009) On Testing the Electronic Revenue Energy Meters // A. Ferrero, M. Failer, S. Salicone / IEEE Transaction on Instrumentation and measurement. — Volume 58. — Issue 9. — P. 3042—3049.
9. J.H.R. Enslin, J.D. Van Wyk (1988) «Digital Signal Processing in Electrical Power Systems: Calculation of Power under non-sinusoidal voltage and current conditions». Transactions, South African Institute of Electrical Engineers, Vol. 79, No. 1.
10. Tarasiuk T. (2003) Interpolation based on wavelet coefficients for frequency measurement/Proc. XVII IMEKO World Congress, June 22—27. — P. 895—898.
11. Asnin L. (2003) Using DSP methods for Accurate Dynamic measurement in power systems // L. Asnin, V. Backmuysky, M. Sedlachek / Proc. XVII IMEKO World Congress, June 22—27. — P. 441—445.
12. G.S. Hope, O.P. Malik, J. Chang (1981) «Microprocessor-based active and reactive power measurement», Journal of Electric Power and Energy Systems, Vol. 3, No. 2, pp. 75—83.
13. Gallo D. (2007) A New Methodological Approach to Quality Assurance of Energy Meters Under Nonsinusoidal Conditions / D. Gallo, N. Pasquino, N. Polese / IEEE Transaction on Instrumentation and measurement. — Volume 56. — Issue 5. — P. 1694—1702. 

Отримано / received: 07.05.2019.

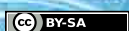
Стаття рекомендована до публікації д.т.н., проф. С.П. Шевчуком (Україна).
Prof. S.P. Shevchuk D. Sc. (Techn.), Ukraine, recommended this article to be published.

DOI: 10.33955/2307-2180(3)2019.33-40

УДК 681.121

CORRECTION FOR THE DEVIATION OF POWER SYSTEM FREQUENCY IN THE MEASUREMENT OF POWER BY DIGITAL TECHNIQUES

Some Aspects of the Implementation of Hierarchical Schemes and Traceability Chains of Measuring Instruments



I. Петришин, доктор технічних наук, професор, головний науковий співробітник;
О. Бас, кандидат технічних наук, старший науковий співробітник;
 ДП «Івано-Франківськстандартметрологія», Україна,
 e-mail: alexandr.sanya@gmail.com

I. Petryshyn, doctor of technical sciences, professor, chief researcher,
O. Bas, candidate of technical sciences, senior researcher,
 SE «Ivano-Frankivskstandartmetrolohiya», Ukraine,
 e-mail: alexandr.sanya@gmail.com

Обговорено проблемні питання стосовно нормативної бази, зокрема повірочних схем, які регламентують процедуру передавання одиниць вимірювання від державних первинних (національних) еталонів до робочих засобів вимірювальної техніки. Запропоновано доповнити перелік документів, які подаються комісії за затвердження нових державних (національних) еталонів у частині включення ієрархічних схем. Також детально проаналізовано чинний ДСТУ OIML D 5 щодо необхідності забезпечення співвідношень невизначеностей між щаблями піраміди ієрархії. Обґрунтовано, що немає необхідності свідомо погіршувати метрологічні характеристики еталонів задля збереження встановленого співвідношення. Для прикладу, авторами розроблено ієрархічну схему для засобів вимірювання об'єму та об'ємної витрати газу на газовому середовищі за тиску до 1,6 МПа, яку очолює національний (державний) первинний еталон. Як практичну реалізацію ієрархічної схеми продемонстровано ланцюг простежуваності калібрувальної установки «Пасічна», процедура калібрування якої здійснюється методом «балансування числа Рейнольдса».

The article is devoted to the problematic issue of the regulatory framework governing the procedure for transferring units of measurement from the state

primary (national) standards to the working facilities of measuring equipment. This concerns the need for further application of existing verification schemes, which have exhausted themselves from the point of view of practical application, since they now concern only the lower link, that is, working measuring instruments to be verified. The authors proposed, in accordance with the current regulatory documents, to supplement the list of documents submitted to the commission when approving new state (national) standards of physical units in terms of including hierarchical schemes. The current DSTU OIML D 5 was also analyzed in detail, in terms of the need to ensure the uncertainty relations between the steps of the hierarchy pyramid. It has been substantiated that there is no need to deliberately degrade the metrological characteristics of the standards in order to maintain the established ratio, since this is an irrational approach. For example, the authors have developed a hierarchical scheme for measuring the volume and volume of gas flow in a gaseous medium at a pressure of up to 1.6 MPa, which is headed by the National (State) primary standard for units of volume and volume flow of gas in a gaseous medium at a pressure of up to 1.6 MPa. As a practical implementation of the hierarchical scheme, the traceability chain of the Pasichna calibration unit has been demonstrated, the calibration procedure of which is carried out using the Reynolds number balancing method.

Ключові слова: ієрархічна схема, ланцюг калібрування, повірка, калібрування, простежуваність, невизначеність, еталон.

Keywords: hierarchical scheme, calibration circuit, verification, calibration, traceability, uncertainty, standard.

з набуттям чинності нової редакції Закону України «Про метрологію та метрологічну діяльність» [1] та введенням в дію відповідної термінології, як «метрологічна простежуваність», «калібрування» та «ланцюг калібрування», в метрологічній практиці в Україні на сьогодні склалася неоднозначна ситуація з нормативною базою, що регламентує процедуру передавання одиниць вимірювання від державних первинних (національних) еталонів до робочих засобів вимірювальної



I. Петришин



O. Бас

техніки (ЗВТ). Державні стандарти на повірочні схеми, кількість яких відповідає кількості державних еталонів і які наразі є чинними та рекомендованими до застосування, були свого часу, згідно з вимогами ДСТУ 3231 [2], обов'язковою складовою комплексу документів, що подавався під час затвердження державних первинних еталонів. Вони передбачають подання метрологічних характеристик різних рівнів повірочних схем (державного первинного еталона, вторинних еталонів та еталонів, які застосовуються під час повірки, ЗВТ) у виді похибок із забезпеченням їх конкретного співвідношення між рівнями. Зокрема, аргументованою вимогою згідно із [3] є забезпечення співвідношення, не меншого від одного до трьох, між характеристиками еталонів та засобів вимірювальної техніки. Отже, повірочна схема на сьогодні демонструє послідовність ступенів передавання одиниць вимірювання для зв'язку метрологічних характеристик (похибок) ЗВТ, які призводять до відтворюваних одиниць вимірювань державним еталоном, причому практична реалізація послідовності передбачала застосування процедури повірки. Також, на додаток до цього, вона демонструє методи передавання одиниці та діапазони похибок ЗВТ на кожному етапі повірки. Наразі розроблено окремий пакет нормативних документів [3–6], які зумовлюють встановлення чіткої послідовності проведення повірки законодавчо-регульованих ЗВТ. Разом із тим потрібно відзначити, що Законом [1] для еталонів різних рівнів, до яких належать і еталони, які застосовують під час проведення повірки, передбачено процедуру обов'язкового калібрування та представлення їх метрологічних характеристик у виді невизначеності дійсного значення величини. Фактично, повірочні схеми вичерпали себе з точки зору практичного застосування, оскільки наразі вони стосуються виключно нижньої ланки, тобто робочих ЗВТ, які підлягають повірці. Відповідно, оскільки максимально допустимі похибки для категорій законодавчо регульованих ЗВТ встановлені міжнародними рекомендаціями *OIML* або Технічними регламентами [7–8] і присвоюються їм після проведення оцінки відповідності, то постає серйозна умова щодо кваліфікації персоналу, що здійснює повірку, який повинен вміти провести оцінку достатності співвідношення між розширеною невизначеністю еталонів (на відміну від меж максимально допустимих похибок, як цього вимагали повірочні схеми), що застосовуються під час повірки засобів вимірювальної техніки, та встановленими границями допустимої похибки засобів вимірювальної техніки, що повіряються. Зазначена вимога є однією з обов'язкових

у процесі процедура уповноваження на право проведення повірки, яке здійснює Мінекономрозвитку. Тобто, заявник повинен продемонструвати результати калібрування повірочного обладнання (еталонів) з відповідними розрахунками значення невизначеності, яке повинно відповідати вимозі співвідношення, не меншого від одного до трьох, щодо похибки засобу вимірювальної техніки, який повірятиметься цим обладнанням. Щодо вказаних вимог, потрібно відзначити, що наразі на ринку з'являються засоби вимірювальної техніки з вищими, за зазначеними в Технічних регламентах, класами точності, для яких, у свою чергу, необхідно розглядати практичну можливість проведення процедур повірки на вдосконаленому наявному еталонному обладнанні.

Необхідно відзначити, що, згідно з міжнародними та гармонізованими національними нормативними вимогами [9–11], процедура калібрування повинна обов'язково документально підтверджуватися. Тобто, для еталонів (повірочних та калібрувальних установок) повинна бути чітко встановлена метрологічна простежуваність до еталонів найвищих ланок. Іншими словами, концепція метрологічної простежуваності потребує документального підтвердження невизначеності на кожній ланці ланцюга калібрування та розрахунку «накопиченої» невизначеності, з урахуванням внесків усіх ланок ланцюга калібрування, який веде від робочого ЗВТ до державного (національного) еталона.

ОСНОВНА ЧАСТИНА

На сьогодні в Україні діє ДСТУ *OIML D 5:2007* [12], у назві якого, на момент упровадження, поняття «ієрархічні схеми» було замінено на «повірочні схеми» з метою узгодження з чинним на той час законодавчими та нормативними метрологічними документами. Цей документ описує послідовність та логіку формування ієрархічної схеми із зазначенням рівнів схеми та їх взаємодії. Технічно встановлене у цьому стандарті обмеження щодо співвідношення невизначеностей між щаблями піраміди ієрархії у межах не менше 1 : 2, на думку авторів, не повинно стосуватися ступенів передавання одиниці з 1-ого на 2-ий і 3-ій рівні [12, додаток 1], оскільки, якщо його поширювати на передавання одиниць від національного (первинного) до вторинних еталонів і далі до еталонів, то, в деяких випадках, виникає технічна неспроможність фізичного забезпечення таких значень невизначеності для національних (державних) еталонів.

Вторинний еталон є еталоном, який пройшов процедуру калібрування (звірення) з первинним

еталоном, тобто отримав одиницю тієї ж величини безпосередньо від найвищої ланки ієрархії простежуваності. Відповідно, з точки зору невизначеності, в процесах розрахунків необхідно врахувати його випадкову складову, тобто невизначеність за типом А, яка для високоточного еталонного засобу априорі не може складати вагомій величини. Звертаючись до зазначеного співвідношення, можна констатувати, що вторинні еталони не завжди «спроможні» забезпечити співвідношення невизначеності 1 : 2; тому, в окремих випадках, справедливим буде встановлення межі 1 : (≤ 2). Потрібно розуміти, що вторинні еталони, у переважній більшості, розширюють функціонал державного первинного еталона, в плані охоплення ширших діапазонів вимірювання фі-

зичних величин, та запобігають його перевантаженості й передчасному зносу (якщо у цьому є необхідність).

Аналогічна ситуація складається і з еталонами, які застосовують під час проведення повірки або калібрування. Можна аргументовано стверджувати, що після встановлення обов'язкової вимоги та запровадження процедури калібрування для еталонів, яка, на відміну від повірки, дає можливість установити реальні метрологічні характеристики еталонів та набір статистичних залежностей у частині довготермінової стабільності, немає необхідності також встановлювати чітке співвідношення невизначеностей між ними та верхнім рівнем вторинних еталонів. Разом із тим, за зміни співвідношення убик зменшення

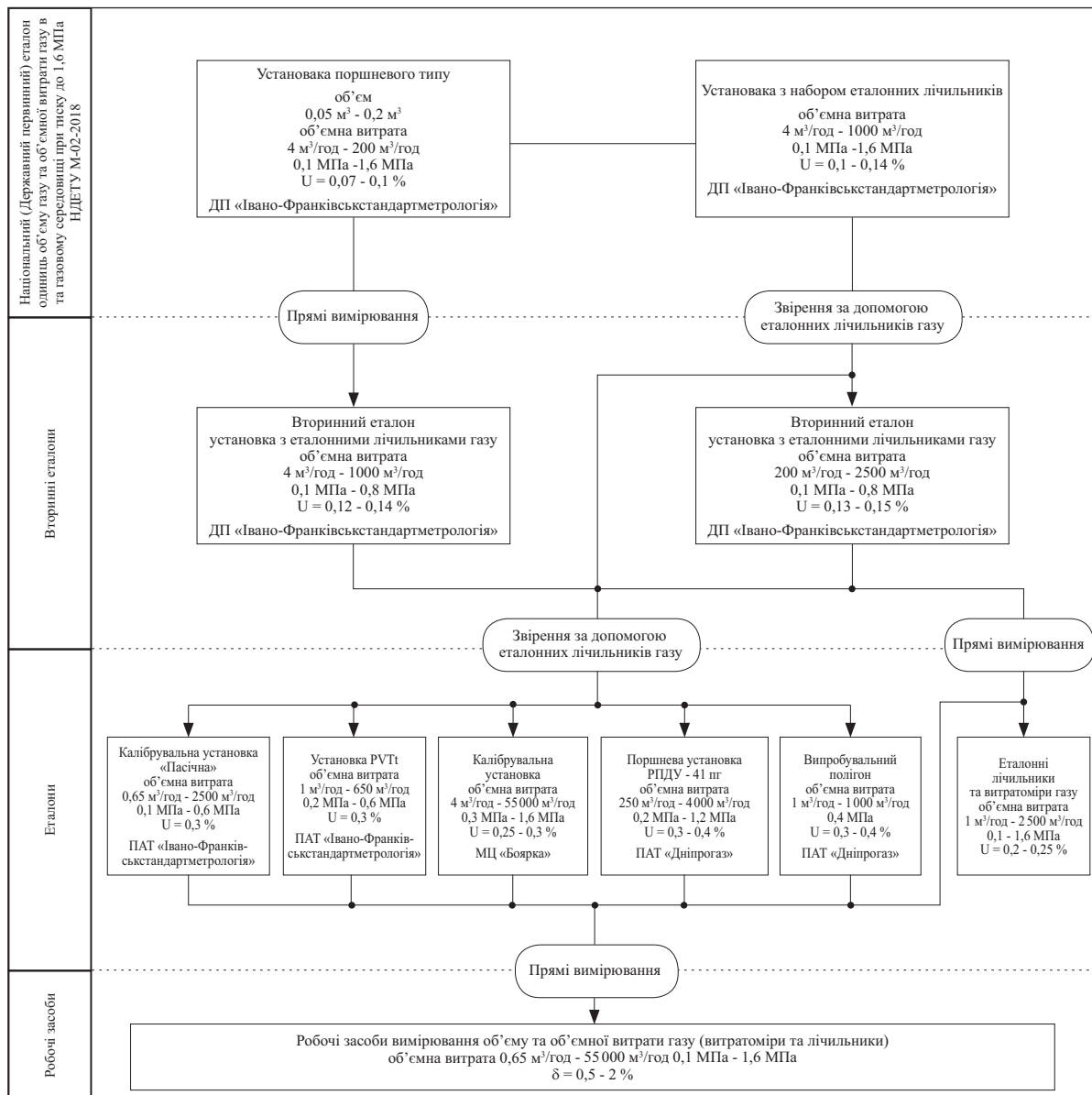


Рис. 1. Ієрархічна схема для засобів вимірювання об'єму та об'ємної витрати газу на газозовому середовищі за тиску до 1,6 МПа

Fig. 1. A hierarchical scheme for measuring devices the gas volume and volume flow rate in a gas medium at a pressure up to 1.6 MPa

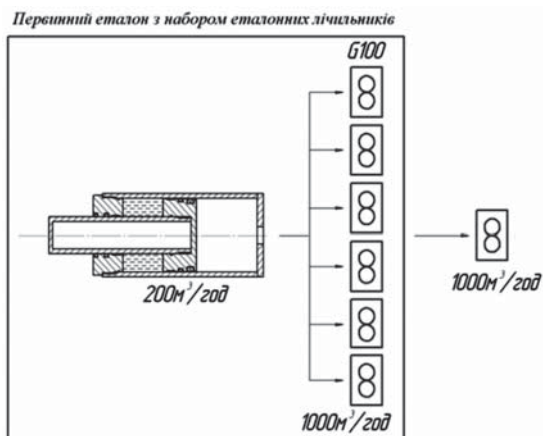


Рис. 2. Принцип сумування значення об'ємної витрати газу шляхом паралельного під'єднання набору еталонних лічильників

Fig. 2. The principle of summing up the volume flow rate of gas value through the parallel connection of a set of reference meters

межі 1 : (≤ 2), повинні встановлюватися додаткові вимоги до таких еталонів. Зокрема, внесок випадкової складової невизначеності (за типом А) повинен бути незначним, а розширена невизначеність еталона повинна складатися виключно з систематичної складової (за типом В); тобто, складові вимірювальні засоби еталона повинні бути попередньо відібрані та спеціально підготовлені з серійних зразків. Також міжкалібрувальний інтервал такого еталона повинен бути обґрунтовано зменшений. Тобто, власник такого еталона повинен бути свідомим того, що для отримання зазначеного результату, в частині зменшення розширеної невизначеності еталона, необхідно суттєво обмежити сферу його застосування, а фінансові витрати на процедуру калібрування будуть суттєво збільшені.

Причому, іноземна практика метрологічних інститутів указує на те, що в їхньому аспекті первинний еталон застосовують виключно для періодичного відтворення одиниці фізичної величини, яка передається еталонному засобу, який уже, власне, і відіграє роль ланки передавання одиниці. Відповідно, намагатися свідомо погіршувати метрологічні характеристики еталонів задля збереження встановленого співвідношення є нераціональним підходом.

Для прикладу, в зв'язку із уведенням у 2018 році у виробничу практику ДП «Івано-Франківськ-стандартметрологія» Національного (державного первинного) еталона одиниць об'єму та об'ємної витрати газу на газовому середовищі за тиску до 1,6 МПа (НДЕТУ М-02-2018), наведемо, запропоновану авторами, ієрархічну схему для ЗВТ вимірювання об'єму та об'ємної витрати газу на газовому середовищі за тиску до 1,6 МПа (рис. 1).

Очолює запропоновану схему, тобто на першому рівні міститься Національний (державний первинний) еталон одиниць об'єму та об'ємної витрати газу на газовому середовищі за тиску до 1,6 МПа (НДЕТУ М-02-2018). Концепцію створення національного еталона побудовано на принципі сумування або ж нарощування значення об'ємної витрати газу шляхом застосування в складі еталона установки з набором ідентичних еталонних лічильників, кожен із яких отримує одиницю об'єму та об'ємної витрати газу, відтворену безпосередньо на установці поршневого типу. Такий підхід надав можливість збільшити значення об'ємної витрати газу до 1000 м³/год та зменшити невизначеність за типом А у \sqrt{n} разів, де n — кількість паралельно встановлених ідентичних лічильників (для уникнення непорозумінь, діапазон значення об'ємної витрати газу зазначатиметься за робочих умов, які нормуються для лічильників газу). На рис. 2 представлено принцип накопичення значення об'ємної витрати газу за допомогою набору шести ідентичних еталонних лічильників типорозміром G100.

Відтворення одиниць об'єму та об'ємної витрати газу на газовому середовищі за тиску до 1,6 МПа в діапазоні об'єму від 0,05 до 0,2 м³ та діапазоні об'ємної витрати від 4 до 200 м³/год установкою поршневого типу здійснюється шляхом витіснення із чотирьох паралельно встановлених циліндрів поршневими розділювачами контрольного відтворюваного об'єму газу з розширеною невизначеністю вимірювання 0,025 % за певний проміжок часу з різними значеннями швидкості витіснення, тобто швидкості руху поршня. Основоположним моментом є саме процес відтворення одиниці об'єму, оскільки одиниця формується з геометричних параметрів, як зазначалося, чотирьох ідентичних циліндрів з безпосередньою простежуваністю до первин-

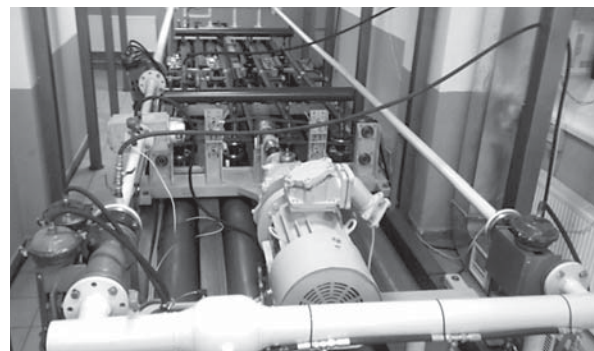


Рис. 3. Установка поршневого типу, призначена для відтворення одиниць об'єму та об'ємної витрати газу на газовому середовищі за тиску до 1,6 МПа
Fig. 3. Piston prover for reproduction gas volume and volume flow rate of gas medium at a pressure up to 1.6 MPa

ного еталона одиниці довжини. Таке рішення, у свою чергу, надало можливість зменшити випадкову складову невизначеності в $2(\sqrt{4})$ рази. Технічний аспект реалізації поршневою установкою процесу відтворення одиниці об'ємної витрати газу є складною динамічною системою, ключовим елементом якої є вузол електромеханічного приводу. Оптимальною конструкцією такого вузла приводу є застосування комплексу редуктора зі змінним передавальним відношенням та кульково-гвинтової пари, рівномірний рух якої забезпечує стабільне відтворення одиниці об'ємної витрати газу з розширеною невизначеністю (0,07—0,1) %, залежно від діапазону вимірювання. На рис. 3 показано зовнішній вид поршневої установки, яка входить до складу НДЕТУ М-02-2018.

Також до складу еталона, як зазначалося, входить установка з набором ідентичних еталонних лічильників (рис. 4), виконана у виді мобільного стенда, з можливістю транспортування безпосередньо до місця встановлення вторинних еталонів, калібрувальних установок та робочих ЗВТ з метою про-

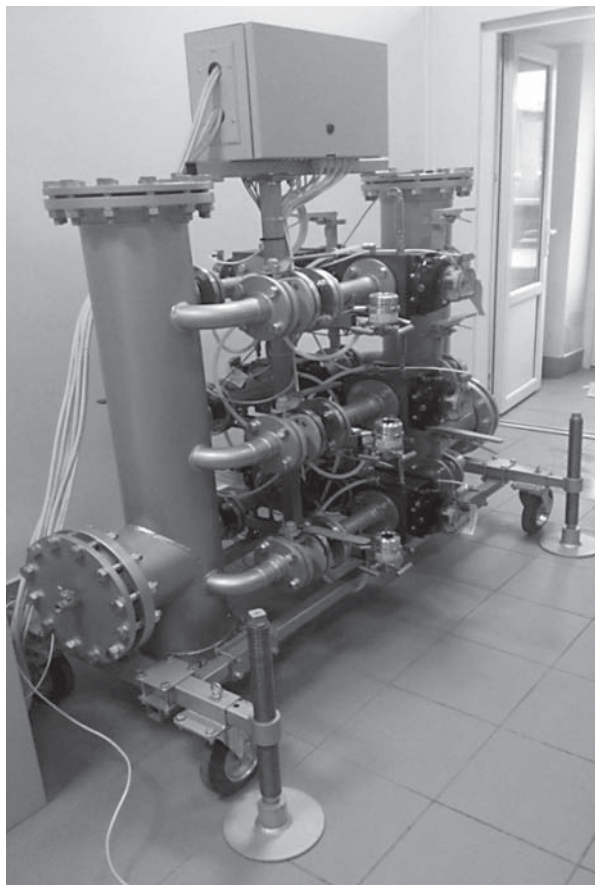


Рис. 4. Установка з набором еталонних лічильників, яка входить до складу Державного первинного еталона одиниць об'єму та об'ємної витрати газу на газовому середовищі за тиску до 1,6 МПа

Fig. 4. Reference meters prover, which is part of the state primary standard gas volume and volume flow rate of gas medium at a pressure up to 1.6 MPa

ведення звірень еталонних та калібрувань робочих засобів.

На другому рівні, тобто рівні вторинних еталонів, на сьогодні розміщено дві установки з еталонними лічильниками. Установки побудовано за принципом замкненого контуру. До складу установки з діапазоном об'ємної витрати газу від 4 до 1000 м³/год входять також ідентичні еталонні лічильники роторного типу, кожен із яких отримує одиницю безпосередньо від поршневої установки з розширеною невизначеністю (0,12—0,14) %. Для другого вторинного еталона, діапазон об'ємної витрати якого перевищує діапазон поршневої установки і становить від 200 до 2500 м³/год і у складі якого також застосовано паралельно встановлені ідентичні еталонні роторні лічильники типорозміру G 650 (максимальна об'ємна витрата 1000 м³/год), передавання одиниці здійснюється за допомогою установки з набором еталонних лічильників (рис. 2) для кожного еталонного лічильника, зі значенням розширеної невизначеності (0,13—0,15) %. Аналіз метрологічних характеристик вторинних еталонів свідчить, що співвідношення невизначеності становить 1 : (≤ 2). Такі вторинні еталони призначені для проведення калібрування еталонних лічильників, які входять до складу калібрувальних і випробувальних установок або робочих ЗВТ, які містяться на четвертому рівні запропонованої ієрархічної схеми.

Третій рівень схеми охоплює наявні еталони, до яких наразі відносяться діючі в Україні калібрувальні установки та установки для проведення випробувань лічильників газу за умов реального газового середовища. На сьогодні можна суб'єктивно стверджувати, що їхня кількість суттєво недостатня для можливості проведення калібрувань робочих лічильників та витратомірів газу. Однак, у перспективі, їхня кількість зросте, причому виробники робочих ЗВТ самостійно будуть зацікавлені в оснащенні своїх виробничих потужностей калібрувальними установками для підвищення конкурентоспроможності ЗВТ, які будуть на ринку. Окрім того, до схеми додатково введено поле «Еталонні лічильники та витратоміри газу», яке міститься поза калібрувальними установками. Їхнє призначення полягає у створенні можливості власникам калібрувальних установок здійснювати періодичний внутрішній контроль метрологічних характеристик останніх. Тобто, ці лічильники не входять до складу установки, а застосовуються лише для її контролю (звірення). Отже, оператори установок можуть обґрунтовано вносити пропозиції щодо можливого коригування міжкалібрувального періоду на основі отриманих даних

та відповідних розрахунків [13]. У цьому випадку потрібно констатувати таке твердження: наразі нормативне забезпечення вітчизняного законодавства у сфері метрології не встановлює чітких технічних вимог щодо еталонів (калібрувальних, повірочних та випробувальних установок) стосовно, наприклад, їх оцінки відповідності вимогам Технічного регламенту; відповідно, для деяких створюваних установок відсутні статистичні дані щодо стабільності їхніх метрологічних характеристик. Отже, наявність додатково контрольного еталонного лічильника могла б суттєво спростити таку процедуру та бути додатковим підтвердженням довготермінової стабільності метрологічних характеристик.

Нижній рівень на ієрархічній схемі займають робочі ЗВТ, власники яких мають можливість провести їхнє калібрування на одному з вищих рівнів схеми, залежно від необхідної точності та її економічної складової.

Ієрархічні схеми для нових створюваних державних (національних) еталонів повинні розроблятися науковими метрологічними центрами і затверджуватися під час їх здавання у ранзі нормативно-правового документа, якщо вони слугуватимуть доказовою базою в процесі проведення оцінки відповідності законодавчо-регульованих ЗВТ. Розроблені

ієрархічні схеми повинні стати синтезом чіткої регламентації процедур калібрування, яка є наразі сферою добровільного застосування, та повірки, яка поширюється на сферу законодавчо-регульованих ЗВТ. Повинно здійснюватися гармонійне поєднання цих процедур, тобто процедура повірки робочих ЗВТ повинна доповнювати або ж бути продовженням нижньої ланки ієрархії калібрування еталонної бази.

На основі ієрархічних схем підприємства (організації), які повинні калібрувати свої засоби у випадках, як того вимагає Національне агентство України з акредитації (НААУ) спираючись на міжнародний досвід [14—15], з метою отримання права на проведення калібрування, повинні розробляти власні ланцюги калібрування, документуючи та забезпечуючи простежуваність вимірювання своїх еталонів/ЗВТ до національних еталонів. Тобто, ланцюг калібрування повинен стати, як зазначено у [12], практичною реалізацією або ж частковим випадком ієрархічної схеми простежуваності для конкретно взятого засобу вимірювальної техніки або ж еталонного обладнання. Фактично, ієрархічна схема повинна бути узагальненою моделлю, яка ідентифікує наявне еталонне обладнання з його невизначеностями, встановлює його на певних рівнях та демонструє можливі варіанти реалізації простежуваності робочого

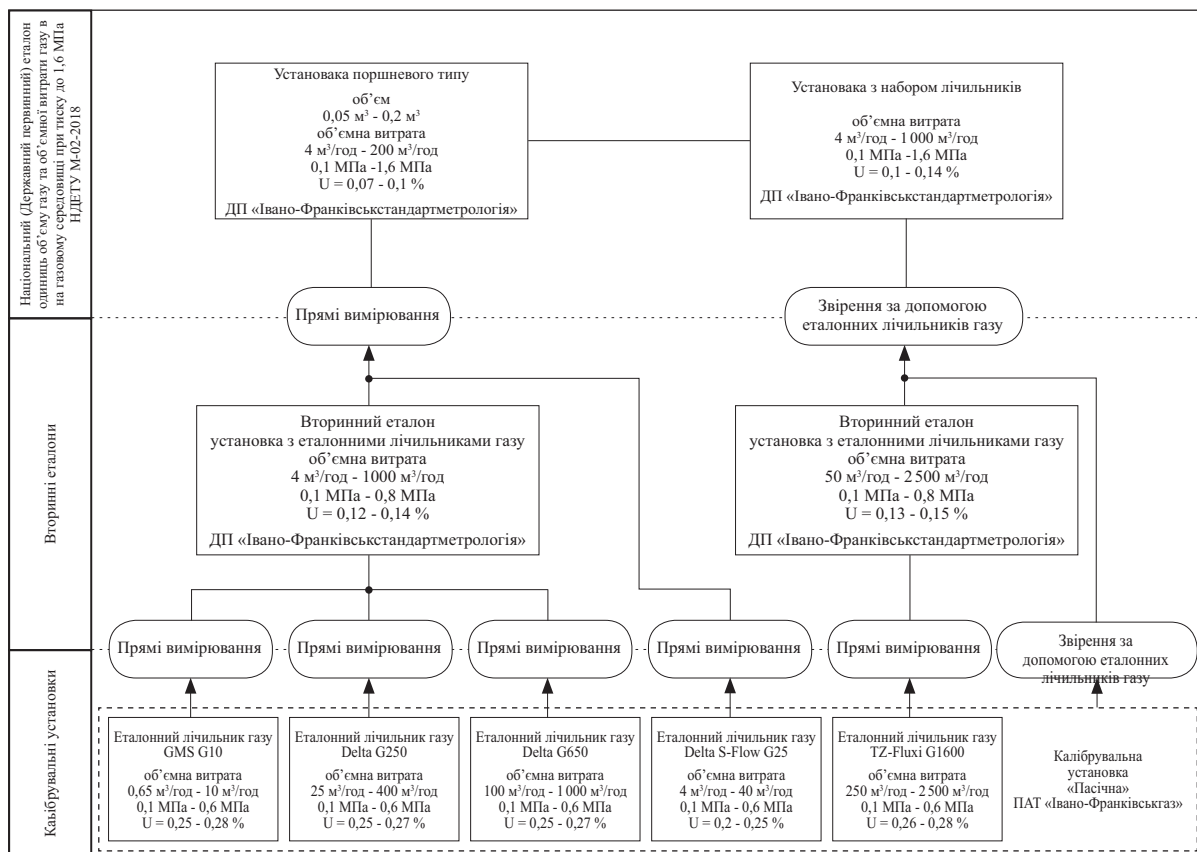


Рис. 5. Ланцюг калібрування еталонних лічильників установки «Пасічна»

Fig. 5. Calibration chain the «Pasichna» prover reference meters

ЗВТ до національного (держаного первинного) еталона. Тобто, метою побудови ієрархічних схем є максимальна уніфікація та максимальне зменшення невизначеностей на усіх рівнях схеми та, відповідно, забезпечення єдності та підвищення достовірності вимірювань. Вона повинна не обмежувати користувачів, а навпаки, надавати право вибору необхідного еталонного обладнання у плані побудови індивідуального ланцюжка калібрування. Тобто споживач, розробивши для себе такий ланцюг, зможе самостійно досягти максимально можливої для нього точності, документально її підтвердивши, у разі забезпечення ним прямого ланцюга калібрувань. Іншими словами, споживач буде зацікавлений у пошуку найкращого, з точки зору мінімально можливого для даного рівня схеми, значення невизначеності.

Для прикладу, запропонуємо розроблений автотрами ланцюг калібрування для еталонних лічильників газу, які містяться у складі калібрувальної установки «Пасічна», що належить ПАТ РГК «Івано-Франківськгаз» і розташована на території діючої ГРС. Установка складається із чотирьох еталонних лічильників роторного типу типорозмірами $G\ 10$, $G\ 25$, $G\ 250$ і $G\ 650$ та еталонного турбінного лічильника газу типорозміром $G\ 1600$. Для кожного із еталонних лічильників на схемі (рис. 5) показано можливий варіант проведення калібрування за лабораторних умов, тобто простежуваності до національного (державного первинного) та вторинних еталонів.

Необхідно відзначити, що вторинні еталони, зберігачем яких є ДП «Івано-Франківськстандарт-метрологія», працюватимуть на робочому середовищі «повітря» за тиску до 0,8 МПа. Відповідно, за зміни робочого середовища та його параметрів, відбуватиметься зміна метрологічних характеристик. Отже на схемі (рис. 5) відображено додатковий можливий варіант проведення калібрування, тобто звірення за місцем розташування калібрувальної установки «Пасічна» в комплексі на робочому середовищі «природний газ» за допомогою установки з еталонними лічильниками, яка входить до складу національного еталона НДЕТУ М-02-2018 в діапазоні об'ємної витрати від 4 до 1000 м³/год. Під час прове-

дення калібрування установки «Пасічна» на середовищі «природний газ», будуть побудовані залежності метрологічної характеристики лічильників від числа Рейнольдса, яке є критерієм подібності робочого середовища. Аналогічно будуть отримані попередні характеристики за калібрування на середовищі «повітря». У подальшому процедура досліджень метрологічних характеристик здійснюється методом «балансування числа Рейнольдса (Re)» [16]. За умови забезпечення збіжності обох характеристик у межах встановленої невизначеності, можна зробити висновок щодо достовірності результатів, отриманих для установки «Пасічна» на різних середовищах.

ВИСНОВКИ

Ієрархія передавання одиниць від національного (державного) первинного еталона до робочих ЗВТ потребує, в окремих випадках, детально зваженого аналітичного підходу, який має на меті встановлення чіткого зв'язку між максимально можливою досягнутою точністю в плані калібрування еталонів та економічною складовою доцільності її досягнення, оскільки поняття підвищення або збільшення точності, тобто зменшення невизначеності, пропорційно залежить від фінансових витрат. Отже, з'являється необхідність розроблення Порядку проведення калібрування вторинних еталонів та еталонів, які застосовують під час проведення перевірки або калібрування, з метою упорядкування зазначених вище моментів та встановлення відповідних критеріїв, співвідношень і міжкалібрувальних інтервалів. Окрім того, потребується внесення доповнень до переліку документів, які подаються комісії в процесі затвердження нових державних (національних) еталонів одиниць фізичних величин у частині включення ієрархічних схем. Аналогічно потребується внесення змін в ДСТУ *OIML D 5:2007* [12]. Також уважаємо за доцільне включити до «Програми робіт з національної стандартизації» перегляд та вдосконалення нормативного забезпечення передавання одиниць вимірювання, відтворюваних діючими національними (державними первинними) еталонами.

СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ / REFERENCES

1. Закон України «Про метрологію та метрологічну діяльність», Відомості Верховної Ради (ВВР) (Law of Ukraine «On metrology and metrological activity», Vidomosti Verkhovnoyi Rady (VVR), — 2014, N 30, с/р. 1008).
2. ДСТУ 3231:2007 Метрологія. Еталони одиниць вимірювань державні, первинні та вторинні. Основні

положення, порядок розроблення, затвердження, реєстрації, зберігання та застосування [Чинний від 2009-01-01]. — Держспоживстандарт України (DSTU 3231:2007 Metrology. National measurement standards, primary standards and secondary standards. Basic principles, the procedures of development, approval, registration, conservation and use). — 2008. 17 с/р.

3. Наказ Мінекономрозвитку № 193 від 08.02.2016 «Про затвердження Порядку проведення повірки законодавчо регульованих засобів вимірювальної техніки, що перебувають в експлуатації, та оформлення її результатів» (Order of the Ministry of Economic Development of Ukraine No. 193 dated February 8, 2016. On Approval of the Procedure for Verifying Legally Regulated Means of Measuring Instruments in Operation and Designing Its Results).
4. Постанова Кабінету Міністрів України № 374 від 04.06.2015 «Про затвердження Переліку категорій законодавчо регульованих засобів вимірювальної техніки, що підлягають періодичній повірці» (Resolution of the Cabinet of Ministers of Ukraine № 374 dated 06.04.2015 «On Approval of the List of Categories of Legally Regulated Measuring Instruments Subject to Periodic Verification»).
5. Наказ Мінекономрозвитку № 1747 від 13.10.2016 «Про затвердження міжповірочних інтервалів законодавчо регульованих засобів вимірювальної техніки, що перебувають в експлуатації, за категоріями» (The Order of the Ministry of Economic Development of Ukraine No. 1747 dated October 13, 2016 «On Approval of Inter-Territory Intervals of Legislative Instruments of Measuring Instruments in Operation, by Categories»).
6. Наказ Мінекономрозвитку № 1719 від 22.12.2015 «Про затвердження Норм часу, необхідного для проведення повірки законодавчо регульованих засобів вимірювальної техніки, що перебувають в експлуатації» (Order of the Ministry of Economic Development of Ukraine № 1719 dated 12.22.2015 «On approval of the Norms of time required for the verification of legally regulated means of measuring equipment in operation»).
7. Технічний регламент засобів вимірювальної техніки, затверджений Постановою Кабінету Міністрів України № 163 від 24.02.2016 (Technical Regulation of Measuring Instruments, approved by the Resolution of the Cabinet of Ministers of Ukraine No. 163 dated February 24, 2016).
8. Технічний регламент законодавчо регульованих засобів вимірювальної техніки, затверджений Постановою Кабінету Міністрів України № 94 від 13.01.2016 (Technical Regulation of Legally Regulated Measuring Instruments, approved by the Resolution of the Cabinet of Ministers of Ukraine No. 94 dated January 13, 2016).
9. ДСТУ OIML D 8:2008 Метрологія. Еталони. Вибір, визнання, застосування, зберігання та документація (OIML D 8:2004, IDT) (DSTU OIML D 8:2008 Metrology. Measurement standards. Choice, recognition, use, conservation and documentation (OIML D 8:2004, IDT)).
10. ДСТУ OIML D 23:2008 Метрологія. Принципи метрологічного контролю обладнання для повірки (OIML D 23:1993, IDT) (DSTU OIML D 23:2008 Metrology. Principles of metrological control of equipment used for verification. (OIML D 23:1993, IDT)).
11. ДСТУ ISO/IEC 17025:2017 Загальні вимоги до компетентності випробувальних та калібрувальних лабораторій (ISO/IEC 17025:2017, IDT) (DSTU ISO/IEC 17025:2017 General requirements for the competence of testing and calibration laboratories (ISO/IEC 17025:2017, IDT)).
12. ДСТУ OIML D 5:2007 Метрологія. Повірочні схеми для засобів вимірювальної техніки. Правила розроблення (OIML D 5:1982, IDT) (DSTU OIML D 5:2007 Metrology. Hierarchy schemes for measuring instruments. Principles for the establishment).
13. ДСТУ ILAC-G 24/OIML D 10:2013 Метрологія. Настанови щодо визначення міжкалібрувальних інтервалів засобів вимірювальної техніки (ILAC-G 24/OIML D 10:2007, IDT) (DSTU ILAC-G 24/OIML D 10:2013 Guidelines for the determination of calibration intervals of measuring instruments (ILAC-G 24/OIML D 10:2007, IDT)).
14. ILAC P10:01/2013 Policy on the Traceability of Measurement Results.
15. ILAC P14:01/2013 ILAC Policy for Uncertainty in Calibration.
16. Peter F. M. Jongerius, Mijndert P. Van Der Beek and Jos G. M. Van Der Grinten Calibration facilities for industrial gas flow meters in the Netherlands// Flow Meas. Instrum., vol. 4 No. 2, 1993. — pp. 77—84. ■

Отримано / received: 15.04.2019.

Стаття рекомендована до публікації д.т.н., проф. П.М. Райтером (Україна).
Prof. P.M. Raiter D. Sc. (Techn.), Ukraine, recommended this article to be published.

DOI: 10.33955/2307-2180(3)2019.41-45

УДК 159.9:629.7:656.7.086.1 (045)

ПІДХІД ДО ОЦІНЮВАННЯ ЯКОСТІ МЕДИЧНИХ ПОСЛУГ

Approach to Evaluation of Quality of Medical Services



М. Буриченко, кандидат технічних наук,
доцент кафедри біокибернетики
та аерокосмічної медицини,
e-mail: bikam@i.ua

О. Іванець, кандидат технічних наук,
доцент кафедри,
e-mail: olchik2104@ukr.net

Національний авіаційний університет, м. Київ, Україна,

M. Burichenko, candidate of technical science,
associate Professor of the Department
of biocybernetic and aerospace's medicine,
e-mail: bikam@i.ua

O. Ivanets, candidate of technical science,
associate Professor of the Department,
e-mail: olchik2104@ukr.net

National aviation university, Kyiv, Ukraine

Запропоновано метод оцінювання якості медичних послуг на засадах кваліметрії залежно від суб'єктів оцінювання, а саме: пацієнтів, керівництва медичного закладу і органів державної влади. Метод базується на основі сукупності рівнянь багатопараметричної лінійної регресії, які дають можливість урахувати та аналізувати вплив різних чинників на якість медичних послуг залежно від суб'єктів оцінювання. Розроблено методіку оцінювання якості медичних послуг.

The method of estimation of quality of medical services on the basis of qualimetry depending on subjects of estimation is offered. Subjects evaluated are divided into three groups. For each group, quality indicators are defined that characterize the needs of each group. The evaluators comprise the needs of patients, the management of the medical institution and the state authorities. For each subject, a mathematical equation based on multiparametric regression is developed. The peculiarity of each equation is to take into account the factors influencing the quality of medical services of this particular group. Qualimetric method is

used for quantitative assessment of the quality of medical services. The method is based on a set of multiparameter linear regression equations that allow to take into account and analyze the influence of various factors on the quality of medical services, depending on the subjects of evaluation. On the basis of processed statistics, the coefficients for each group were determined. We have checked each regression model for Fisher's criterion adequacy. Proposed and tested model equations have become the basis for developing a methodology for assessing the quality of medical services. The proposed approach to the assessment of the quality of health services provides an opportunity to quantify the quality of the provision of medical services to consumers in a specific medical institution for different groups of subjects. But it can serve as a means of regulating the quality of healthcare provision by healthcare providers. The proposed approach allows identifying the risks that affect the quality of services. In the case of unsatisfactory quality of these services, based on the proposed approach, identify a group that does not meet the quality requirements and develop measures to address identified deficiencies as required by the international standard.

Ключові слова: оцінювання, кваліметричний метод, якість послуг, безпека пацієнтів, регресійна залежність.
Keywords: evaluation, qualimetric method, quality of services, patient safety, regression dependence.

Зростання вимог до якості обслуговування у медичних закладах та посилення конкуренції в них призводять до необхідності розроблення нових методів забезпечення та оцінювання якості медичних послуг. Підвищення якості послуг, які надаються медичним закладом, зміцнює його положення на ринку, підвищує ефективність його фінансової діяльності та, як наслідок, збільшує його прибуток [1, 2]. Але такий складний об'єкт, як процес надання медичних послуг має широкий спектр невизначеностей, як для пацієнтів окремо, так і для всієї медичної системи зокрема [3]. Для кількісного оцінювання якості медичних послуг доцільно застосувати методи кваліметрії, які



М. Буриченко



О. Іванець

дають змогу обґрунтовано вибрати показники якості та їх оптимальні значення [4].

Метою роботи є надання можливості кількісно оцінювати якість медичних послуг з урахуванням впливів на неї різних чинників.

Якість медичних послуг можна оцінити з точки зору різних суб'єктів, а саме: пацієнтів, керівництва медичного закладу та органів державної влади; кожний із зазначених суб'єктів має різну мету оцінювання.

Підхід полягає у використанні моделі оцінювання якості медичних послуг на основі сукупності багатофакторних рівнянь лінійної регресії [4]. Ці рівняння враховують інформацію від усіх зазначених вище суб'єктів оцінювання і показують вплив окремих чинників на результувальну якість послуг [5]. Кожне із рівнянь сукупності відображає мету одного із розглянутих вище суб'єктів оцінювання якості медичних послуг і показує залежність якості медичних послуг від трьох показників з урахуванням їх вагових коефіцієнтів:

$$y_m = b_{m0} + \sum_{n=1}^3 b_{mn} x_{mn},$$

де y_m — результат оцінювання якості медичних послуг одним із суб'єктів, $m = \overline{1, k}$, де k — кількість суб'єктів оцінювання; x_{mn} — показник якості медичних послуг за прийнятим критерієм, $n = \overline{1, q} \dots$, де q — кількість обраних показників кожною групою суб'єктів оцінювання; b_{mn} — вагові коефіцієнти відповідних показників якості.

Параметри кожного рівняння лінійної регресії визначають статистичними методами на основі результатів анкетування пацієнтів, результатів перевірки медичних закладів і відповідних нормативних документів.

ОЦІНЮВАННЯ ЯКОСТІ МЕДИЧНИХ ПОСЛУГ ПАЦІЄНТОМ

Рівняння лінійної регресії, яке включає обрані показники якості медичних послуг залежно від

суб'єкта оцінювання «пацієнт» та його основних показників має вид:

$$y_1 = b_{10} + b_{11}x_{11} + b_{12}x_{12} + b_{13}x_{13}, \quad (1)$$

де b_{10} — показник вагомості випадкової величини; x_{11} — показник якості за чинником постановки правильного діагнозу; x_{12} — показник якості за чинником безпеки пацієнта (дотримання прав пацієнта); x_{13} — показник якості за чинником своєчасності надання медичних послуг; b_{11}, b_{12}, b_{13} — вагові коефіцієнти зазначених показників.

Для оцінювання якості медичних послуг кожному пацієнту було запропоновано оцінити якість медичних послуг у визначеному закладі за певними чинниками із використанням анкет [6]. Аналіз анкетування пацієнтів надав можливість оцінити якість надання медичних послуг у конкретному медичному закладі з точки зору задоволеності суб'єкта «пацієнта». Після проведення аналізу анкет було отримано такі значення вагових коефіцієнтів:

$$b_{11} = 0,49; \quad b_{12} = 0,37; \quad b_{13} = 0,14.$$

Отже, математична модель (1) для оцінки якості медичних послуг для суб'єкта оцінювання «пацієнт» набуває виду:

$$Y_1 = 0,05 + 0,49x_{11} + 0,37x_{12} + 0,14x_{13}. \quad (2)$$

На основі математичної моделі (2) та показників, наведених у таблиці 1 розраховано оцінки якості медичних послуг у приватній клініці.

Оцінювання щільності кореляційного зв'язку між окремими показниками якості для кожного рівняння виконується шляхом визначення коефіцієнта множинної кореляції:

$$R = \frac{\sum_{i=1}^p (y_i - \bar{y})(Y_i - \bar{Y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^p (y_i - \bar{y})^2 \sum_{i=1}^p (Y_i - \bar{Y})^2}}$$

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

Таблиця 1. Значення показників якості для суб'єкта оцінювання «пацієнт»
Table 1. Value of quality indicators for the subject «patient»

Показник якості	Значення показників якості, x_{mn}				
	1	2	3	4	5
Постановка правильного діагнозу, x_{11}	0,66	0,54	0,44	0,36	0,23
Безпека пацієнта (дотримання прав), x_{12}	0,31	0,43	0,59	0,47	0,56
Якість надання медичних послуг, x_{13}	0,03	0,12	0,23	0,67	0,87
Результати розрахунку					
Якість медичних послуг (модель), Y_{1i}	0,492	0,4905	0,5161	0,4941	0,4917
Якість медичних послуг (анкета), y_{1i}	0,508	0,489	0,5108	0,4902	0,5013

відповідні суми квадратів скориговано на їх ступені свободи [4]:

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - y_i)^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2},$$

де \bar{y} — центр ваги.

За даними таблиці 1 обчислено коефіцієнт детермінації. Обраховано значення для такої математичної моделі оцінки якості медичних послуг для суб'єкта оцінювання «пацієнта»: $R^2 = 0,9804$.

Для перевірки математичної моделі на адекватність використовується F -критерій Фішера [4] шляхом порівняння його розрахункового значення з критичним для заданого рівня довіри. Розраховане значення коефіцієнта Фішера:

$$F = \frac{(p-3) \sum_{i=1}^p (Y_i - \bar{y})^2}{(p-1) \sum_{i=1}^p (Y_i - y_i)^2} = 6,06113,$$

де $p = 5$ — кількість спостережень для кожного фактора;

Критичне значення для визначеного числа ступенів свободи $v = 4$, $F_{кр} = 6,61$. Оскільки $F < F_{кр}$, то така регресійна модель для оцінки якості медичних послуг за суб'єктом «пацієнт» є адекватною.

ОЦІНЮВАННЯ ЯКОСТІ МЕДИЧНИХ ПОСЛУГ КЕРІВНИЦТВОМ МЕДИЧНОГО ЗАКЛАДУ

Лінійне рівняння регресії, яке включає обрані показники якості медичних послуг залежно від суб'єкта оцінювання «керівництво медичного закладу» та його основних показників, має вид:

$$Y_2 = b_{20} + b_{21}x_{21} + b_{22}x_{22} + b_{23}x_{23}, \quad (3)$$

де b_{20} — значення показника вагомості випадкової величини; x_{21} — показник якості за чинником дотримання нормативів та вимог МОЗ України; x_{22} — показник якості за чинником підвищення конкурентоздатності; x_{23} — показник якості за чинником достатності фінансування; b_{21} , b_{22} , b_{23} — вагові коефіцієнти зазначених чинників.

На основі наявної документації стосовно перевірки медичного центру органами державної влади, було обчислено такі значення вагових коефіцієнтів:

$$b_{21} = 0,54; \quad b_{22} = 0,11; \quad b_{23} = 0,35.$$

Отже, математична модель (3) для оцінки якості медичних послуг для суб'єкта оцінювання «керівництво медичного закладу» набуває виду:

$$Y_2 = 0,03 + 0,54x_{21} + 0,11x_{22} + 0,35x_{23}. \quad (4)$$

Проведено оцінювання якості медичних послуг у приватному медичному закладі [7], за використання статистичних даних щодо закладу та наявної документації, а також результатів проведеного анкетування за низкою питань стосовно якості надання медичних послуг для суб'єкта оцінювання якості «керівництво медичного закладу». На основі аналізу зазначених даних отримано результати, які наведено у таблиці 2. За аналізом математичної моделі (4) отримано оцінки якості медичних послуг у приватній клініці для суб'єкта «керівництво медичного закладу».

Для моделі, що визначає якість медичних послуг для суб'єкта «керівництво медичного закладу», за даними таблиці 2, розраховано коефіцієнт детермінації: $R^2 = 0,9901$.

Моделіне рівняння (4) також перевірено на адекватність за критерієм Фішера. Розраховане значення критерію складає $F = 1,66$, що є меншим від $F_{кр} = 6,61$. Отже, дана регресійна модель (4) для оцінки якості медичних послуг на рівні «керівництво медичного закладу» є адекватною.

ОЦІНЮВАННЯ ЯКОСТІ МЕДИЧНИХ ПОСЛУГ ОРГАНОМ ДЕРЖАВНОЇ ВЛАДИ

Багатофакторне лінійне регресійне рівняння, яке включає обрані показники якості медичних послуг, залежно від суб'єкта оцінювання «органи державної влади», має вид:

$$Y_3 = b_{30} + b_{31}x_{31} + b_{32}x_{32} + b_{33}x_{33}, \quad (5)$$

де b_{30} — значення показника вагомості випадкової величини; x_{31} — показник якості за чинником акредитації закладів охорони здоров'я та їх

Таблиця 2. Значення показників якості для суб'єкта «керівництво медичного закладу»
Table 2. Values of quality indicators for the subject of «management of a medical institution»

Показник якості	Значення показників якості, x_{mn}				
	1	2	3	4	5
Дотримання нормативів та вимог МОЗ України	0,91	0,82	0,65	0,73	0,86
Підвищення конкурентоздатності	0,51	0,46	0,38	0,29	0,62
Достатність фінансування	0,28	0,41	0,76	0,61	0,41
	Результати розрахунку				
Якість медичних послуг (модель), Y_2	0,6755	0,6669	0,6888	0,6696	0,7061
Якість медичних послуг (анкета), y_2	0,6804	0,6573	0,7016	0,6797	0,7126

Таблиця 3. Значення показників якості для суб'єкта «органи державної влади»
Table 3. The value of quality indicators for the entity «public authorities»

Показники якості	Значення показників, x_{mi}				
	1	2	3	4	5
Акредитація та ліцензування закладів охорони здоров'я	0,81	0,78	0,88	0,91	0,78
Організація науково-методичного забезпечення	0,13	0,31	0,1	0,08	0,27
Аудит медичних закладів	0,69	0,64	0,41	0,53	0,71
Якість медичних послуг (модель), Y_3	0,7548	0,7588	0,7726	0,7784	0,7649
Якість медичних послуг (анкета), y_3	0,7622	0,7496	0,7648	0,7702	0,7572

ліцензування; x_{32} — показник якості за чинником організації науково-методичного забезпечення; x_{33} — показник якості за чинником аудиту медичних закладів; b_{31} , b_{32} , b_{33} — вагові коефіцієнти зазначених чинників.

На основі наявної документації щодо оцінки приватного медичного закладу органами державної влади, було обчислено такі значення вагових коефіцієнтів:

$$b_{31} = 0,63; \quad b_{32} = 0,18; \quad b_{33} = 0,19.$$

З урахуванням цих коефіцієнтів математична модель (5) для оцінки якості медичних послуг для суб'єкта «органи державної влади» набуває виду:

$$Y_3 = 0,09 + 0,63x_{31} + 0,18x_{32} + 0,19x_{33}. \quad (6).$$

Згідно з методикою [8—10] було оцінено якість надання медичних послуг приватним медичним закладом системою охорони здоров'я та отримано дані, наведені у таблиці 3.

Розрахований коефіцієнт детермінації для такого суб'єкта: $R^2 = 0,9728$. Перевірка за критерієм Фішера, згідно з таблицею 3, дає розраховане значення коефіцієнта $F = 3,44$. Отже, така регресійна модель (6) для оцінки якості медичних послуг на рівні «керівництво медичного закладу» є адекватною.

ЕТАПИ ОЦІНЮВАННЯ ЯКОСТІ НАДАННЯ МЕДИЧНИХ ПОСЛУГ

На основі отриманої сукупності рівнянь лінійної регресії можна оцінити якість надання медичних послуг закладами охорони здоров'я за етапами:

1. Вибір факторів (показників якості), які впливають на якість медичних послуг залежно від суб'єктів оцінювання.

2. Кореляційний аналіз обраних показників якості медичних послуг.

3. Побудова сукупності рівнянь лінійної регресії та оцінювання невідомих параметрів та їх вагових коефіцієнтів.

4. Перевірка розроблених моделей на адекватність.

5. Розрахунок інтервалів невизначеності показників якості послуг.

6. Аналіз отриманих результатів та формування рекомендацій щодо покращення якості медичних послуг.

Запропонований підхід до оцінювання якості медичних послуг може використовуватися у будь-якому медичному закладі для оцінки поточного стану якості надання медичних послуг та для їх можливого покращення. Можливе використання і більшої кількості суб'єктів та більшої кількості критеріїв (але це потребує більшого обсягу статистичних даних).

ВИСНОВКИ

Використовуючи запропонований підхід, розроблено сукупність рівнянь лінійної регресії, де кожне рівняння показує залежність якості медичних послуг від трьох зважених відповідних показників залежно від зазначених суб'єктів оцінювання. Результати розрахунків доводять відповідність теоретичних моделей реальним даним.

Реалізація підходу дає можливість кількісно оцінити якість надання медичних послуг споживачам у конкретному медичному закладі, а у випадку незадовільної якості зазначених послуг — розробити заходи для усунення виявлених недоліків, як вимагає міжнародний стандарт [11].

СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ / REFERENCES

1. Про затвердження Концепції управління якістю медичної допомоги у галузі охорони здоров'я в Україні на період до 2020 року. Наказ МОЗ України (Pro zatverdjennya Konceptsiy upravlinnya yakystyu medichnoyi dopomogy u galuzi ohoroni zdorovya. Nakaz MOZ Ukrainy) № 454 від 01.08.2011 / [Електронний ресурс]. — Режим доступу: http://www.moz.gov.ua/ua/portal/dn_20110801_454.html
2. E. Volodarsky, L. Kosheva, Z. Warsza. (2017) Nowe statystyczne kryteria ostrozności do monitorowania jakości procesów technologicznych / Przemysl chemiczny. —

- 96/2. — p. 336—338 // doi: 0.15199/62.2017.2.21 3. Arkhyrei M.V., Ivanets O.B. Reducing uncertainty in health systems. Electronics and Control Systems. — Volume 3, issue 41. DOI: 10.18372/1990-5548.41.7821.
4. Володарський Є.Т. (2008) Статистична обробка даних: [навчальний посібник] / Є.Т. Володарський, Л.О. Кошева. // — К.: НАУ (Volodarskii Ye. (2008) Statystychna obrobka danuych). — 307 с/s.
 5. Гоц Н. (2017) Кваліметричний метод оцінювання якості банківських послуг [Текст] / Н. Гоц, О. Ярмолук // Метрологія та прилади. (Gots N., Yarmolyuk O., (2017) Kvalimetrychniy metod otsynuyvannya yakosty bankivskykh poslug // Metrology and instruments). — № 5(67) — С/С. 62—68.
 6. Горачук В.В. (2012) Управління якістю медичної допомоги в закладі охорони здоров'я. Монографія / В.В. Горачук. — Вінниця: ПП Балюк І.Б. (Gorachuk V. (2012) Upravlinnya yakystyu medychnoyi dopomogy v zakladah ohorony zdorov'ya). — 174 с/s.
 7. Про затвердження індикаторів якості медичної допомоги. Наказ МОЗ України (Pro zatverdjennya indikativ yakosty medichnoyi dopomogy. Nakaz MOZ Ukrainy) № 743 від 02.11.2011. / [Електронний ресурс]. — Режим доступу: http://moz.gov.ua/ua/portal/dn_20111102_743.html.
 8. Про порядок контролю якості медичної допомоги. Наказ МОЗ України (Pro poriyadok kontrolyu yakosty medichnoyi dopomogy. Nakaz MOZ Ukrainy) № 752 від 28.09.2012. Зареєстровано Міністерством юстиції за N 1996/22308 від 28.11.2012 / [Електронний ресурс]. — Режим доступу: http://www.moz.gov.ua/ua/portal/dn_20120928_752.html.
 9. Про моніторинг клінічних індикаторів якості медичної допомоги, Наказ МОЗ України (Pro monitoring klinichnykh indykatoryv yakosty medichnoyi dopomogy. Nakaz MOZ Ukrainy) № 795 від 11.09.2013, зареєстрований в Міністерстві юстиції України 27 вересня 2013 року за № 1669/24201; [Електронний ресурс]. — Режим доступу: <http://moz.gov.ua/ua/portal>.
 10. Про затвердження Порядку контролю за додержанням Ліцензійних умов провадження господарської діяльності з медичної практики. Наказ МОЗ України (Pro zatverdjennya Poryadku kontrolyu za doderjannjam Litsenziynyh vimog provadjennya gospodarskoi diyalnosty z medichnoy praktyky. Nakaz MOZ Ukrainy) № 80 від 10.02.11, зареєстрований в Міністерстві юстиції України 26.05.2011р. за № 634/19372. / [Електронний ресурс]. — Режим доступу: http://www.moz.gov.ua/ua/portal/dn_20110210_80.html.
 11. ДСТУ ISO 9001:2015 Система управління якістю. Вимоги. (ISO 9001:2008, IDT) (Systema upravlinnia yakistiu. Vymogy (ISO 9001:2015, IDT))

Отримано / received: 14.05.2019.

Стаття рекомендована до публікації д.т.н., проф. Ю.В. Куцем (Україна).

Prof. Yu.V. Kuts, D. Sc. (Techn.), Ukraine, recommended this article to be published.

**Міністерство економічного розвитку і торгівлі України
Департамент технічного регулювання**

**Державне підприємство «Всеукраїнський державний науково-виробничий центр
стандартизації, метрології, сертифікації та захисту прав споживачів»
(ДП «Укрметрестандарт»)**



**XI Міжнародна науково-практична конференція
«ПРОБЛЕМИ ОБЛІКУ ТЕПЛОТИ ТА ВОДИ»
08—10 жовтня 2019р., м. Київ**

На конференції розглядатимуться такі питання:

- * стан та перспективи метрологічного забезпечення у сфері обліку споживання теплоти та води;
- * удосконалення еталонної бази у сфері вимірювань температури, теплоти та витрати рідин;
- * порядок проведення процедури та доказова база для підтвердження відповідності технічним регламентам;
- * порядок проведення повірки законодавчо регульованих засобів вимірювальної техніки, що перебувають в експлуатації;

Адреса оргкомітету:

03143, Україна, м. Київ, вул. Метрологічна, 4
E-mail: heatflowlab@gmail.com
www.ukrcsm.kiev.ua
Тел. (044) 526-34-36
тел./факс (044) 526-53-89;

- * загальні засади переходу на нову редакцію стандарту ISO/IEC 17025. Вимоги ДСТУ ISO/IEC 17025:2017 до забезпечення компетентності випробувальних та калібрувальних лабораторій;
- * нові засоби обліку споживання теплоти та води;
- * особливі вимоги до вимірювальних систем для безперервного і динамічного вимірювання кількості рідин, окрім води;
- * загальні підходи до калібрування засобів вимірювань.

Вирішення організаційних питань:

ТОВ «ЦО «Спектр знань»
Директор Гулько Ярослава Омелянівна
E-mail: spektrzn@ukr.net
тел. (067) 456-77-63
(044) 383-00-75
тел./факс (044) 249-43-42

DOI: 10.33955/2307-2180(3)2019.46-54

УДК 654.07:517.9

ПРИЙНЯТТЯ УПРАВЛІНСЬКИХ РІШЕНЬ ЗА МАЛОГО ЧИСЛА ВХІДНИХ ДАНИХ

Adoption of Managerial Decisions for a Small Number of Input Data



В. Ігнаткін, доктор технічних наук, професор,
Дніпровський державний університет, Україна,
e-mail: snayper.as111@gmail.com

V. Ignatkin, doctor of technical sciences, professor,
Dniprovsky State University, Ukraine,
e-mail: snayper.as111@gmail.com

Наявні методи статистичного аналізу даних і реєстрації малого числа спостережень або випробувань призводять до необхідності організації невиправдано великого числа дослідів. У разі неможливості проведення необхідної кількості дослідів результати аналізу недостатньо достовірні.

У цій статті розглянуто статистичні методи підвищення ефективності опрацювання малого числа дослідів і спостережень для прийняття обґрунтованих управлінських рішень і вжиття відповідних коригувальних дій. Запропоновано методику розрахунку математичного сподівання і дисперсії похибки побудови інтегрального закону розподілу (ІЗР) на основі методу стиснення області його існування, а також побудови відповідних номограм для вирішення великої кількості практичних задач управління об'єктами, процесами, дослідження та випробуваннями.

В описаній методиці стиснення області існування ІЗР до розгляду априорі вводиться вся множина можливих ІЗР. Це переводить аналіз із двовимірного в тривимірний простір ймовірності внаслідок введення таких понять, як густина ймовірності ІЗР, ймовір, як модель сукупності ІЗР, що змінюється після реєстрації результатів кожного подальшого дослідів, перетини ймовіра і деякі інші.

Проведений аналіз дозволив виявити об'єктивно наявну сферу малого числа випробувань і уточнити кількість випробувань, необхідну для отримання необхідного результату. Порівняно з оцінками, які отримуються із нерівності П.Л. Чебишева, необхідне число випробувань можна зменшити в 2π разів і не менше ніж у 4 рази за аналізу дисперсії похибки побудови ІЗР.

На основі отриманих результатів введено нові критерії збіжності, які починають працювати від $n=3$.

Existing methods of statistical analysis of data and the registration of a small number of observations or tests lead to the need for an organization unnecessarily large number of experiments. In case of the impossibility of conducting the required number of experiments, the results of the analysis are insufficiently reliable.

In this paper, statistical methods of increasing the efficiency of processing a small number of experiments and observations for the adoption of sound managerial decisions and the use of appropriate corrective actions are considered. The method of calculating the mathematical expectation and dispersion of the error of construction of the integral distribution law (IDL) based on the method of compression of the region of its existence, as well as the construction of the corresponding nomograms for solving a large number of practical tasks of object management, processes, research and testing is proposed.

In the described method of compression of the area of the existence of IDL to consider a priori, the whole set of possible IDLs is introduced. This translates the analysis from a two-dimensional to three-dimensional probability space by introducing concepts such as the probability density of IRAs, probably as a model of a population of IARs that changes after the registration of the results of each subsequent experiment, the section of the probability, and some others.

The analysis made it possible to detect the objectively existing area of a small number of tests and specify the number of tests required to obtain the desired result. Compared with the estimates obtained from the inequality of PL Chebyshev, the required number of tests can be reduced in 2π times and at least 4 times in the analysis of the variance of the error of constructing the IDR.

Based on the results obtained, new convergence criteria are introduced which begin to work with $n = 3$.

Ключові слова: Інтегральний закон розподілення (ІЗР), частина ймовірності ІЗР, ймовір, квантовий простір, математичне сподівання похибки побудови ІЗР, середнє-квадратичне відхилення похибки побудови ІЗР, нерівності П.Л. Чебишева, стиснення області існування ІЗР.

Keywords: Integral Distribution Law (IDL), part of the probability of IDL, probability, quantum space, mathematical expectation of the error of constructing the IDL, the mean-square deviation of the error of the construction of the IDL, the inequalities of P.L. Chebyshev, compression of the IDL domain.

ВСТУП

За сучасних умов управління як окремими галузями економіки, так і виробництвом продукції, послуг, виконанням різних робіт і проведенням досліджень вимагає збирання та опрацювання значних обсягів різноманітної інформації, яка для органу управління відповідного рівня має ймовірнісний або статистичний характер.

При цьому, як правило, виникає проблема статистичного опрацювання малого числа вхідних даних. За такої умови збільшується ймовірність ухвалення органом управління неправильного рішення щодо характеру, рівня, місця застосування керувальної дії.



© Ігнаткін В., 2019

У результаті такого відхилення керованого об'єкта або процесу від запланованих показників, які його характеризують, можуть суттєво зрости відповідні витрати та помилки статистичного управління першого роду. Якщо ж орган управління, прагнучи підвищити достовірність вхідних даних, витратить час на отримання додаткових даних, то відповідно на цей час буде затримано здійснення керувальної дії. За час затримки відхилення керованого об'єкта або процесу можуть стати настільки великими або навіть незворотними, що для їх ліквідації керувальної дії органу управління нижнього рівня буде вже недостатньо. У цьому випадку знадобиться втручання органу управління вищого рівня. Це, у свою чергу, призведе до внесення додаткових управлінських дій у роботу взаємодіючих систем і процесів, викличе перерозподіл ресурсів, або непередбачене використання резервів (помилки статистичного управління другого роду).

Із цього випливає, що, за сучасних умов прискорення науково-технічного прогресу, зростання вартості помилок управління, основною проблемою статистичного управління є розроблення таких методів статистичного опрацювання вхідних даних, які б давали можливість використовувати із кожного результату реєстрації максимально можливу кількість корисної інформації. Статистично це означає, що необхідно використовувати методи достовірної побудови інтегрального закону розподілу за малої кількості вхідних даних.

Наявні методи статистичного опрацювання малого числа вхідних даних за результатами реєстрації n спостережень або вимірювань ($n < 15$) не дають можливості використовувати їх на практиці для ефективного управління об'єктами і процесами [1–16]. У літературі описано велику кількість методів підвищення ефективності опрацювання малого числа спостережень або випробувань. Проте описані методи спираються на незмінну систему початкових припущень або випробувань, що ускладнює створення теоретичного фундаменту для розроблених методів, і тому не дає можливості отримати гранично можливу ефективність.

В основу методики, що пропонується, покладено розвинуті, уточнені і скориговані матеріали, викладені, в основному, в роботах І.В. Єременка.

Метою статті є розроблення методики розрахунку математичного сподівання і дисперсії похибки, побудови ІЗР на основі методу стиснення сфери його існування та відповідних номограм для розв'язання великої кількості практичних задач управління об'єктами та процесами.

ОСНОВНА ЧАСТИНА

В основу опрацювання результатів реєстрації малого числа спостережень покладено такі припущення:

- результати реєстрації спостережень або вимірювань n випадків реалізації досліджуваного явища за кожним параметром розглядаються як n реалізацій випадкових подій X_r , випадкової змінної X і упорядковуються в послідовність

$$X_1 \leq X_2 \leq \dots \leq X_r \leq \dots \leq X_n, \quad -\infty < X_r < \infty, \quad 1 \leq r \leq n; \quad (1)$$

- кожне X_r , у свою чергу, розглядається як випадкова величина, що має відображаючі її статистичні властивості: густину розподілу $f(X_r)$ й інтегральний закон розподілу $F(X_r)$. Інакше кажучи, передбачається, що теоретично існує можливість необмежено великої кількості повторень серії з n дослідів, і після кожного випадку реалізації n випробувань будується послідовність (1);

- існує єдина апіорі невідома монотонно зростаюча функція $Y = F(X)$, що повністю й однозначно відображає всі статистичні властивості випадкової змінної X . Це означає, що для будь-якої послідовності (1) існує єдина апіорі невідома послідовність:

$$Y_1 \leq Y_2 \leq \dots \leq Y_r \leq \dots \leq Y_n, \quad 0 \leq Y_r \leq \infty. \quad (2)$$

Передбачається, що функція $Y = F(X)$ гладка, неперервна і має в кожній точці числової осі позитивну похідну:

$$f(X) = \frac{d}{d(X)} F(X) = \frac{d(Y)}{d(X)}, \quad 0 \leq f(X) \leq \infty; \quad (3)$$

- замість звичайно застосовуваних за опрацювання статистичних даних припущень стосовно того, що дійсний ІЗР описується єдиною можливою функцією-сходінкою:

$$F_r^* = \begin{cases} 0 & \text{за } X \leq X_1 \\ \frac{r}{n} & \text{за } X_r < X \leq X_{r+1} \\ 1 & \text{за } X > X_r \end{cases}, \quad (4)$$

або припущень стосовно того, що $F^*(X)$ апіорі відомо як експоненціальний, нормальний або інший добре вивчений ІЗР, вводиться нове припущення.

Передбачається, що за будь-якого кінцевого n існує вся множина можливих ІЗР, що відповідають умові (2), причому апіорі, до початку реєстрації дослідів, всі ІЗР $Y = F(X) \in Y$ і вважаються рівно ймовірно маючими право на реалізацію. За мірою накопичення результатів реєстрації ймовірність реалізації різних ІЗР змінюється і за $n \rightarrow \infty$ тільки для одного істинного ІЗР приймає значення, що дорівнює одиниці. Для всіх інших ІЗР за мірою збільшення n ймовірність їх реалізації прагне до нуля.

На основі припущення (4) до розгляду вводяться функції густини ймовірності ІЗР, ймовірності ІЗР

і відомі точкові оцінки (математичне сподівання, дисперсія, мода тощо). Точкові оцінки a_r за кожного r приймаються за значення істинного ІЗР у точках послідовності (1). Надалі послідовність чисел

$$a_1 \leq a_2 \leq \dots \leq a_r \leq \dots \leq a_n, \quad 0 \leq a_r \leq 1, \quad (5)$$

розглядається як основа для вивчення похибки побудови істинного ІЗР для кожного r і будь-якого кінцевого n ;

- задача статистичного опрацювання результатів реєстрації малого числа спостережень або випробувань розбивається на два етапи.

На першому етапі у кожному конкретному випадку відшукується оптимальна у тому або іншому значенні послідовність (5) і будується оптимальний для такого випадку ІЗР. На другому етапі за побудованим ІЗР аналізуються статистичні властивості послідовності (1), у тому числі й збіжність відносно до будь-якого добре вивченого ІЗР.

Геометрично припущення (4) означає, що для послідовності (1) існує єдина й апріорі невідома точка Y_r , в якій функція $Y = F(X)$ перетинає нормаль, проведenu в числовій осі у верхній напівплощині у точці X_r . Відстань від числової осі до точки перетину функції й r -ї нормалі позначатимемо $Y_{r,n}$. Для функції $Y^* = a_x$ внаслідок того, що положення точки a_x на нормалі фіксоване, відстань $Y_{r,n}^* = a_r$ також буде фіксованою.

Геометричним наслідком припущення (4) є те, що до початку дослідів на висоті $Y_{r,n}$ через відрізок $dY_{r,n}$ проходить однакове число ІЗР у всьому діапазоні зміни $0 < Y_{r,n} < 1$.

Після реєстрації результатів n дослідів ІЗР математично неминуче перерозподіляється на основі *теорема 1*: після реєстрації n дослідів або спостережень нормована міра кількості ІЗР, що перетинають відрізок r -ї нормалі $dY_{r,n}$ на висоті $dY_{r,n}$, визначається виразом:

$$q_{Y,r,n} = \frac{n!}{(r-1)!(n-r)!} Y^{r-1} (1-Y)^{n-r}. \quad (6)$$

Ця міра може бути також записана у виді:

$$q_{Y,r,n} = \frac{n!}{(r-1)!(n-r)!} [F(X)]^{r-1} [1-F(X)]^{n-r} f(X). \quad (7)$$

Зрозуміло, що для будь-якого r значення функції $q_{Y,r,n} \geq 0$ за будь-якого Y , оскільки $0 \leq Y \leq 1$. Можна показати також, що для будь-якого r :

$$Q_{r,n} = \int_{-\infty}^{\infty} q_{X,r,n} dX = \int_0^1 q_{Y,r,n} dY = 1. \quad (8)$$

Тому природно назвати $q_{Y,r,n}$ густиною ймовірності розподілу ІЗР на нормалі $Y_{r,n}$ для r -го випробування у серії з n випробувань, якщо результати реєстрації цих випробувань впорядковані в послідовність (1). Аналогічно вираз:

$$Q_{a,r,n} = \int_0^{a_r} q_{Y,r,n} dY, \quad \text{де } 0 \leq a_r \leq 1 \quad (9)$$

може бути названо ймовірністю перетину ІЗР r -ї нормалі на відрізку $[0, a_{r,n}]$ для X_r -ї точки результатів реєстрації випробувань у серії з n випробувань.

Вираз (4) також може бути записаний як функція X :

$$Q_{X,r,n} = \int_{-\infty}^{X_r} q_{X,r,n} dX, \quad \text{де } -\infty < X \leq X_r. \quad (10)$$

Розглянемо, наприклад, випадок $n = 1$. Якщо невідомий ІЗР має вид монотонно зростаючої неперервної функції й нами вибране будь-яке фіксоване значення $Y_{11}^* = a_{11}$, то цьому значенню на числовій осі відповідає тільки одна точка (апріорі також невідома) X_{01} .

Після проведення одного дослідів буде зареєстрована одна з трьох взаємно виключаючих подій:

$$X_{11} < X_{01}; \quad X_{11} = X_{01}; \quad X_{11} > X_{01}.$$

Припустимо, що $Y_{11}^* = F^*(X_{01}) = a_{11} = \text{const}$. Тоді похибка побудови ІЗР Δ_{11} визначиться після реєстрації результатів першого дослідів як

$$\Delta_{11} = |F(X_{11}) - F^*(X_{11})| = \begin{cases} a_{11} - Y & \text{за } X_{11} < X_{01}; \\ 0 & \text{за } X_{11} = X_{01}; \\ Y - a_{11} & \text{за } X_{11} > X_{01}. \end{cases} \quad (11)$$

Розглядаючи Δ_{11} як випадкову величину, отримаємо, що для всієї введеної до розгляду множини ІЗР математичне сподівання побудови ІЗР визначається з виразу:

$$M[\Delta_{11}] = \int_0^{a_{11}} (a_{11} - Y) q_{Y,11} dY + \int_{a_{11}}^1 (Y - a_{11}) q_{Y,11} dY = a_{11}^2 - a_{11} + 1/2. \quad (12)$$

Із (12) випливає, що $\min a_{11} M[\Delta_{11}]$ буде отриманий за $a_{11} = 1/2$ і не може бути меншим від 25 %. Найбільшого значення $M[\Delta_{11}]$ досягатиметься за $a_{11} = 0$ або за $a_{11} = 1$ і складе в цьому випадку 50 %.

Дисперсія похибки побудови ІЗР $\delta^2[\Delta_{11}]$ після реєстрації результатів першого дослідів визначається з виразу:

$$\delta^2[\Delta_{11}] = \int_0^1 (a_{11} - Y)^2 dY = a_{11}^2 - a_{11} + 1/3. \quad (13)$$

Із (13) випливає, що найменша величина дисперсії похибки побудови ІЗР буде отримана, якщо також вибрати $a_{11} = 1/2$, і вона складе у цьому випадку 1/12. Найбільшою дисперсія похибки побудови ІЗР буде, якщо вибрати $a_{11} = 0$ або $a_{11} = 1$, досягаючи у цих випадках 1/3.

Отже, якщо будь-який ІЗР до початку реєстрації дослідів рівномірний, то вже після першого дослідів гіпотеза стосовно того, що істинний ІЗР проходить через точку 1/2, мінімізує дисперсію похибки його побудови. Для найгірших гіпотез як математичне сподівання, так і середньо-квадратичне відхилення похибки побудови ІЗР перевершують мінімально можливі значення цих величин за $n = 1$ рівно в два рази.

Простори вірогідності й їх використання

Геометричне введення і розгляд функції $q_{Y,r,n}$ означає проведення статистичного аналізу не на площині $[X, F(X)]$, а в тривимірному декартовому просторі $[X; Y_{r,n}; q_{X,r,n}]$. У цьому просторі, який ми надалі називатимемо «ймовірним», можливі ІЗР заповнюють площину $[X; Y_{r,n}]$, а значення аплікати $q_{X,r,n}$ відображає міру кількості ІЗР, перетинаючих елемент $d_X d_{Y,r,n}$ площини $[X; Y_{r,n}]$.

До початку дослідів усі можливі ІЗР рівномірно щільно заповнюють смугу $-\infty < X < \infty; 0 \leq Y_{r,n} \leq 1$, тому значення $q_{0,0}$ приймається рівним одиниці. Після реєстрації результатів n дослідів або спостережень на основі теореми 1 неправомірна гіпотеза стосовно рівномірного заповнення ІЗР зазначеної смуги. Образно кажучи, тепер ІЗР сконцентроване так, що поверхня, яка огинає аплікати $q_{Y,r,n}$, утворює в просторі ймовірності тіло типу «гірський хребет», що проходить у напрямі від точки $[X; 0; a]$ до точки $[X_n; 1; n]$. Це тривимірне тіло надалі називатимемо «ймовіром».

Перетини ймовіра площинами, перпендикулярними осі X , називатимемо « X -перетинами», а площинами, перпендикулярними осі Y — « Y -перетинами». Площини, що створюють « X -перетини», проводяться через безліч точок, а їх форма визначається виразом (6). Площини, що створюють Y -перетини, проводяться через n рівних або довільних точок на відрізку $0 \leq Y_{r,n} \leq 1$ осі Y , а їх форма описується виразом (7). Важливо відзначити, що форма X -перетинів, як це впливає з виразу (6), залежить тільки від r і n . Форма Y -перетинів, у відповідності з виразом (7), визначаються не тільки r і n , але й положенням X_r серед множини зареєстрованих реалізацій випадкової змінної X .

На рис. 1 показано X -перетини ймовіра для випадку $n = 5$.

Виділимо в підставі r -го X -перетину дві довільні точки $Y_{r,n,1}$ і $Y_{r,n,2}$ за дотримання умови:

$$0 \leq Y_{r,n,1} \leq Y_{r,n,2} \leq 1. \quad (14)$$

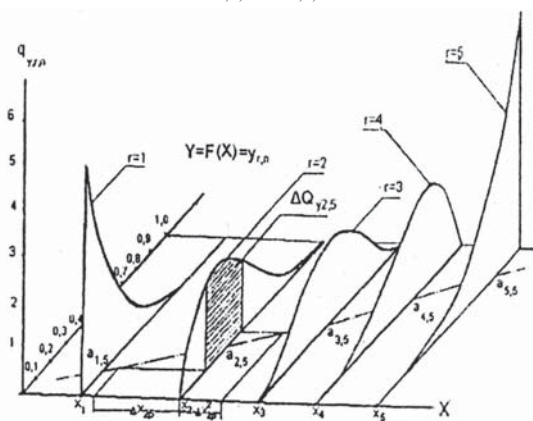


Рис. 1. X -перетини ймовіра
Fig. 1. The X -section of the probability

Різниця $\Delta Y_{r,n} = Y_{r,n,2} - Y_{r,n,1}$ називається, як відомо, довірочною ймовірністю. Залежно від величини $Y_{r,n,1}$, за фіксованого значення довірочної ймовірності $\Delta Y_{r,n}$, отримуватимемо різну міру $\Delta Q_{Y,r,n}$ кількості ІЗР, що перетинають відрізок $[Y_{r,n,1}; Y_{r,n,2}]$. Для випадку $n = 5$ і $r = 2$ один із можливих варіантів, показаних на рис. 1, заштрихований частиною другого X -перетину.

Називатимемо цей захід «достовірністю перетину ІЗР відрізка довірочної ймовірності» або, скорочено, «достовірністю ІЗР» і отримуємо з виразу:

$$\Delta Q_{Y,r,n} = Q_{Y,r,n,2} - Q_{Y,r,n,1}. \quad (15)$$

Із розгляду рис. 1 інтуїтивно очевидно, що r -й відрізок довірочної ймовірності повинен бути розташований поблизу максимуму r -го X -перетину. Аналітично оптимальне положення відрізка довірочної ймовірності $\Delta Y_{r,n}$ визначається теоремою 1:

Достовірність ІЗР $\Delta Q_{Y,r,n}$ без заданої довірочної ймовірності $\Delta Y_{r,n}$ приймає найбільше значення за дотримання такої умови:

$$\left(\frac{Y_{r,n,1} + \Delta Y_{r,n}}{Y_{r,n,1}} \right)^{r-1} = \left(\frac{1 - Y_{r,n,1}}{1 - Y_{r,n,1} - \Delta Y_{r,n}} \right)^{n-r}. \quad (16)$$

Можна показати, що умова (16) для будь-якого $\Delta Y_{r,n}$, якщо $0 \leq Y_{r,n} \leq 1$, дає однозначний розв'язок для $Y_{r,n,1}$.

Вирази (15) і (16) дають можливість відповідати на одне зі складних питань статистики — як вибрати і розташувати на площині $[X; F(X)]$ відрізки довірочної ймовірності, щоби результати аналізу, на основі використання цих відрізків, були б найбільш достовірні.

Досвід проведених досліджень свідчить, що за різних r відрізок довірочної ймовірності розташовується в загальному випадку несиметрично відносно до досліджуваного істинного ІЗР.

Форми Y -перетинів ймовіра, як це впливає із виразу (7), залежать від того, якому ІЗР підпорядковується досліджувана випадкова змінна X . Необхідно враховувати, що під час вивчення Y -перетинів простір ймовірності деформований, як це впливає із виразу (7), на величину множника $f(X, r, n)$. Цей множник виконує роль масштабу за віссю аплікати і нормувального множника, що забезпечує для кожного Y -перетину ймовіра рівність одиниці обмеженої під ним площі. Отже, для кожного ІЗР, тобто для кожної послідовності (1), необхідно досліджувати окремо побудований саме для цієї послідовності ймовір. Це істотно ускладнює дослідження Y -перетинів.

На рис. 2 показано Y -перетини для нормально-го закону розподілу, $f(X) = (1/\sqrt{2\pi}) e^{-(X-4)^2/2}$ за $\delta = 1$ для $n = 5$, а на рис. 3 — для експоненціального закону розподілу, за $\lambda = 1, 5$ і n також рівним 5.

За статистичною суттю Y -перетини ймовіра є не що інше, як частинна густина ймовірностей 1-го,

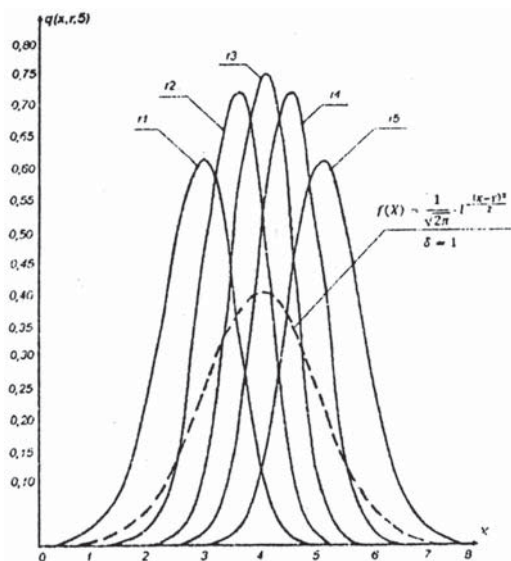


Рис. 2. Y-перетини ймовіра
Fig. 2. The Y-section of the probability

2-го, 3-го, ..., n-го випробування у серії із n випробувань, якщо проводиться необмежена кількість серій по n дослідів, і після кожної серії зареєстровані результати упорядковуються у послідовність (1). Інакше кажучи, Y-перетини є оптимальними «внесками» для методу внесків й їх модифікацій. Але із розгляду рис. 2 і 3 випливає, що для всіх ІЗР форми внеску, на жаль, приречені на невдачу. Оптимальні внески будуть різними не тільки для різних ІЗР, але і за одного і того ж ІЗР вони відрізнятимуться від різних r у серії з n дослідів, і ця відмінність, особливо для групи несиметричних ІЗР, як видно із рис. 3, буде дуже істотною.

Частинна густина ймовірності має самостійне практичне значення. Наприклад, видно, що правило обмеження 3-х сигм (δ) для нормального закону недостатне. Аналітично можна показати, що при цьому, виконуючи серії з 5 дослідів у середньому в кожній 30-й серії слід чекати виходу за межі 3-х δ-го інтервалу крайніх значень (r = 1 або r = n).

Інтуїтивно ясно, що для експоненціально-го ІЗР дисперсія значень першого і n-го дослідів у серії з n випробувань різні. У нашому випадку, як це видно із рис. 3, для кожного r-го дослідів у серії з n-дослідів можна обчислити, на основі виразу (7), математичне сподівання, дисперсію й інші характеристики, наприклад, для 4-го дослідів у серії з 5-ти дослідів. Можливе також розв'язання ряду інших практично важливих задач щодо помилок першого і другого роду, планів вибірки і послідовного аналізу, побудови оперативних характеристик й інших питань. Проте слабким місцем такого підходу завжди буде необхідність апріорного значення ІЗР.

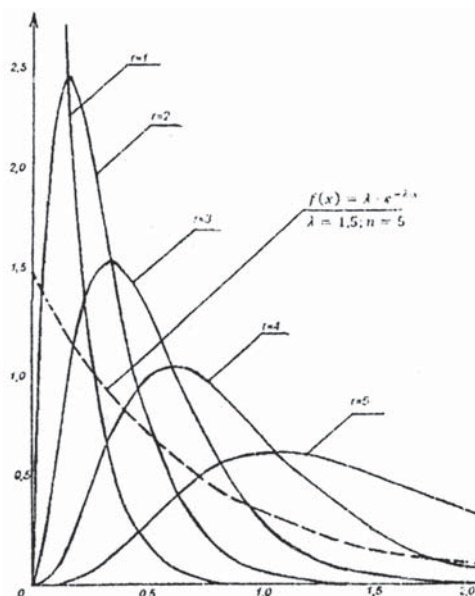


Рис. 3. Дисперсія для експоненціального ІЗР
Fig. 3. Dispersion for exponential IRR

Тому в загальному випадку, якщо вид ІЗР апріорі невідомий, спочатку необхідно досліджувати методи побудови найкращого в тому або іншому значенні ІЗР і лише після цього, побудувавши наближений ІЗР, починати дослідження функції частинних розподілів густини ймовірності.

Для відшукування оптимального ІЗР за Y-перетинами ймовіра не потрібне використання простору ймовірності. Замінімо в тривимірному просторі ймовірності вісь X на вісь Z, на якій ми відкладемо значення $Z = (r - 1) / (n - 1)$. Це означає, що послідовність чисел (1) замінюємо послідовністю чисел:

$$0; 1/(n-1); \dots; (r-1)/(n-1); \dots; 1. \quad (17)$$

Називатимемо отриманий тривимірний простір «квантільним простором». Точки ймовірнісного і квантільного простору взаємно однозначно відповідають один одному:

$$0; 1/(n-1); \dots; (r-1)/(n-1); \dots; 1 \quad (18)$$

$$X_{1,n}, X_{2,n}, \dots, X_{r,n}, \dots, X_{n,n}$$

У просторі квантилів $[Z, Y_{r,n}, q_{Y,r,n}]$ можна розв'язувати велику кількість різних задач. Одна з них полягає у відшукуванні зони існування ІЗР за заданої достовірності $\Delta Q_{a,r,n}$ для різних n.

Ідея розв'язання цієї задачі полягає у такому. Введемо до розгляду поверхню, створювальна якої є пряма, яка переміщується в просторі квантилів так, щоби вона завжди залишалася паралельною осі Y. Ця поверхня відсікає на ймовірі частину, що дорівнює заданій достовірності $\Delta Q_{a,r,n}$ за будь-якого допустимого значення змінної Z.

Можна аналітично показати, що така поверхня забезпечує виконання умови (16), і тому відмічена

частина ймовіра матиме найменшу можливу ширину в основі, тобто відрізки довірочної ймовірності за заданої достовірності будуть найменшими.

Спроекувавши лінію перетину ймовіра і перетинаючої поверхні на площину $[Z; Y_{r,n}]$, отримаємо верхню і нижню межі найменшої можливої зони, в якій сконцентровані із заданою достовірністю $\Delta Q_{Y,r,n}$ всі можливі ІЗР за різних n .

Результати розв'язання цієї задачі показано на рис. 4.

$$Y = F(X) = Y_{1,n}$$

На цьому рисунку пунктирною лінією показано пряму, на яку проєктуються за будь-якого n точки моди (точки максимуму густини ймовірності ІЗР). Природно назвати цю лінію «лінією найбільшої правдоподібності».

Верхню і нижню межі, що відділяють за кожного n сферу, в якій сконцентровано не менше $\Delta Q_{Y,r,n}$ різних ІЗР, за аналогією зі звичайно застосованою в таких випадках термінологією, називатимемо ізодарами (лініями рівної достовірності). На рис. 4 показано 90%-і ізодари для різних непарних n .

На рис. 4 видно, що верхня і нижня ізодари за мірою збільшення n безперервно наближаються з обох боків до лінії найбільшої правдоподібності, що і дало назву викладеному методу опрацювання статистичних даних — «метод стиснення області існування ІЗР», коротше — «метод стиснення ІЗР». Рис. 4 можна розглядати, як номограму для визначення верхньої $Y_{r,n,2}$ і нижньої $Y_{r,n,1}$ меж довірчого інтервалу $\Delta Y_{r,n}$, що забезпечує отримання заданої достовірності $\Delta Q_{Y,r,n}$ визначення істинного ІЗР.

Тонким пунктиром показано розв'язання цієї задачі для випадку $n = 11, r = 3 (Z = 0,2)$. Виявилось, що воно достатньо широке, $\Delta Y_{3,11} = (0,43 - 0,555)100 = 37,5 \%$.

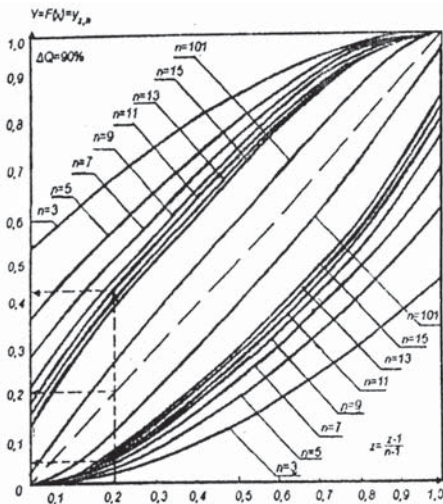


Рис. 4. Найменш можлива зона концентрації всіх можливих ІЗР із заданою достовірністю
Fig. 4. The least possible zone of concentration of all possible IARs with given confidence

Аналітичні розрахунки дають значення: $Y_{3,11,2} = 4,349 \times 10^{-1}$, $Y_{3,11,1} = 5,58 \times 10^{-2}$, звідки $\Delta Y_{3,11} = 37,9 \%$.

Механізм стиснення ІЗР такий, що тіло ймовіра за мірою збільшення n як би здавлюється, сплющується з двох сторін, і за необмеженого збільшення n ймовір вироджується у поверхню в просторі ймовірності й площину в просторі квантилів, а його X і Y -перетини — δ -функції. Лінія перетину отриманої поверхні з площиною $[X; F(X)]$ в просторі ймовірності дає істинне значення ІЗР, а з площиною $[Z; Y_{r,n}]$ в просторі квантилів — лінію найбільшої правдоподібності.

На цьому шляху можна отримати ще один доказ справедливості закону великих чисел і встановити ступінь наближення до істинного значення ІЗР за кожного конкретного значення n . Аналітичні вирази, що виводяться при цьому, достатньо громіздкі й тут не розглядаються.

Відзначимо тільки таке. Позначимо через ΔS_n частину площі, обмежену верхньою $Y_{Z,n,2}$ і нижньою $Y_{Z,n,1}$ ізодарами:

$$\Delta S_n = \int_0^1 (\varphi_{Z,n,2} - \varphi_{Z,n,1}) dZ. \quad (19)$$

Якщо прийняти за одиницю всю площу, на якій існують можливі ІЗР у просторі квантилів, то K_n , що визначається із виразу

$$K_n = 1 - \Delta S_n, \quad (20)$$

буде мірою концентрації ІЗР на площі ΔS_n за кожного конкретного значення n і заданого значення $\Delta Q_{Y,r,n}$. Тоді величина

$$U_n = Q_{Y,r,n} (1 - \Delta S_n) \quad (21)$$

може розглядатися як міра статистичної впевненості у тому, що, виконавши n дослідів, отримаємо ІЗР у межах ΔS_n із заданим значенням достовірності $\Delta Q_{Y,r,n}$.

Мінімізація математичного сподівання похибки побудови ІЗР

На основі припущень (3) і (4) вважатимемо, що похибка побудови ІЗР $\Delta_{Y,r,n}$ у кожному X -перетині ймовіра є випадковою подією і визначається як

$$\Delta_{Y,r,n} = \begin{cases} a_r - Y & \text{за } Y < Y_{a,r,n}; \\ 0 & \text{за } Y = Y_{a,r,n}; \\ Y - a_r & \text{за } Y > Y_{a,r,n}; \end{cases} \quad (22)$$

де $Y_{a,r,n}$ — ордината перетину основи r -го X -перетину ймовіра у фіксованій точці a_r .

Тоді математичне сподівання похибки побудови ІЗР $M[\Delta_{a,r,n}]$ визначається як

$$M[\Delta_{a,r,n}] = \int_0^{a_r} (a_r - Y) q_{Y,r,n} dY + \int_{a_r}^1 (Y - a_r) q_{Y,r,n} dY. \quad (23)$$

Розкриваючи і перетворюючи (23), доведемо, що справедлива теорема:

Математичне сподівання похибки побудови ІЗР для будь-якого r за заданого a_r і фіксованого n

однозначно визначається із виразу:

$$M[\Delta_{a,r,n}] = \left[a_r - \frac{r}{n+1} \right] [2Q_{a,r,n} - 1] + \frac{2a_r(1-a_r)}{n+1} q_{a,r,n} \quad (23a)$$

і приймає мінімальне значення за дотримання умови

$$Q_{a,r,n} = 1/2. \quad (24)$$

На основі цієї теореми, підставивши (24) в (23a) і позначивши a_r , задовільняючи умову (24), через a_{0r} (точку медіани в основі r -го X -перетину ймовіра) отримаємо, що мінімально можливе значення $M[\Delta_{a,r,n}]$ за даного r і фіксованого n визначається як

$$M[\Delta_{a,r,n}] = \min_{a_r} M[\Delta_{a,r,n}] = \frac{2a_{0r}(1-a_{0r})}{n+1} q_{a,r,n}. \quad (25)$$

Дослідження виразу (25) свідчить, що $M[\Delta_{r,n}]$ змінюється за фіксованого n залежно від значення r , тобто за переміщення вздовж числової осі в інтервалі реєстрації значень r випадкової змінної X , і має найменше значення на кінцях інтервалу реєстрації, тобто за $r = 1$ або $r = n$.

Це найменше значення $M[\Delta_{r,n}]$ визначається із виразу:

$$M[\Delta_{1,n}] = M[\Delta_{n,n}] = \min_r \min_{a_r} M[\Delta_{a,r,n}] = \frac{n}{n+1} \left(1 - 2^{-\frac{1}{n}} \right). \quad (26)$$

Із (25) випливає, що математичне сподівання мінімальної похибки ІЗР досягається за фіксованого непарного найбільшого значення за $r = (n+1)/2$:

$$M\left[\Delta_{\frac{n+1}{2},n}\right] = \max_r \min_{a_r} M[\Delta_{a,r,n}] = \frac{n!}{2^{n+1} \left(\frac{n+1}{2}\right)! \left(\frac{n+1}{2}\right)!}. \quad (27)$$

За $1 \leq r < ((n+1)/2)$ і $((n+1)/2) < r \leq n$ значення математичного сподівання мінімально можливої похибки побудови ІЗР приймають проміжне значення між величинами, визначеними для кожного n за (26) і (27).

Вираз (27) може бути представлено як рекурентну формулу:

$$M\left[\Delta_{\frac{n+1}{2},n}\right] = \frac{n}{n+1} M\left[\Delta_{\frac{n-1}{2},n-2}\right] \quad (28)$$

або, на основі формули Стірлінга, з поправкою для найкращого наближення до істинного значення за малих n :

$$M\left[\Delta_{\frac{n+1}{2},n}\right] \cong \frac{n}{n+0,6} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{1}{\sqrt{n}}. \quad (29)$$

Порівняння результатів розрахунків $M\left[\Delta_{\frac{n+1}{2},n}\right]$ за формулою (29) з точними значеннями, розрахованими за (27) або (28), показують, що отримане за (29) значення $M\left[\Delta_{\frac{n+1}{2},n}\right]$ перевищує істинне

на 2,4 % за $n = 3$, і це відносно перевищення монотонно убуває за мірою зростання n . Звідси випливає, що для досягнення заданого значення M_3 математичного сподівання похибки побудови ІЗР необхідно зареєструвати результати не менше, ніж n_T дослідів

$$n_T \geq (1/2\pi) \left(M_3^2 \right)^{-1}. \quad (30)$$

Із (30) виходить, що оцінка кількості дослідів, необхідних для досягнення заданої статистичної похибки побудови ІЗР, виходячи із нерівності П.Л. Чебишева, завищена майже у 6 разів. Інакше кажучи, для досягнення математичного сподівання похибки побудови ІЗР в 10 % необхідно не 100, а не більш 16 дослідів.

Уведемо до розгляду різницю K між значеннями найменшої похибки побудови ІЗР у середині інтервалу реєстрації ($r = (n+1)/2$) і на краю інтервалу ($r = 1$ або $r = n$) для непарного n :

$$K_n = \frac{n}{n+0,6} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{1}{\sqrt{n}} - \frac{n}{n+1} \left(1 - 2^{-1/n} \right). \quad (31)$$

K_n досягає єдиного максимуму за цілочисельного значення $a_{y,r,1} \approx 11$.

Отже, весь діапазон зміни числа $n, n = \{1, 2, \dots\}$ розбивається на два піддіапазони. За $1 \leq n < 11$ різниця математичної похибки побудови ІЗР на краю і у середині інтервалу реєстрації значень змінної X зростає за мірою збільшення n . За $n > 11$ ця різниця монотонно убуває. Це означає, що набута об'єктивно наявна ознака виділення області значень n , яке можна вважати малим.

На рис. 5 подано відповідні залежності $M[\Delta_{r,n}]$ від n . Крива 1 показує зміни мінімально можливого математичного сподівання похибки побудови ІЗР у середині інтервалу реєстрації, обчислені за формулою (28); 2 — ті ж значення, обчислені за формулою (29); 3 — значення $M[\Delta_{1,n}] = M[\Delta_{r,n}]$ за формулою (26); 4 — значення $M[\Delta_{2,n}] = M[\Delta_{n-1,n}]$ за $r = 2$ і $r = n - 1$ для непарних n , обчислені за формулою (25); 5 — значення K_n за формулою (31). Рис. 5 може слугувати номограмою для визначення необхідного числа випробувань n_T , що забезпечують досягнення заданого значення M_3 математичного сподівання похибки побудови ІЗР. На рис. 5 показано, що за вимоги отримати математичну похибку побудови ІЗР у середині інтервалу в 10 %, необхідно провести і зареєструвати результати не менше 14 дослідів. При цьому на кінцях інтервалу реєстрації значень випадкової змінної X буде досягнуто математичне сподівання похибки побудови ІЗР не більше за 4,6 %.

Мінімізація середньоквадратичного відхилення похибки побудови ІЗР

За аналогією з розглядом, проведеним вище, отримаємо, що у будь-якому r -му X -перетині ймовіра

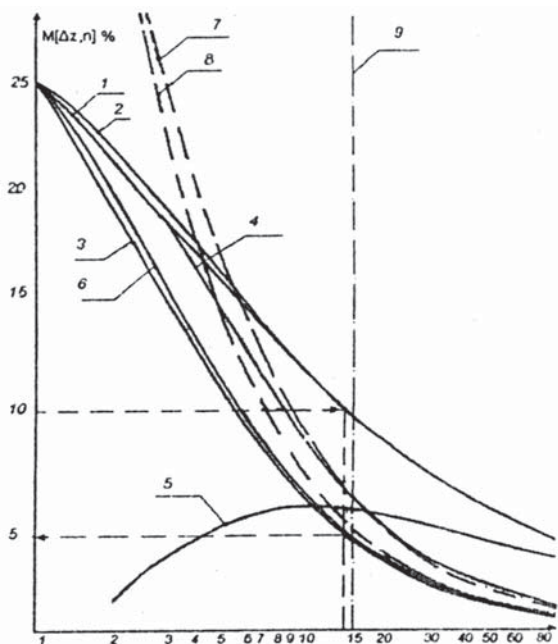


Рис. 5. Математичне сподівання похибки побудови ІЗР
Fig. 5. Mathematical expectation of the error of constructing the IRA

дисперсія похибки побудови ІЗР після реєстрації результатів n дослідів визначається як

$$\delta^2 [\Delta_{a,r,n}] = \int_0^1 (a_r - Y)^2 q_{Y,r,n} dY. \quad (32)$$

Розкриваючи (32) і проаналізувавши отриманий вираз, доведемо справедливості теореми.

Дисперсія похибки побудови ІЗР у r -му X -перетині ймовіра за певного n визначається виразом:

$$\delta^2 [\Delta_{a,r,n}] = [a_r - \frac{r}{n+1}]^2 + \frac{r(n-r+1)}{(n+1)^2(n+2)} \quad (33)$$

і приймає мінімальне значення за умови

$$a_{r,0} = r/n+1. \quad (34)$$

Підставляючи (34) у (33) отримуємо, що мінімально можлива за фіксованого n середньоквадратична похибка побудови ІЗР $\delta_{r,n}$ визначиться як:

$$\delta_{r,n} = \min_{a_r} \delta [\Delta_{a,r,n}] = \frac{1}{n+1} \sqrt{\frac{r(n-r+1)}{n+2}}. \quad (35)$$

Із порівняння (35) і (25) очевидно, що обчислення мінімально можливої середньоквадратичної похибки побудови ІЗР набагато простіше від обчислення математичного сподівання цієї похибки. Із (35) виходить, що найбільше значення середньоквадратичної мінімально можливої похибки побудови ІЗР за фіксованого непарного n буде досягнуто у середині інтервалу реєстрації змінної X за $r = (n + 1)/2$:

$$\delta_{\frac{n+1}{2},n} = \max_r \min_{a_r} \delta [\Delta_{a,r,n}] = 1/2 \sqrt{1/(n+2)}, \quad (36)$$

а найменше — за $r = 1$ і $r = n$:

$$\delta_{1,n} = \delta_{r,n} = \min_r \max_{a_r} \delta [\Delta_{a,r,n}] = (1/(n+1)) \sqrt{n/(n+2)}. \quad (37)$$

Середнє значення мінімально можливого значення середньоквадратичної похибки побудови ІЗР за фіксованого n на всьому інтервалі реєстрації змінної X визначиться із

$$\delta = (1/n) \sum_{r=1}^n \delta_{r,n} = \sqrt{1/6(n+1)} \quad (38)$$

(зсув оцінки не враховано).

На основі (36) для отримання заданої середньоквадратичної похибки побудови ІЗР δ_3 вимагається зареєструвати результати не менше, ніж n_T дослідів:

$$n_T \geq (1 - 8\delta_3^2) / 4\delta_3^2. \quad (39)$$

За $\delta_3 = 10\%$ вимагається зареєструвати результати не менше, ніж 23 досліди, тобто у 4,35 рази менше, ніж це впливає із нерівності Чебишева. При цьому буде досягнуто значення математичного сподівання похибки побудови ІЗР менше, ніж δ_3 . У нашому випадку, на основі (28), буде досягнуто математичне сподівання похибки побудови ІЗР у середині інтервалу $M[\Delta_{12,23}] = 8,06\%$ і на краях інтервалу

$$M[\Delta_{1,23}] = M[\Delta_{23,23}] = 2,84\%.$$

Уведемо до розгляду різницю $K_{n,\delta}$ між найбільшим і найменшим значеннями мінімально можливої середньоквадратичної похибки побудови ІЗР:

$$K_{n,\delta} = (1/2) \sqrt{1/(n+2)} - (1/(n+1)) \sqrt{n/(n+2)}. \quad (40)$$

$K_{n,\delta}$ має єдиний максимум, цілочислене значення якого досягається за реєстрації $n_{Mr2} = 14$ дослідів. Отже, зона малих значень $1 \leq n_{Mr2} \leq 15$ за мінімізації середньоквадратичної похибки включає зону малих значень n за мінімізації похибки побудови ІЗР за її математичного сподівання ($1 \leq n_{Mr1} \leq 11$).

На рис. 5 і 6 зона малих значень n міститься зліва від прямої 9. На рис. 6 показано зміни найменшої,

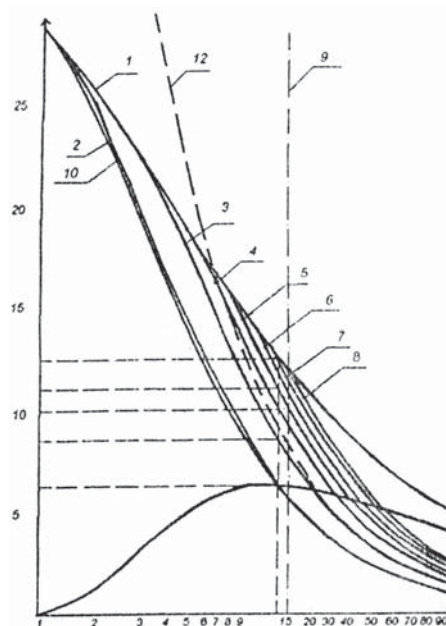


Рис. 6. Середньоквадратична похибка побудови ІЗР
Fig. 6. Mean-square error of constructing IAR

що досягається, середньоквадратичної похибки побудови ІЗР залежно від n , яка може бути досягнута.

Крива 1 показує цю зміну для непарних n за $r = (n+1)/2$. Криві 2—8 — значення $\delta[\Delta_{r,n}]$ залежно від n на кінцях інтервалу за значень $r = \{1, 2, \dots, 7\}$ або за значень $r = \{n; (n-1); (n-2); \dots; (n-6)\}$.

Рис. 6 також може слугувати номограмою. Пунктиром показано розміщення середньоквадратичної похибки побудови ІЗР, що гранично досягається, за $n = 4$ для $r = 1$ і $r = 14$:

$$\left(\delta[\Delta_{1,14}] = \delta[\Delta_{14,14}] \cong 6,24\%\right);$$

$$\text{за } r = 2 \text{ і } r = 13 \left(\delta[\Delta_{2,14}] = \delta[\Delta_{13,14}] \cong 8,5\%\right);$$

$$\text{за } r = 3 \text{ і } r = 12 \left(\delta[\Delta_{3,14}] = \delta[\Delta_{12,14}] \cong 10,6\%\right);$$

$$\text{за } r = 4 \text{ і } r = 10 \left(\delta[\Delta_{4,14}] = \delta[\Delta_{10,14}] \cong 11,05\%\right);$$

$$\text{за } r = 7 \left(\delta[\Delta_{r,14}] \cong 12,5\%\right).$$

ВИСНОВКИ

1. Наявні методи статистичного аналізу даних реєстрації малого числа спостережень або випробувань призводять до необхідності організації невідправданого великого числа дослідів. У разі неможливості проведення необхідної кількості дослідів результати аналізу-недостатньо достовірні.

2. В описаній методиці стиснення області існування ІЗР до розгляду апіорі вводиться вся мно-

жина можливих ІЗР. Це переводить аналіз із двовимірного у тривимірний простір ймовірності внаслідок уведення таких нових понять, як густина ймовірності ІЗР, ймовір як модель сукупності ІЗР, що змінюється після реєстрації результатів кожного подальшого дослідів, перетини ймовіра і деякі інші.

3. Аналіз X -перетинів ймовіра дозволив отримати розрахункові формули для обчислення математичного сподівання і дисперсії похибки побудови ІЗР. Формули приведені до виду, зручного для використання в інженерній практиці, і на їх основі побудовано номограми, що дозволяють приблизно розв'язувати велику кількість практично важливих задач. Отримана оцінка $a_r = r/(n+1)$ є незміщеною, спроможною і ефективною.

4. Проведений аналіз дозволив виявити об'єктивно наявну сферу малого числа випробувань і уточнити кількість випробувань, необхідну для отримання необхідного результату. Виявилось, що порівняно з оцінками, які отримуються із нерівності П.Л. Чебишева, необхідне число випробувань можна зменшити в 2 рази і не менше, ніж у 4 рази за аналізу дисперсії похибки побудови ІЗР.

5. На основі отриманих результатів уведено нові критерії збіжності, які починають працювати від $n = 3$. Використання цих критеріїв дозволяє розв'язувати простіше багато наявних задач, зокрема під час проведення сертифікаційних випробувань складних технічних виробів, та сформулювати і розв'язувати ряд нових задач.

СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ / REFERENCES

- Аганов А.С. Непараметрическая оценка функции надежности по прогрессивно цензурированным выборочным данным / А.С. Аганов. — Л.: ЛДНТП (Aganov A.S. Non-parametric scene of reliability function on progressively censored sample data / A.S. Aganov — L.: LDSTP), 1974.
- Агеев В.В. Анализ оценок функции распределения по случайно цензурированной выборке / В.В. Агеев, Ю.Н. Благовещенский. — Л.: ЛДНТП (Ageev V.V. Analysis of estimates of the distribution function for a randomly censored sample / V.V. Ageev, Yu.N. Blagoveshchensky — L.: LDSTP), 1974.
- Барина Л.Н. Метод стягивания окна в прикладной статистике и построение гистограмм при малом числе наблюдений / Л.Н. Барина, С.Ф. Колодяжный, Д.М. Калинин. — Л.: ЛДНТП (Barinova L.N. The method of contraction of the window in applied statistics and the construction of histograms with a small number of observations / L.N. Barinova, S.F. Kolodyazhny, D.M. Kalinin — L.: LDSTP), 1974.
- Березин О.П. Определение законов распределения малых выборок методом прямоугольных вкладов / О.П. Березин. — Л.: НТО Судпром (Berezin O.P. Determination of the laws of distribution of small samples by the method of rectangular deposits / O.P. Berezin — L.: NTO Sudprom), 1965.
- Баталова З.Г. О точности методов оценок долговечности изделий по усеченным выборкам / З.Г. Баталова, Ю.П. Благовещенский // Вестник машиностроения (Batalova Z.G. On the accuracy of methods for estimating the durability of products by truncated samples / Z.G. Batalova, Yu.P. Blagoveshchensky // Mechanical Engineering Bulletin). — 1978. — №12.
- Браунли К.А. Статистическая теория и методология в науке и технике / К.А. Браунли. — М.: Наука (Brownley K.A. Statistical theory and methodology in science and technology / K.A. Brownley. — M.: Science), 1977.
- Большев Л.Н. Таблицы математической статистики, 3-е изд. / Л.Н. Большев, Н.В. Смирнов. — М. (Bolshov L.N. Tables of mathematical statistics, 3-e ed. / L.N. Bol'shev, N.V. Smirnov. — M.), 1968.
- Берзтисс А.Т. Структура данных / А.Т. Берзтисс. — М.: Статистика (Berztsiss A.T. Data Structure / A.T. Berztsiss. — M.: Statistics), 1974.
- Банник В.Н. Теория распознавания образов (Статистические проблемы обучения) / В.Н. Банник, А.Я. Червоник. — М.: Наука (Bannik V.N. Pattern Recognition Theory (Statistical Learning Problems) / V.N. Bannik, A.Ya. Chervoniks. — M.: Science), 1973.
- Девис М.Х. Линейное оценивание и стохастическое управление: пер. с англ. М.В. Бунашова, под. ред. А.И. Ширяева / М.Х. Девис. — М.: Наука (Devis M.Kh. Linear estimation and stochastic control: Per. from English Mv Burnashev, under. Ed.) A.I. Shiryayeva / M.Kh. Devis. — M.: Science), 1984. — 205 с/р.
- Флеминг У. Оптимальное управление детерминированными и стохастическими системами: пер. с англ. М.Г. Бутрим, под. ред. А.И. Ширяева / У. Флеминг, Р. Ришел. — М.: Мир (Fleming U. Optimal control of deterministic and stochastic systems: Per. from English M.G. Butrim, under. ed. A.I. Shiryayeva / U. Fleming, R. Richel. — M.: Mir), 1978.
- Четыркин Е.М. Вероятность и статистика. Е.М. Четыркин, И.Л. Калихман — М.: Финансы и статистика (Chetyrkin E.M. Probability and Statistics E.M. Chetyrkin, I.L. Kalikhman — Moscow: Finance and Statistics), 1982. — 329 с/р.
- Бабак В.П. Теория ймовірності, випадкові процеси та математична статистика: підр. для студентів вищ. навч. закл. / В.П. Бабак та ін. — К: Техніка (Babak V.P. Probability Theory, Random Processes and Mathematical Statistics: Sub. for college students. teach shut up / V.P. Babak et al. — K: Technique), 2004. — 288 с/р.
- Мінаков А.О. Статистична радіофізика: підр. для студентів вищ. навч. закл. / А.О. Мінаков, О.Ф. Турнов. — Х.: Факт (Minakov A.O. Statistical radio physics: sub. for college students. teach shut up / A.O. Minakov, O.F. Turnov. — X.: Fact), 2003. — 528 с/р.
- Сеньо П.С. Теория ймовірності та математична статистика: підр. для студентів вищ. навч. закл. / П.С. Сеньо. — К: Центр навч. літератури (Seno P.S. Probability Theory and Mathematical Statistics: Sub. for college students. teach shut up / P.S. Seno — K: Center of teaching, literature), 2004. — 448 с/р.
- Черняк О.І. Теория ймовірності та математична статистика. Збірник задач для студентів економічних спеціальностей. ВНЗів / О.І. Черняк та ін. — К.: Знання (Chernyak O.I. Probability Theory and Mathematical Statistics. Collection of tasks for students of economic specialties. Higher Educational Institutions / O.I. Chernyak and others. — K.: Knowledge), 2002. — 200 с/р.

Отримано / received: 12.05.2019.

Стаття рекомендована до публікації д.т.н., проф. А.М. Должанським (Україна).
Prof. A.M. Dolzhanskyi, D. Sc. (Techn.), Ukraine, recommended this article to be published.

DOI: 10.33955/2307-2180(3)2019.55-60

УДК 53.082.8

ВИЗНАЧЕННЯ ВМІСТУ АЗОТУ В ШЛАКАХ СИСТЕМИ $\text{CaO} - \text{Al}_2\text{O}_3$ МЕТОДОМ К'ЄЛЬДАЛЯ

Determination of Nitrogen Content in the Slags of $\text{CaO} - \text{Al}_2\text{O}_3$ System by Kjeldahl Method



Р. Козін, науковий співробітник,
Л. Кузнєцова, провідний інженер,
Н. Гуляницька, провідний інженер,
І. Моссоковська, кандидат технічних наук,
старший науковий співробітник,
Інститут електрозварювання ім. Є.О.Патона
Національної Академії Наук України, Київ, Україна
e-mail: kozinrv@gmail.com

R. Kozin, researcher,
L. Kuznetsova, senior engineer,
N. Hulyanytska, senior engineer,
I. Mossokovska, candidate of technical science,
senior researcher,
Institute of Electric Welding Ye.O.Patona
National Academy of Sciences of Ukraine, Kiev, Ukraine
e-mail: kozinrv@gmail.com

Представлено літературний огляд методів визначення азоту в сталях. Випробувано методику аналізу азоту в шлаках системи $\text{CaO} - \text{Al}_2\text{O}_3$ методом К'єльдаля. Отримано результати аналізу шлакових композицій системи $\text{CaO} - \text{Al}_2\text{O}_3$, які дозволяють зробити висновок щодо можливості використання методу К'єльдаля (визначення азоту в сталях) для визначення азоту в шлаках. Таку методику й установку можна рекомендувати для використання металургами і зварювальниками як надійний, простий і дешевий метод аналізу азоту в металах і шлаках.

Due to the expansion of the nomenclature of steel grades in the industry and the development of new special alloys with increased strength and corrosion-resistant properties, both in the metallurgical industry and in welding, researchers are very interested in the dissolution of nitrogen in metals and slag.

Gas permeability of slag is one of the reasons for the appearance of gases in both the base metal and the weld metal. It is determined by two properties: solubility and mass transfer of gases in slag. In ad-

dition, in real conditions, the process of dissolving gases in slag is influenced by the transmission of gases by convection and the initial content of gases in the slag. The transfer of gases to the metal through slag is observed mainly in electroslag processes and welding under flux when there is no direct contact of molten metal with a gas phase.

To evaluate the nitrogen permeability of the slag and the mechanism of nitrogen solubility in the high alloys it is necessary to have a reliable, highly sensitive and economical method of gas analysis of nitrogen in metals and slags.

A review of nitrogen determination methods in steels is presented. The method of analysis of nitrogen in slags of the $\text{CaO} - \text{Al}_2\text{O}_3$ system by the Kjeldahl method was tested. The results of the analysis of slag compositions of the $\text{CaO} - \text{Al}_2\text{O}_3$ system allowed us to conclude that it is possible to use the Kjeldahl method (determination of nitrogen content in steels) for the determination of nitrogen content in slags. This technique and installation can be recommended for use by metallurgists and welders as a reliable, simple and inexpensive method for nitrogen content analysis in metals and slags.

Ключові слова: азот, шлак, метал, метод К'єльдаля.
Keywords: nitrogen, slag, metal, Kjeldahl method.

У металургії й у процесах зварювання великий інтерес представляє розчинення азоту в шлаках і металах. Газопроникність шлаку — одна з причин появи газів у металі, а також і у металі зварної ванни. Вона визначається двома властивостями: розчинністю і масопереносом газу в шлаку. Окрім того, за реальних умов на процес розчинення газу в шлаку впливає передавання газу конвекцією і початковий вміст газів у шлаку. Передавання газів у метал через шлак спостерігається переважно за електрошлакових процесів і зварювання під флюсом, коли немає безпосереднього контакту розплавленого металу з газовою фазою.

Для оцінки азотопроникності шлаків і механізму процесів взаємодії розчинності азоту в складнолегованих сплавах необхідно мати надійний, високочутливий і економічний метод газового аналізу азоту в металах і шлаках.

МЕТОДИ ВИЗНАЧЕННЯ АЗОТУ

Для визначення азоту в матеріалах застосовується комплекс сучасних методів: хімічні, активаційні, спектральні, високотемпературна екстракція тощо [1].

Спектральні методи прості у виконанні. Однак вони потребують використання вакуумних спектрометрів,

спеціалізованих джерел збудження спектрів, якісних еталонів.

Методи емісійної спектроскопії здійснюються трьома способами:

- повного виділення газу з металу і подальшого їх спектрального аналізу (визначення кисню та азоту). Точність такого методу $n \cdot 10^{-3}$ мас. %. Основні похибки зумовлені недосконалістю умов виділення газів зі зразка;
- спектрального закінчення методу ізотопного розбавлення;
- екстракції газів з металів з одночасним збудженням їх спектрів (наприклад, локального і пошарового аналізу) [1].

Мас-спектральні методи, так само як у спектральному аналізі, для визначення газотворювальних домішок застосовуються у трьох варіантах:

- після попередньої вакуумної екстракції для остаточного визначення;
- для вимірювання ізотопних відношень у газовій фазі під час аналізу методом ізотопного розбавлення;
- використання іскрової мас-спектрометрії у варіанті об'єднання процесу екстракції з іонізацією та подальшим визначенням домішки.

Іскрова мас-спектрометрія дозволяє визначати азот із чутливістю $n \cdot 10^{-4}$ мас.%. Труднощі під час використання цього методу зумовлені поверхневими забрудненнями зразка залишковими газами у вакуумній системі, недостатньо високими коефіцієнтами іонізації азоту порівняно з іншими домішками, перебиванням аналітичних ліній азоту лініями багатозарядних іонів тощо.

Особливо перспективним є використання мас-спектрального методу за локального аналізу, аналізу мікрооб'ємів зразка, ізотопного аналізу.

Для надійного визначення мікродомішок азоту необхідна стабілізація параметрів іскрового джерела [1].

Активційні методи високочутливі (до $(n \cdot 10^{-3} — n \cdot 10^{-5})$ %) і селективні. Ще одна їх перевага — можливість аналізу без руйнування зразка. Зняття поверхневого шару після опромінення проби дозволяє виключити вплив поверхневих забруднень на результати аналізу. У цих методах для активації використовують заряджені частинки, швидкі нейтрони та γ -кванти [1].

У процесі нейтронно-активаційного визначення слідів вмісту азоту в більшості матеріалів за реакцією $^{14}\text{N}(n, 2n)^{13}\text{N}$ ($T_{1/2} = 10$ хв) необхідне радіохімічне виділення ^{13}N , що ускладнює і подовжує хід аналізу. Окрім того, необхідне достатньо тривале опромінення для визначення азоту з високою чутливістю.

Вакуум-плавлення — один із сучасних простих і універсальних методів визначення азоту в металах. Інакше його називають методом високотемпературної вакуумної екстракції, відновлювальним плавленням у вакуумі або дифузійною екстракцією.

Методи вакуумної екстракції не відрізняються від методів екстракції в атмосфері інертного газу-носія, але дозволяють визначати елементи з підвищеною чутливістю (до $n \cdot 10^{-4}$ мас.%). Ці методи засновані на повному виділенні домішки зі зразка у виді газу з подальшою ідентифікацією і виміром кількості елемента, що визначається [1].

Високотемпературна вакуумна екстракція азоту в нейтральному середовищі (без окислювача і відновника) у безвуглецевому нікелевому розплаві (з мас-спектральним закінченням) дозволяє визначати азот з чутливістю $(1 \div 2) \cdot 10^{-4}$ мас. %. Тоді як метод відновного плавлення характеризується чутливістю $(10^{-2} — 10^{-4})$ мас. %.

Комбіновані методи, що поєднують вакуумну екстракцію з нейтронно-активаційним визначенням, дозволяють визначати у газовій фазі (це їх перевага) азот з чутливістю $(1—10^{-5})$ мас. % шляхом вимірювання активності виділеного радіоактивного ізотопу (після опромінення зразка γ -квантами і травлення поверхні).

Можливе поєднання радіоактиваційного методу з плавленням (імпульсне нагрівання) в інертній атмосфері.

Основні джерела помилок методу вакуумної екстракції зумовлені неповним вилученням азоту; поглинанням газу, що виділяється; поверхневими забрудненнями; коливаннями поправки холостої проби тощо.

Метод ізотопного розбавлення. До зразка додають точно вимірену кількість стабільного ізотопу ^{15}N , проводять операції, що забезпечують повноту ізотопного обміну, виділяють фракцію азоту і вимірюють її ізотопний склад, а потім, за цими даними, розраховують початковий вміст домішки.

Ізотопний обмін може протікати між індикатором, який перебуває у газовій фазі, й газовими домішками розплавленої проби. Після встановлення рівноваги газ аналізують на мас-спектрометрії.

Недоліком методу ізотопного розбавлення є його тривалість, складність, великий вплив поверхневих забруднень на результати аналізу під час визначення малих концентрацій азоту [1].

Хімічні методи визначення азоту на сьогодні є найбільш поширеними. До них відносяться, перш за все, різні модифікації методу К'ельдаля [2, 1] з титриметричним, кондуктометричним або фотометричним (в основному, з реактивом Несслера) закінченням.

Хімічні методи визначення азоту засновані на принципі Буссінго, який ще у 1850 році запропонував метод, що полягає у кількісному витісненні азоту (аміаку) із амонійних сполук за дії надлишку їдких лугів. Іноді застосовуються з цією метою гідроксиди кальцію і магнію. У подальшому було розроблено цілий ряд варіантів цього методу. Сюди відносяться всім добре відомий метод К'ельдаля — розчинення наважки в сірчаній кислоті та метод Вуста і Дура — розчинення у соляній кислоті та багато інших [2].

Методи розкладання можна розподілити на дві групи: кислотного розкладання і виділення азоту із розплавів за високих температур. Перша група методів за технікою виконання більш проста і не вимагає апаратного оформлення, але межа чутливості виявлення азоту при цьому залежна від чистоти (за азотом) реактивів, що використовуються, та навколишнього середовища. Друга група методів розкладання аналізованого зразка найчастіше використовується перед такимим високочутливими інструментальними методами визначення: мас-спектрометрії, газохроматографії тощо.

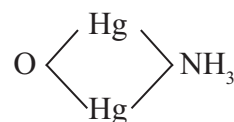
Мокрий спосіб розкладання характеризується переведенням азоту в амонійну сіль. Для цього зазвичай застосовується розчинення наважки у кислотах. Найчастіше використовують сірчану або соляну кислоти, рідше хлорну кислоту. При цьому азот, що міститься в шлаках, переважно у зв'язаному виді (у формі нітридів), а також азот, присутній у формі твердого розчину, виділяються в атомарному стані й, реагуючи з аніоном кислоти, утворюють відповідну амонійну сіль. Азот, присутній в інших формах (наприклад, азот, адсорбований на поверхні, або той, що перебуває в порах) амонійних солей не утворює і, отже, цим методом не визначається.

На етапі дистиляції одним із найбільш відповідальних моментів є операція розчинення наважки. У ЦНДІЧМ (Центральному науково-дослідному інституті чорної металургії) розроблено спосіб розчинення сталей, багатьох феросплавів та інших продуктів металургійного виробництва в одній колбі, без застосування фільтрування та прокалювання нерозчинної частини.

Основним недоліком методу безпосередньої дистиляції є тривалість операції, пов'язаної з труднощами повного витіснення залишкових кількостей азоту. Застосування аспірації підвищило вилучення азоту з реакційної суміші, а також титрування у цьому випадку є прямим. Воно проводиться під час дистиляції і припиняється, як тільки забарвлення індикатора у поглиначі стане постійним, тобто дистиляція буде закінчена [4].

Застосування змішаного індикатора Таширо (складається із суміші рівних обсягів 0,2 % спиртового розчину метилроту і 0,1 % розчину метіленблауну), має ряд переваг для визначення кінцевої точки титрування. Зберігаючи високу чутливість метилроту, змішаний індикатор дає можливість більш точно і зручно визначити еквівалентну точку титрування. Оператор визначає не зміну відтінків (від рожевого до жовтого), а зміну забарвлення (від перманганаточервоного до зеленого). Це має особливе значення під час роботи в приміщенні зі штучним освітленням [2].

Колориметричний метод визначення азоту. Найбільшого поширення для кількісного колориметричного визначення азоту отримав достатньо чутливий метод Неслера (1856 г.). Аміак утворює з реактивом Неслера сполуку жовтого кольору.



Реакція може бути використана для визначення лише малих концентрацій азоту, оскільки за високих концентрацій відбувається їх флокуляція, тобто, забарвлена колоїдна речовина коагулює (ущільнюється), що супроводжується випадінням пластівчастого осаду [2].

Основним джерелом надходження азоту в метал під час зварювання і рафінуючих переплавах є повітря. Однак за звичайних умов шлак практично непроникний для азоту повітря [3—5]. Сорбційна здатність шлаку відносно до азоту стає істотною лише у сильно відновлювальному середовищі. Так, для шлаку, що містить 44 % масової долі CaO і 56 % масової долі Al₂O₃, (найбільш легкоплавка частина діаграми з евтектикою за температури 1658 К) [6], поглинання азоту можливе лише за парціального тиску кисню $p_{\text{O}_2} < 1 \cdot 10^{-8}$ Па [7], яке реалізується в процесі розкислення шлаку вуглецем, алюмінієм й іншими елементами, що характеризуються більшою спорідненістю з киснем. Наприклад, для створення необхідних відновлювальних умов у шлак, що містить 50 % масової долі Al₂O₃, потрібно ввести 0,01 % масової долі алюмінію, а в шлак, що містить 10 % масової долі SiO₂, — понад 0,5 % кремнію. Це спостерігається під час виплавки деяких феросплавів. Різко відновлювальні умови можуть спостерігатися під час зварювання і рафінувальних переплавах хімічно активних металів, наприклад титану і його сплавів.

За присутності графіту азот і вуглець у шлаках системи CaO — Al₂O₃ розчиняються через стадію хімічної взаємодії (хімічне розчинення), утворюючи

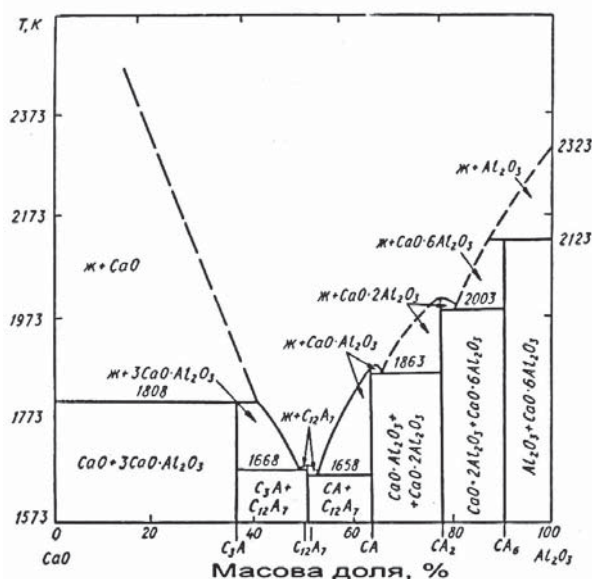


Рис. 1. Діаграма стану систем Al_2O_3 — CaO (умовні позначення А — Al_2O_3 , С — CaO , C_3A — $3CaO \cdot Al_2O_3$) [6]
 Fig. 1. Diagram of Al_2O_3 — CaO systems (symbols А — Al_2O_3 , С — CaO , C_3A — $3CaO \cdot Al_2O_3$) [6]

аніони CN^- і N^{2-} [5]. При цьому розчинність азоту максимальна за 50 % масових часток CaO .

Діаграму стану системи Al_2O_3 — CaO представлено на рис. 1. Порівняно легкоплавкі складові, розташовані в її середній частині, що містять від 40 до 60 % масових часток кожного з компонентів. Цю частину діаграми, за першого наближення, можна розглядати як дві окремі діаграми з евтектиками. Одну із цих діаграм утворюють сполуки $3CaO \cdot Al_2O_3$ і $12CaO \cdot 7Al_2O_3$ з евтектикою за температури 1668 К. Наявність прихованого максимуму вказує на те, що з'єднання $3CaO \cdot Al_2O_3$ повністю дисоціює під час плавлення. З іншого боку, гострий максимум кривої ліквідусу для з'єднання $12CaO \cdot 7Al_2O_3$ свідчить, що вона плавиться без розкладання на оксиди, які його складають [8].

Іншу частину діаграми утворюють сполуки $12CaO \cdot 7Al_2O_3$ і $CaO \cdot Al_2O_3$ з евтектикою за температури 1658 К. З'єднання $CaO \cdot Al_2O_3$ плавиться без розкладання, на що вказує гострий максимум на кривій ліквідусу [9].

У процесі приготування шлакових композицій на першому етапі нами було вибрано співвідношення 50 % Al_2O_3 і 50 % CaO масових часток кожного. Із діаграми стану видно, що у цій області містяться легкоплавкі складові з евтектикою за температури (1658—1668) К.

Матеріали, які застосовувалися під час приготування шлаку, — це порошки оксиду кальцію (оксиду) CaO , класу ЧДА та оксиду алюмінію (оксиду) Al_2O_3 , класу ЧДА за ТУ 6-09-3916-75.

Були виплавлені шлакові композиції з різним вмістом вуглецю в індукційній печі з графітовим

тиглем у захисній атмосфері. Як захисна атмосфера застосовувався аргон першого гатунку: 0,002 % O_2 ; 0,01 N_2 %; 0,03 г/м³ парів H_2O за ДСТУ 10157-79.

Визначення малих кількостей вмісту азоту (за масової частки азоту від 0,005 до 0,5 %) у шлаках системи CaO — Al_2O_3 , отриманих методом плавлення у графітових тиглях, засноване на розчиненні шлаків у кислотах і розкладанні амонійних солей гідроксидом натрію, які утворюються за цього процесу. Метод кислотного розкладання залишається на сьогодні одним із найбільш поширених для визначення загального вмісту азоту [10]. У процесі розчинення азот взаємодіє з атомарним воднем, що виділилося, в результаті чого утворюється аміак, який потім утворює солі амонію. Під дією їдкого натрію ці солі розкладаються, а аміак, що при цьому виділився, титрують сірчаною кислотою [13, 14]. Поглинання аміаку, що виділяється під час проведення аналізу на установці типу К'ельдаля з повітряною аспірацією (рис. 2) [11, 12], проводилося водним розчином зі змішаним індикатором Таширо і подальшим титруванням його розчином сірчаної кислоти з молярною концентрацією 0.01 н. Один мілілітр титрувального розчину сірчаної кислоти відповідає 0,00014 г азоту. У лужному середовищі індикатор Таширо має зелений колір, у кислому — фіолетово-червоний.

Установка складається із дистиляційної колби (6) зі жаростійкого скла ємністю 300 мл, оснащеної крапельною лійкою з краном; холодильника-змійовика (3); поглинальної ємності (5); мікробюретки (4); промивних склянок Тищенко (1,2), заповнених сірчаною кислотою (питомою вагою 1,84 г/см³) і дистильованою водою; водострумєневого насоса та електроплитки (7).

Аналіз на визначення азоту в шлаках на установці з повітряною аспірацією проводиться у такий спосіб.

Наважку проби шлаку в 2 г, за масової частки азоту від 0,005 до 0,05 %, або 0,5 г, за масової частки азоту понад 0,05 %, поміщають у колбу для розчинення, доливають 40 мл розчину сірчаної кислоти (1:4), закривають прошліфованим гідравлічним затвором, резервуар якого заповнений 3 мл розчину сірчаної кислоти (1:4). Розчинення здійснюється за слабого нагрівання (температури ~80—85 °С), до припинення виділення водню. Колбу з розчином необхідно охолодити. Розчин із резервуара гідравлічним затвором приєднують до розчину проби.

Перед тим, як перенести розчин в дистиляційну колбу, установку пропарюють: через воронку в реакційну колбу доливають 80 мл лугу і 100 мл води, кип'ятять розчин протягом години до досягнення

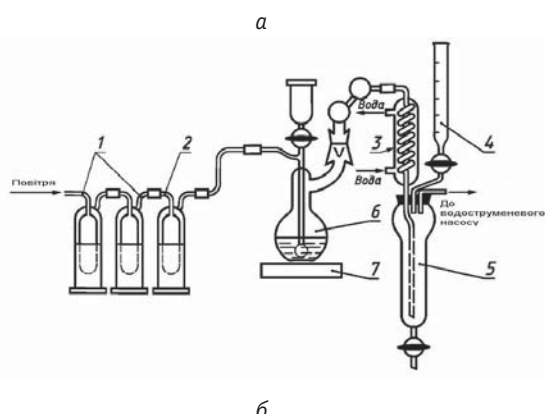
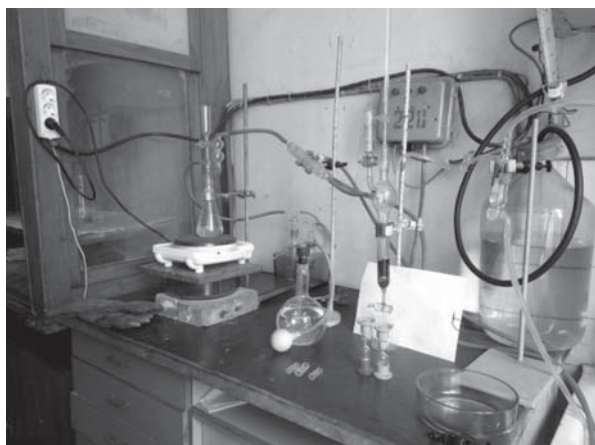


Рис. 2. Зовнішній вид (а) і схема установки (б) для дистиляції аміаку з повітряною аспірацією (метод К'ельдаля)

1 і 2 — повітроочисні системи (1 — промивна ємність, заповнена сірчаною кислотою 1,84 г/см³, 2 — промивна ємність, заповнена дистильованою водою), 3 — холодильник, 4 — мікробюретки (класу 1), 5 — ємність для уловлювання азоту (у виді аміаку), 6 — дистиляційна колба, 7 — електроплитка.

Fig. 2. Appearance (a) and installation scheme (b) for distillation of ammonia with air aspiration (Kjeldahl method)

1 and 2 — air purifying systems (1 — washing capacity, filled with sulfuric acid 1,84 g/cm³, 2 — washing tank, filled with distilled water), 3 — refrigerator, 4 — microburets (class 1), 5 — capacity for catching nitrogen (in the form of ammonia), 6 — distillation flask, 7 — electric cooker.

стійкого забарвлення індикатора. Потім видаляють розчини із посудини для уловлювання азоту і дистиляційної колби.

У поглинальну ємність наливають (25—30) мл води, яку містить змішаний індикатор Таширо. Досліджуваний розчин переносять у реакційну колбу підготовленої установки, споліскуючи колбу і крапельну воронку невеликими порціями води, не даючи їй стікати до кінця. Потім доливають 100 мл лугу, закривають колбу барботером і нагрівають. За мірою надходження аміаку в поглинальну ємність для уловлювання азоту, забарвлення ін-

дикатора Таширо змінюється з фіолетово-червоного на зелений. Титрування проводять 0,01 н розчином сірчаної кислоти до стійкого (протягом 5 хв) фіолетово-червоного забарвлення.

Одночасно через всі стадії аналізу проводять контрольний дослід. Окрім того, необхідно чітко дотримуватися однакових умов у цій серії дослідів. Це дає можливість визначити азот більш точно [14—15].

Вміст азоту (% мас.) розраховують за формулою:

$$N = ((V_1 - V_2) \cdot T \cdot 100 \%) / m \quad (1)$$

де V_1 — об'єм 0,01 н сірчаної кислоти, яка була використана для титрування аміаку, мл;

V_2 — об'єм 0,01 н сірчаної кислоти, яку було використано для титрування холостого дослідів, мл;

T — титр розчину 0,01 н сірчаної кислоти, вираженої у г/мл азоту, встановлений за стандартним зразком;

m — наважка, г.

Таблиця. 1. Вмісту азоту в шлаках системи CaO — Al₂O₃

Table. 1. The content of nitrogen in the slag of the system CaO — Al₂O₃

№ проби	Масова доля азоту, %		
	I	II	(Σ)/n
0	0,013	0,014	0,01400
1	0,063	0,061	0,062
2	0,070	0,094	0,082
3	0,168	0,140	0,154
4	0,190	0,150	0,170
5	0,028	0,024	0,026
6	0,179	0,173	0,172
7	0,205	0,203	0,204
8	0,338	0,314	0,326
9	0,305	0,292	0,299

Табл. 2. Вміст азоту в сталі X15Г17

Table. 2. The content of nitrogen in steel X15G17

№ проби	Масова доля азоту, %		
	I	II	(Σ)/n
0	0,070	0,080	0,075
1	0,120	0,124	0,122
2	0,163	0,163	0,163
3	0,283	0,276	0,280
4	0,330	0,310	0,320
5	0,332	0,335	0,334
6	0,406	0,417	0,412
7	0,500	0,496	0,498
8	0,410	0,390	0,400
9	0,400	0,400	0,400


Істотний вплив на відтворюваність результатів має стан зразка перед аналізом, особливо у разі низького вмісту азоту. Сучасні вимоги до підготовки зразків систематизовано у роботі [16]. Потрібно врахувати ймовірність нерівномірного розподілу азоту в зразку шлаку, а також і можливість забруднення зразка атмосферним азотом у процесі підготовки (по-

дління проби), що супроводжується нагріванням.

Результати аналізів сталі X15Г17 та шлаків системи $\text{CaO} - \text{Al}_2\text{O}_3$ представлено у таблицях 1, 2.

Описаний метод і установку можна рекомендувати для використання металургами і зварювальниками як надійний і дешевий метод аналізу азоту в металах і шлаках.

СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ / REFERENCES

1. В.Ф. Вольнец, М.П. Вольнец (1977) Аналитическая химия азота. М., Наука (V.F. Volynets, M.P. Volynets. (1977) Analytical chemistry of nitrogen M., Science). — с/р. 307.
2. Туровцева З.М., Кунин Л.Л. (1959) Анализ газов в металлах. М.: Академиздат (Turvtseva Z.M., Kunin L.L. (1959) Gas analysis in metals. M.: Akademizdat).
3. Курочкин К. Т., Бермасов С.П. (1965) Об азото-содержащих свойствах кислых мартеновских шлаков // Технология и практика интенсификации процессов в конверторах и мартеновских печах. — М.: Металлургия (Kurochkin K.T., Bermasov, S.P. (1965) On the nitrogen-containing properties of acid open-hearth slags // Technology and practice of intensifying processes in converters and open-hearth furnaces. — М.: Metallurgy). — С/Р. 55—63.
4. Морозов А. Н. (1968) Водород и азот в стали. — М.: Металлургия. (Morozov A.N. (1968) Hydrogen and nitrogen in steel. — М.: Metallurgy). — 283 с/р.
5. Пономаренко А. Г. Козлов Ю. Е. Морозов А.Н. (1974) К вопросу о растворимости азота в шлаках // Металлы (Ponomarenko A.G., Kozlov Yu.E., Morozov A.N. (1974) (On the solubility of nitrogen in slags // Metals) — № 3. — с/р. 64—68.
6. Подгаецкий В.В. (1988) Сварочные шлаки / В.В. Подгаецкий, В.Г. Кузьменко. — К.: Наукова думка (Podgaetsky V.V. (1988) Welding slags / V.V. Podgaetsky, V.G. Kuzmenko. — К.: Naukova Dumka). — 252 с/р.
7. Tacio S., Hiroshi K., Masao K. (1971) Solubility of nitrogen in liquid binary slag $\text{CaO-Al}_2\text{O}_3$ located in a graphite crucible // Nippon kojuku gakkaysi. № 5. — P. 417—422.
8. Levin E. M., Robbins G. R., Mc Murdie H. F. (1969) Phase diagrams for ceramists. — Columbus: The Amer. Ceram. Soc., — 601 p.
9. Dency E. A., Jenssen D. (1976) The dissolution of nitrogen in metallurgical slags. // Can. Met. Quart. — № 2 3. — p. 101—110.
10. Halt B. D., Harvey T. (1963) // «Analyt. Chem», v. 35, — N10, — p. 1510—1513.
11. Лев И. Е., Покидишев В. В., Лазарев Б. Г., Мицкевич Н. С. (1987) Анализ азотосодержащих соединений в сплавах железа. — Москва, Металлургия (Lev I. Ye., Pokidishev V. V., Lazarev B. G., Mitskevich N. S. (1987) Analysis of nitrogen-containing compounds in iron alloys. — Moscow, Metallurgy).
12. ГОСТ 12359-99 (ISO 4945-77) «Стали углеродистые, легированные и высоколегированные. Методы определения азота», Межгосударственный совет по стандартизации, метрологии и сертификации, Минск (GOST 12359-99 (ISO 4945-77) «Became carbonaceous, alloyed and high-alloyed. Methods for the determination of nitrogen, Interstate Council for Standardization, Metrology and Certification, Minsk).
13. Мухина З.С., Никитина Е.И. и др. (1972) «Методы анализа жаропрочных сталей», ОНТИ (Mukhina Z.S., Nikitina E.I. and others. (1972) «Methods of analysis of heat-resistant steels», ONTI).
14. Ларина О.Д., Тимошенко Н.Н. (1978) «Количественный анализ оксидных и нитридных включений в сталях и сплавах». — М.: Металлургия (Larina O.D., Timoshenko N.N. (1978) «Quantitative analysis of oxide and nitride inclusions in steels and alloys». — М.: Metallurgy). — 256 с/р.
15. Самсонов Г.В. и др. (1962) «Анализ тугоплавких соединений», — М.: Металлургиздат (Samsonov G.V. and others. (1962) «Analysis of refractory compounds», М.: Metallurgizdat).
16. Beeghly H.F. (1974) «Determination of gaseous elements in metals», New-York, p. 321—339. 

Отримано / received: 16.04.2019.

Стаття рекомендована до публікації д.ф.-м.н. І.В. Герасимчуком (Україна).
D. Sc. (Phys-Mat.) I.V. Gerasymchuk, Ukraine, recommended this article to be published.

DOI: 10.33955/2307-2180(3)2019.61-66

УДК 006.91:63.519.85

ЩОДО ПОРІВНЯННЯ ОРГАНІЗАЦІЙНО-НОРМАТИВНИХ ОСНОВ РОЗРОБЛЕННЯ (МОДЕРНІЗАЦІЇ) ЗРАЗКІВ ОЗБРОЄННЯ ТА ВІЙСЬКОВОЇ ТЕХНІКИ У США ТА УКРАЇНІ: МЕТРОЛОГІЧНЕ ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ

As Regards the Comparison of Organizational and Normative Bases for the Development (Upgrading) of Weapons and Military Equipment Samples in the USA and Ukraine: Metrological Support



В. Бойко, начальник науково-дослідного відділу військових еталонів — заступник начальника центру,
О. Ноженко, старший науковий співробітник відділу,
Ю. Рондін, кандидат технічних наук, старший науковий співробітник відділу,
О. Меркулов, науковий співробітник відділу,
 Метрологічний центр військових еталонів Збройних Сил України, м. Харків, Україна,
 e-mail: metr-kh@ukr.net

V. Boyko, head of the research department of military standards, deputy head of the center,
A. Nozhenko, senior researcher of the department,
Yu. Rondin, candidate of technical science, senior researcher of the department,
A. Merkulov, researcher of the department,
 Metrological center of military standards of the Armed Forces of Ukraine, Kharkiv, Ukraine,
 e-mail: metr-kh@ukr.net

На підставі порівняння організаційно-нормативних основ розроблення (модернізації) озброєння у США та Україні визначено основні проблемні питання, які потребують вирішення, в нашій державі для удосконалення процесу супроводження розроблення (модернізації) зразків озброєння та військової техніки, зокрема, за напрямом метрологічне забезпечення.

The analysis of the measures to be carried out during the development (upgrading) of samples of armaments and military equipment carried out through the prism of the current order of supporting the development of armaments in Ukraine and the analysis of the process of development of armaments in the leading countries of the world on the example of the creation and procurement of weapons in the United States.

The process of creation and procurement of weapons on the following issues is explored: normative documents regulating the process of creation and procurement of armaments, institutions dealing with the development of rules and regulations governing the development and procurement of weapons, strategic planning and defining the requirements for procurement of weapons, as well as the formation budget (state) applications for a year.

Based on the comparison of the organizational and regulatory framework for the development (upgrading) of weapons in the United States and Ukraine, the main problem issues that need to be solved in our country are identified in order to improve the process of supporting the development (modernization) of weapons and military equipment, in particular in the field of metrological support.

Ключові слова: розроблення та модернізація, зразки озброєння та військової техніки, метрологічне забезпечення.
Keywords: development and modernization, samples of armaments and military equipment, metrological support.

Сьогодні тенденції розвитку озброєння в арміях провідних держав світу спрямовані на зміну поколінь зброї. Створені нові системи відрізняються високою ефективністю внаслідок використання новітніх досягнень інформаційних технологій та штучного інтелекту. Так, досвід розвинених країн у створенні нового покоління зразків (комплексів, систем) озброєння та військової техніки (ОВТ) свідчить, що для досягнення якісних характеристик зброї суттєво зростають вимоги та витрати на науково-технічні дослідження, розроблення, випробування, виробництво ОВТ [1, 2].

Забезпечення необхідного рівня якості та ефективного застосування ОВТ за призначенням починається вже з перших етапів його створення і про-

водиться протягом усього життєвого циклу (ЖЦ) [3, 4]. Відомо, що ЖЦ зразка ОВТ — це сукупність взаємопов'язаних процесів і робіт послідовної зміни стану виробу від початку дослідження до закінчення експлуатації [3].

ОСНОВНА ЧАСТИНА

У нашій державі весь комплекс заходів щодо супроводження розроблення (модернізації) ОВТ здійснюється під час науково-технічного супроводження (НТС), у процесі якого практично вирішуються дві взаємопов'язані групи завдань [5]:

перша група — завдання науково-дослідного характеру (обґрунтування оперативно-стратегічних, оперативно-тактичних вимог до ОВТ), обґрунтування

методології формування завдань та якості виконання науково-дослідних, дослідно-конструкторських робіт (НДДКР) на розроблення (модернізацію) ОВТ;

друга група — завдання організаційно-технічного (метрологічного) забезпечення, які безпосередньо пов'язані з плануванням і організацією виконання заходів технічного характеру протягом усього етапу розроблення (модернізації) ОВТ.

При цьому, основне призначення НТС розроблення (модернізації) озброєння полягає у забезпеченні цілеспрямованих за виконавцями, виконуваними функціями, роботами і процедурами, часом, ресурсами, інформаційним, методичним, нормативним, технічним й іншими видами забезпечення керування й координації робіт у сфері розроблення зразків ОВТ. Супроводження розроблення (модернізації) ОВТ здійснюється вже з початкових етапів [3, 4]:

- дослідження та обґрунтування розроблення ОВТ;

- розроблення (модернізація) ОВТ.

Етап розроблення (модернізації) ОВТ реалізується через виконання дослідно-конструкторської роботи (ДКР), яка спрямована на розроблення (модернізацію) певного зразка ОВТ [1]. Зміст та якість вирішення заходів з усіх видів забезпечення під час виконання ДКР безпосередньо впливає на тактико-технічні характеристики (ТТХ) зразків ОВТ, ефективність прийнятих технічних рішень на наступних етапах ЖЦ. Тому вирішення всіх завдань під час супроводження розроблення (модернізації) ОВТ націлено на досягнення сукупності таких властивостей зразка ОВТ, за яких забезпечуються значення ТТХ зразка, що задовольняють вимоги Замовника.

Для сучасного світу характерними є різкі (а іноді й кардинальні) зміни політичної, економічної та соціальної обстановки, що не може не впливати на військово-технічну політику (процес розроблення та закупівлі зброї) будь-якої держави світу. Україна — не виняток, щодо таких змін. Тому, для врахування наслідків таких змін, доцільно проведення порівняльного аналізу процесів розроблення (модернізації) та закупівлі озброєння у провідних країнах світу. Розглянемо його на прикладі створення та закупівлі зброї у США.

Із аналізу відкритих публікацій [6—8] відомо, що процес створення зброї у США регламентується як федеральними законами, так і підзаконними актами різних відомств, що беруть участь у процесі створення озброєння. Федеральні закони цього профілю входять до відповідних розділів Зведення законів США. До них включено базові положення, що визначають організацію й процедури управління про-

цесами розроблення і закупівлі ОВТ, а також юридичні норми, що регламентують діяльність адміністративних органів виконавчої влади на федеральному рівні в конкретних галузях придбання товарів та послуг. Порядок установлення та використання типів контрактів з підприємствами визначається відповідними розділами «Зведення федеральних правил».

У військовому відомстві розроблянням й виданням правил, що регулюють процеси придбання ОВТ, займаються близько 80 організацій. Загальний обсяг нормативних документів (НД), що регламентують порядок розроблення, виробництва й закупівлі ОВТ для Міністерства оборони (МО), займає не одну тисячу сторінок. У них до дрібних подробиць розписано всі деталі реалізації програм і проектів зі створення озброєння і порядок його забезпечення. Ці документи постійно піддаються коригуванню, зумовленим практичною необхідністю й зміною зовнішніх умов виконання оборонних замовлень. У Пентагоні підготовка й прийняття рішень щодо розвитку засобів збройної боротьби на фазах їхнього ЖЦ відбуваються у рамках трьох взаємозалежних організаційних структур:

- 1) об'єднаної системи завдання вимог до бойових можливостей збройних сил (ЗС);
- 2) системи планування, програмування, розроблення й виконання бюджету;
- 3) системи придбання МО.

Це дозволяє об'єднати в єдиний процес стратегічне планування, визначення потреб МО в озброєнні, розроблення програм створення й закупівель озброєнь, а також (для вирішення завдань вартості) формування бюджетної заявки військового відомства на черговий фінансовий рік.

На основі вивчених матеріалів щодо процесів розроблення та закупівлі озброєння результати порівняння щодо організаційно-нормативних основ розроблення (модернізації) ОВТ у США та в Україні наведено у таблиці.

Із таблиці видно, що у США існує та діє порядок розроблення та закупівлі озброєння для ЗС, але наявний ряд проблем, які потребують вирішення. Так, що стосується США, у виступах їхніх експертів з придбання ОВТ пролунали побажання керівництву Пентагону щодо подальшого вдосконалення системи придбання ОВТ.

Представник Центру міжнародних і стратегічних досліджень заявив, що особливу увагу варто приділити системі формулювання вимог до ОВТ, підвищенню професійної підготовки осіб, які ухвалюють рішення із цих питань, дисциплінарним аспектам

Результати порівняння заходів, які здійснюються під час розроблення ОВТ

Results of comparison of measures taken during the development of weapons and equipment

Основні організаційно-технічні завдання, що порівнюються	США	Україна
Нормативне забезпечення створення ОВТ	Створено систему федеральних законів та підзаконних актів відповідних відомств, що беруть участь у створенні ОВТ. Планування військового бюджету на базі Посібника з військового планування та Посібника стратегічного планування	Залишилися у спадок стандарти СРСР (СРПП ВТ), які регламентують питання створення ОВТ, але відсутні відомчі документи, які регламентують порядок проведення супроводження ОВТ
Фінансово-економічне забезпечення	Існує можливість укладання контрактів з підприємствами або фірмами на конкурсній основі	Діє державна програма розроблення та закупівлі озброєння у межах розрахунку бюджету на поточний рік
Методичне забезпечення	Діє велика кількість керівних та методичних документів з порядку розроблення та придбання ОВТ	Методичні документи із порядку розроблення та придбання ОВТ не розроблювалися
Автоматизація процесу контролю за розробленням ОВТ	Діє формалізована структура виконання конкретних завдань щодо оцінки проведення заходів із розроблення ОВТ та контролю бюджету, які включаються до автоматизованої бази даних	Відсутня
Стратегічне планування розроблення ОВТ	Створено порядок стратегічного планування потреб в озброєнні у МО США, формування бюджетної заявки	Існує стратегічне планування у виді Державної цільової програми розвитку ОВТ та щорічний план «Державне оборонне замовлення розроблення (модернізації) ОВТ»
Якість виконання та координації за етапами розроблення ОВТ	Координація розроблення ОВТ на фазах за етапами життєвого циклу за напрямками: завдання вимог, виконання бюджету, контроль придбання ОВТ	Існує система контролю якості розроблення ОВТ: поточний, поетапний контроль, випробування, метрологічна експертиза та прийняття на озброєння
Оновлення та удосконалення законодавчої бази створення ОВТ	Постійно здійснюються удосконалення законодавчої бази, оновлюються документи, які регулюють процеси розроблення та розвитку ОВТ	Удосконалення законодавчої бази щодо розроблення нових документів не здійснювалося з часів СРСР
Збереження фахівців, які контролюють процес створення ОВТ	Приділяється увага збереженню фахівців, які займаються питаннями контролю за розробленням ОВТ, та здійснюються заходи щодо підвищення їх кваліфікації	Не приділяється належної уваги до збереження фахівців та підвищення їх кваліфікації

реалізації такого процесу й їхньому впливу на кінцеві результати реалізації кожної програми придбання ОВТ. Він також відзначив важливість регулярної ревізії й коригування всіх керівних документів, що регламентують процеси розроблення, виробництва й закупівлі озброєння, оскільки саме ці керівництва, інструкції й настанови значною мірою визначають ефективність процесів створення ОВТ.

За словами представника центру придбання озброєння і послуг для МО значно відрізняється за масштабами, фінансовими витратами і термінами виконання необхідних робіт. Тому, стверджує фахівець, система придбання повинна мати таку структуру, щоби найбільш ефективно й оптимально за витратами і термінами вирішувати всі ці завдання. Як підкреслив експерт, зростання вартості про-

грам придбання за наявної практики розроблень і закупівель озброєння неминуче і визначається трьома факторами. Насамперед тим, що підрядники, аби виграти контракт, представляють МО свідомо занижені цифри вартості тієї або іншої системи озброєння. Керівництво військового відомства вибирає найдешевшу фірму, оскільки воно хоче придбати більше озброєння за ту ж саму суму. А парламентарії погоджуються з вибором Пентагону, оскільки одним із їхніх головних завдань є максимальне скорочення військових витрат. І саме ця проблема повинна бути вирішена у першу чергу. Фахівці МО зобов'язані більш ретельно й всебічно розглядати пропозиції своїх майбутніх підрядників і давати їм об'єктивні оцінки за кожним етапом ЖЦ зразка ОВТ. При цьому повинна бути

створена діюча система стимулювання підрядника, що дозволить купувати озброєння за встановленими цінами й у затвердженій термін.

Одночасно, потрібно зазначити (таблиця), що в Україні існує та діє порядок розроблення (модернізації) зразків ОВТ для потреб ЗС України, проте є багато проблемних питань, які мають свої особливості [2, 4, 9].

Так, відомо, що в процесі НТС зразків ОВТ здійснюється контроль якості розроблення ОВТ та управління його рівнем. Принциповою є та обставина, що ефективне функціонування системи НТС розроблення ОВТ може реалізуватися лише за наявності всіх видів забезпечення.

У цій статті більш докладно розглядатиметься один із видів забезпечення — це метрологічне забезпечення (МлЗ) розроблення (модернізації) зразків ОВТ.

Підтримка бойової готовності військ неможлива без вимірювання великої кількості параметрів і характеристик ОВТ. Успіх сучасного бою багато в чому залежить від того, наскільки повно використовуються можливості ОВТ, тобто реалізуються його ТТХ, значення яких визначаються або контролюються за допомогою засобів вимірювання (контролю). Вимірювання є невід'ємною частиною бойової діяльності військ, основним джерелом отримання об'єктивної інформації стосовно стану озброєння та умов його експлуатації [9]. Тому вплив МлЗ на ефективність ОВТ не можна недооцінювати. Потрібно визнавати, що ефективність вимірювань у процесах контролю технічного стану, пошуку відмови, прогнозування технічного стану, а також настроювання й регулювання зразків ОВТ визначається тим, наскільки раціонально вирішено питання МлЗ на етапі розроблення [3, 10].

Висока якість та своєчасність вирішення завдань МлЗ для зразків ОВТ, які розроблюються або модернізуються, за умов обмеження ресурсів, підвищення вимог до функціональних та бойових можливостей ОВТ, можуть бути досягнуті за наявності спеціально організованого й проведеного військово-метрологічного супроводження (ВМлС) розроблення (модернізації) зразків ОВТ [2, 3]. Так, ВМлС розроблення (модернізації) зразків ОВТ є невід'ємною складовою частиною нормативно-правової системи НТС розроблення озброєння та визначається як цілеспрямований процес організації проведення та координації заходів (обліку та контролю результатів їх виконання) у сфері розроблення ОВТ та на всіх подальших етапах їх ЖЦ. Усі зазначені заходи проводяться під керівництвом Замовника ОВТ, за безпо-

середньою участю його науково-дослідних установ (НДУ), підрозділів та служб у взаємодії та спільно з організаціями промисловості [4, 5].

Так, в Україні та інших державах колишнього СРСР існує та діє порядок супроводження розроблення зразків ОВТ для потреб ЗС, який залишився у спадщину від СРСР. Тому актуальним є визначення проблемних питань в організації та проведенні ВМлС розроблення (модернізації) зразків ОВТ через розгляд наявного порядку супроводження розроблення ОВТ на всіх етапах виконання ДКР.

Проведений аналіз [2, 4, 9] порядку та організації ВМлС зразків ОВТ дає підставу стверджувати, що наявні НД, які його регламентують, не дають можливості реалізувати процес ВМлС як єдину систему узгоджених дій учасників супроводження для управління якістю МлЗ. У ЗС України ще й донині застосовується значна кількість НД, які було розроблено та введено в дію за часів СРСР. Наявний на той час порядок ВМлС та питання МлЗ розроблення та модернізації зразків ОВТ на етапах НДДКР частково регламентовано в окремих НД, розроблених за часи СРСР. Розгляд цих документів підтверджує, що в процесі вирішення завдань ВМлС порушено принцип системності, тобто відсутній єдиний системний підхід до порядку організації проведення ВМлС та вирішення питань МлЗ зразків ОВТ. Кожна із організацій, яка безпосередньо виконує заходи з ВМлС розроблення (модернізації) зразків ОВТ, здійснює лише окремі його елементи [3].

Виходячи із аналізу стандартів, нормативних, керівних документів, розроблених за часи існування СРСР, ВМлС розроблення (або модернізації) ОВТ раніше було необхідною складовою частиною нормативно-правової системи НТС розроблення (модернізації) ОВТ. І тому супроводження проводилося на всіх етапах їх ЖЦ під керівництвом Замовника ОВТ, за безпосередньою участю його установ (у тому числі й установ з питань МлЗ зразків ОВТ), підрозділів та служб у взаємодії та спільно з організаціями промисловості. На сьогодні проведений аналіз чинних НД засвідчив, що:

* по-перше, поняття ВМлС розроблення ОВТ розглядається окремо від поняття НТС;

* по-друге, стандарти системи розроблення й становлення на виробництво військової техніки (СРПП ВТ) та інші, що встановлюють порядок створення (модернізації) зразків ОВТ на практиці не регламентують питання організації й проведення ВМлС зразків ОВТ;

* по-третє, керівні документи стосовно організації науково-технічної діяльності визначають лише поняття НТС розроблення ОВТ, які використовуються у ЗС України та не містять згадувань щодо ВМлС.

Отже, як свідчить практика, для головного підприємства-розробника ОВТ поняття «військово-метрологічне супроводження ОВТ» не існує, відсутня взаємодія (науково-технічна робота) між Замовником ОВТ, його НДУ та головним розробником ОВТ. Більше не замовляються НДР щодо дослідження та узагальнення результатів проведеного ВМЛС розроблення (модернізації) зразків ОВТ [4].

З метою приведення ЗС України до стандартів провідних країн світу відбувається сучасне їх реформування. Перехід до нового складу ЗС України вимагає суттєвих організаційно-штатних змін війська, оснащення його сучасним високотехнологічним ОВТ. Успішне виконання цих робіт неможливе без суттєвого удосконалення всієї наявної системи ВМЛС процесів розроблення, виробництва, випробувань та експлуатації зразків ОВТ.

За цих обставин вимагають подальшого удосконалення організаційно-нормативні основи супроводження розроблення зразків ОВТ [2, 4, 9].

ВИСНОВКИ

На основі порівняння організаційно-нормативних аспектів розроблення ОВТ у США та Україні (табли-

ця), для успішного існування системи ВМЛС розроблення (модернізації) зразків ОВТ у нашій державі на сьогодні потребують вирішення такі проблемні питання:

- ▶ відсутність нормативного документа (обов'язкового для всіх організацій, установ та підрозділів МО України та ЗС України), який повинен установлювати: мету, завдання, порядок організації та форми проведення ВМЛС, учасників ВМЛС та їх функції;


- ▶ необхідність перегляду та доопрацювання чинних НД, приведення їх у відповідність до сучасної організаційно-штатної структури підрозділів ЗС України, що залучаються до проведення ВМЛС зразків ОВТ;

- ▶ відсутність у складі організаційно-штатної структури метрологічної служби МО України та ЗС України метрологічних підрозділів, які б цілеспрямовано займалися питаннями ВМЛС розроблення ОВТ;

- ▶ необхідність удосконалення системи підготовки кваліфікованих фахівців у сфері ВМЛС розроблення (модернізації) ОВТ.

СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ / REFERENCES

1. Положення про організацію розроблення (модернізації) озброєння та військової техніки для потреб Збройних Сил України. Затверджене наказом Міністра оборони України № 416 від 10.08.2010. — Київ (Regulations on the organization of the development (modernization) of armaments and military equipment for the needs of the Armed Forces of Ukraine. Approved by the order of the Minister of Defense of Ukraine № 416 dated 10.08.2010. — Kyiv, — 2010. — 15 c/s).
2. Кононов В.Б., Бойко В.М., Меркулов О.А., Ноженко О.М., Рондин Ю.П. (2018) «Обґрунтування розвитку методологічних аспектів військово-метрологічного супроводження розроблення (модернізації) зразків озброєння та військової техніки» / *Метрологія та прилади* // № 2(70) (Kononov V.B., Boyko V.M., Merkulov O.A., Nozhenko O.M., Rondin Yu.P. (2018) «Rationale for the development of methodological aspects of military-metrological support for the development (modernization) of weapons and military equipment» / *Metrology and Instruments*) № 2(70). — c/s. 60—65.
3. Демидов Б.А. (2006) Организационные и методические основы научно-системно-концептуальные основы деятельности в военно-технической области / Б.А. Демидов, А.Ф. Величко, И.В. Волощук // Под редакцией Демидова Б.А. — К: Технол. Парк (Demidov B.A. (2006) Organizational and methodical foundations of the scientific-system-conceptual basis of activity in the military-technical field. / B.A. Demidov, A.F. Velichko, I.V. Voloshch // Edited by Demidova B.A. — K: Technol. Park). — 1152 c/s).
4. Бойко В.М., Гаврилов А.Б., Ноженко О.М., Рондин Ю.П. (2017) «Актуальні питання військово-метрологічного супроводження зразків (комплексів) озброєння і військової техніки на етапах розроблення конструкторської та експлуатаційної документації й виготовлення дослідного зразка та попередні випробування» / *Метрологія та прилади* // (Boyko V.M., Gavrilov A.B., Nozhenko O.M., Rondin Yu.P. (2017) «Actual issues of military-metrological support of samples (complexes) of weapons and military equipment at the stages of development of design and operational documentation and production of a prototype and preliminary tests» / *Metrology and Instruments* // № 4(66). — c/s. 58—61.
5. Ланецький Б.М. (2006) Науково-технічне супроводження експлуатації і ремонту засобів зенітних ракетних систем: основні положення, сучасний стан та пропозиції щодо удосконалення / Б.М. Ланецький, В.В. Бурцев, В.І. Карпенко, В.В. Лісовенко // ХУПС. — Системи обробки інформації (Lanetsky B.M. (2006) Scientific and technical support of operation and repair of anti-aircraft missile systems: basic provisions, current state and proposals for improvement / B.M. Lanetsky, V.V. Burtsev, V.I. Karpenko,

- V.V. Lisovenko // HUPS. — Information processing systems). — № 3(52). — с/с. 75—80.
6. Аношкин И.М. (2014) Организация разработки вооружения и военной техники в системе приобретения министерства обороны США / Игорь Аношкин. — М.: Книга по требованию (Anoshkin I.M. (2014) Organization of the development of weapons and military equipment in the acquisition of the US Department of Defense / Igor Anoshkin. — М.: Book On Demand). — 174 с/р.
 7. Lockheed Martin wins presidential helicopter contract. USA Today. Politics. 2005, 28 January, http://www.usatoday.com/news/washington/2005-01-28-presidential-helicopter_x.htm.
 8. Harris Robin. Beyond Friendship (2006) — The Future of Anglo-American Relations. Washington D. C.: Heritage Foundation. — P. 18.
 9. Бойко В.М., Ноженко О.М., Меркулов О.А. (2017) «Військово-метрологічне супроводження розробки (модернізації) виробів озброєння та військової техніки. Дослідження проблемних питань в організації та проведенні метрологічної експертизи документації». XVII науково-технічна конференція Державного науково-випробувального центру ЗС України. м. Чернігів. — Збірник тез доповідей (Boyko V.M., Nozhenko O.M., Merkulov O.A. (2017) «Military and metrological support for the development (modernization) of weapons and military equipment. Investigation of problem issues in the organization and carrying out of metrological examination of documentation «XVII scientific and technical conference of the State Scientific and Testing Center of the Armed Forces of Ukraine. Chernihiv city. — Collection of abstracts). — С/Р. 79.
 10. Емельянов А.А., Привознов Л.К., Шишов Н.Н. (1985) Метрологическое обеспечение вооружения и военной техники. — Харьков: ВИРТА (Emelyanov A.A., Privoznov L.K., Shishov N.N. (1985) Metrological support of armament and military equipment. — Kharkiv: VIRTА). — 338 с/р. 

Отримано / received: 21.03.2019.

Стаття рекомендована до публікації д.т.н., проф. Л.Ф. Купченком (Україна).
Prof. L.F. Kupchenko, D. Sc. (Techn.), Ukraine, recommended this article to be published.

Lviv Polytechnic National University (LPNU)

Scientific Society of Students, Doctoral Candidates and Young Researchers of LPNU

Students and PhD Students Board of LPNU

Warsaw University of Technology (WUT)

PhD Students Board of WUT

Foundation for Young Scientists (Warsaw)

Alumni Association of LPNU

Wroclaw University of Science and Technology

Foundation Manus

Young Scientists Council at the Ministry of Education and Science of Ukraine

NGO «Association of Ukrainian PhDs»

CALL FOR PAPERS

9th International Youth Science Forum «Litteris et Artibus»

<https://openreviewhub.org/lea>

 litterisetartibus

November 21–23, 2019 Lviv, Ukraine

International Joint Youth Science Forum consists of 9 academic conferences covering research in different fields of science:



Computer Science & Engineering (CSE-2019)



Economics & Management (EM-2019)



Geodesy, Architecture & Construction (GAC-2019)



Chemistry & Chemical Technology (CCT-2019)



Electric Power Engineering and Control Systems (EPECS-2019)



Law & Psychology (LPS-2019)



Humanities & Social Sciences (HSS-2019)



Biotechnology, Ecology & Sustainable Development (BESD-2019)



Mechanical Engineering, Materials Science, Transport (MEMST-2019)

CONTACTS

ORGANIZING COMMITTEE LOCATION:

Room 235, Main Building, Lviv Polytechnic National University, 12 Stepan Bandera street, Lviv, Ukraine.

CORRESPONDENCE:

«LEA-2019 Organizing Committee», PO box 6657, 79005 Lviv, Ukraine Official e-mail: lea.mailbox@gmail.com

CONTACT PERSONS:

Dr. Oleksandr Ivashchuk, Science Forum Secretary
+38 (068) 500-15-57, oleksandr.s.ivashchuk@lpnu.ua
Dr. Oleksandr Berezko, Science Forum Supervisor
+38 (067) 369-80-34, oleksandr.l.berezko@lpnu.ua

DOI: 10.33955/2307-2180(3)2019.67-71

УДК 623.004

ПРОБЛЕМИ МЕТРОЛОГІЧНОГО ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ ДІЯЛЬНОСТІ ЗАКЛАДІВ ПЕРВИННОЇ МЕДИКО- САНІТАРНОЇ ДОПОМОГИ

**Problems of Metrological Provision
of Activities of Primary Medical-Sanitary
Assistance Bodies**

К. Кушнір, головний метролог,
ДП «Чугуївський авіаційний ремонтний завод»,
м. Чугуїв, Україна,
e-mail: charz_czl@i.ua

K. Kushnir, chief metrologist,
The state Enterprise «Chuguyv aviations repair plant»,
Chuguyv, Ukraine,
e-mail: charz_czl@i.ua

Розглянуто стан забезпечення єдності вимірювань під час надання населенню медичних послуг новоутвореними центрами первинної медико-санітарної допомоги, описано проблеми, які на практиці виникають з метрологічним забезпеченням їх діяльності та запропоновано шляхи вирішення цих проблем.

In the process of reforming the Ministry of Health of Ukraine, the destruction of the system inherited from the former USSR and the construction of a new, more perfect and effective, according to the initiators of the reform, system of health care of Ukrainian citizens is taking place. One of the factors that ensure the quality of the provision of medical services is the metrological support of the activity of health care institutions. When implementing the metrological support of medical institutions, a number of problems arise that can be qualified as normative, organizational and technical.

The article deals with the problems of the normative plan — the lack of a regulation on the metrological service of the Ministry of Healthcare adapted to the requirements of the new Law of Ukraine «On metrology and metrological activity». The state of the normative

documents, which determine the procedure of periodical verification and control of the initial parameters of medical equipment, is analyzed.

The state of staffing of posts of metrological services by specialists, conformity of their education with qualifications to the tasks to be performed to ensure the quality of medical services is considered. The state of the technical base of medical institutions of primary health care was analyzed and the problems with the equipment of the medical equipment, which meet the requirements of technical regulations for measuring instruments and medical equipment, were revealed.

The state of training and qualification of medical personnel in the treatment of measuring and medical equipment is analyzed. Problems have been identified that could affect the quality of provision of medical services and suggested ways of resolving them.

The practical situation of controlling the parameters of medical devices in accordance with the requirements of the Directive of the Council of the European Union (93/42/EEC) has been considered and measures have been proposed to improve the state of affairs in this regard.

Ключові слова: вимірювання, метрологія, забезпечення, засоби вимірювальної техніки, засоби медичної техніки.

Keywords: measurement, metrology, maintenance, means of measuring equipment, means of medical equipment.

У процесі реформування діяльності Міністерства охорони здоров'я України відбувається руйнація системи, успадкованої від колишнього СРСР та побудова нової, більш досконалої та ефективною, за думкою ініціаторів реформи, системи охорони здоров'я громадян України. Одним із чинників, що забезпечують якість надання медичних послуг, є метрологічне забезпечення (МЗ) діяльності закладів охорони здоров'я. Під час здійснення МЗ медичних установ виникає ряд проблем, стосовно яких йдеться у цій статті.

У відомій літературі встановлено законодавчі [1], нормативні [2, 3] вимоги та термінологію [4] МЗ і розглядалися [5, 6] питання МЗ діяльності медичних закладів, але проблематика первинних закладів медико-санітарної допомоги не висвітлювалася.

Мета статті — проаналізувати стан забезпечення єдності вимірювань під час надання медичних послуг центрами первинної медико-санітарної допомоги (ЦПМСД); описати проблеми, що виникають через недосконалість МЗ діяльності медичних закладів; запропонувати шляхи їх вирішення.



ОСНОВНИЙ МАТЕРІАЛ СТАТТІ

Вимірювання у медицині є основою діагностики, єдиним об'єктивним способом отримання кількісної інформації стосовно пацієнта, тобто щодо фізичних величин, які відображають стан його організму: механічних, теплових, електричних, біоелектричних, акустичних тощо. Вимірювання здійснюються за допомогою засобів вимірювальної техніки. Відповідно до [1, 4] *засоби вимірювальної техніки* (ЗВТ) це засоби вимірювань, вимірювальні системи, матеріальні міри, стандартні зразки та будь-які частини засобів вимірювань або вимірювальних систем, якщо ці частини можуть бути об'єктом спеціальних вимог та окремого оцінювання відповідності.

Засіб вимірювання (ЗВ) — це пристрій, що використовується для виконання вимірювань, у тому числі у поєднанні з одним або декількома додатковими пристроями.

Основою забезпечення якості надання медичних послуг є єдність вимірювань: стан вимірювань, за якого їх результати виражаються в одиницях вимірювання, визначених Законом України «Про метрологію та метрологічну діяльність» [1], а характеристики похибок або невизначеності вимірювань відомі з певною ймовірністю і не виходять за встановлені границі.

Досягнення єдності вимірювань під час здійснення медичної практики є основним завданням МЗ діяльності закладів Міністерства охорони здоров'я (МОЗ).

МЗ базується на законодавчій, нормативній, організаційній та технічній основах.

Законодавчою основою МЗ є Закон України «Про метрологію та метрологічну діяльність» [1].

Нормативною основою МЗ є положення, накази, правила, інструкції та інші нормативні документи, що регламентують порядок здійснення МЗ.

Організаційною основою МЗ є метрологічна служба: головні метрологи, інженери з метрології або особи, які відповідають за забезпечення єдності вимірювань.

Технічною основою МЗ є засоби вимірювальної техніки, а саме, засоби вимірювань та засоби медичної техніки (ЗМТ). Згідно з класифікацією [6] ЗМТ поділяються на медичні прилади; медичні апарати; медичне обладнання; медичні комплекси, призначенні для діагностики, лікування та профілактики організму людини.

Як зазначалося у [5], більшість ЗМТ має нормовані метрологічні характеристики та вбудовані в свою конструкцію ЗВТ і підлягають обов'язковому метрологічному контролю. Відповідно до вимог стат-

ті 3 Закону [1] забезпечення захисту життя та охорони здоров'я громадян є сферою законодавчо регульованої (ЗР) метрології. ЗВТ, які використовуються у сфері ЗР метрології, підлягають, під час експлуатації, повірці, а ЗМТ — контролю вихідних параметрів.

Організація повірки ЗВТ та контролю вихідних параметрів ЗМТ є найважливішою функцією метрологічної служби МОЗ.

Медичною реформою в Україні передбачено створення трьох ланок медичної допомоги: первинної; вторинної (спеціалізованої); третинної (високоспеціалізованої). Оскільки автор цієї статті за сумісництвом працює інженером з метрології у міському центрі первинної медико-санітарної допомоги, то саме стосовно проблеми із метрологічним забезпеченням ланки ЦПМСД йтиметься у статті.

ЦПМСД, де працює автор статті, було створено практично з нуля, тому і організувати МЗ його діяльності також довелося з нульової позначки. Завдяки широкому впровадженню у діяльність ЦПМСД комп'ютерної техніки та вільному доступу до мережі Інтернет, проблем із законодавчим підґрунтям МЗ не існує: Закон [1], у своїй актуальній версії, завжди доступний на сайті Верховної Ради України.

З нормативною основою МЗ стан більш складний: у мережі Інтернет достатньо легко знайти актуальне Положення [2], а от із Положенням про метрологічну службу МОЗ ситуація інша: доступне лише Положення [3], яке не відповідає нині чинному Закону [1] та нинішній структурі МОЗ. Хоча, відповідно до Положення [7], до функцій МОЗ належить створення метрологічної служби, але відшукати у мережі Інтернет Положення про метрологічну службу МОЗ, адаптоване до вимог чинного Закону [1] та Положення [2] успіхом не увінчалися. Положення про особу, відповідальну за забезпечення єдності вимірювань, автор статті розробляв самостійно, із урахуванням вимог Положення [2].

Як зазначалося вище, організація повірки ЗВТ та контролю вихідних параметрів ЗМТ є одним із основних завдань метрологів закладів МОЗ. Низкою нормативних документів національного рівня чітко прописано порядок здійснення повірки ЗР ЗВТ, що перебувають в експлуатації. Виникає лише проблема — як бути із повіркою ЗВТ, що надходять до ЦПМСД від постачальників зі свідоцтвами затвердженого типу ЗВТ, свідоцтвами про перевірку типу ЗВТ, але без декларацій виробників про відповідність вимогам технічних регламентів, свідоцтв або тавр у документах про первинну повірку?

З нормативним забезпеченням контролю вихідних параметрів ЗМТ ще складніше: офіційні документи з цього питання відсутні. Лише у мережі Інтернет знайшлася інформація стосовно того, що МОЗ листом № 1904-04/44 від 09.12.1998 зобов'язало всі медичні заклади організувати контроль вихідних параметрів медичної техніки. Спроби розшукати цей лист на сайті МОЗ закінчилися невдало. Виникає питання: як це можливо, що питання національного значення, яке впливає на стан здоров'я кожного громадянина України, регулюється лише листом більш ніж двадцятирічної давнини (до речі, листування зберігається у справах підприємств не більш ніж три роки) і чому донині не опрацьовано нормативний документ з цього питання?

Організаційну базу МЗ складають інженери з метрології — фахівці, які повинні мати вищу освіту відповідного профілю та кваліфікаційний рівень спеціаліста або магістра. Досвід автора статті свідчить, що лівову частку посад метрологів заміщують фахівці без відповідного напрямку вищої освіти, що негативно впливає на якість МЗ.

Технічну базу ЦПМСД (можна читати: технічну базу МЗ) має бути сформовано із урахуванням Примірного табеля [8]. Із урахуванням того, що сфера діяльності закладів охорони здоров'я є сферою законодавчо регульованої метрології, ЦПМСД мають оснащуватися ЗВТ та ЗМТ, що відповідають відповідним технічним регламентам та внесені до Реєстру затверджених типів ЗВТ.

Що ж маємо насправді?

Вивчення табеля свідчить, що значна кількість ЗВТ та ЗМТ, а саме: ростоміри, медичні вимірювальні стрічки (рулетки), пікфлоуметри (назву у табелі наведено з помилкою — пікфлуометр), апарати визначення рівня глюкози крові (глюкометри), спірометри, — до Реєстру затверджених типів ЗВТ не занесено, і тому використовуватися вони у закладах охорони здоров'я не можуть. Мало того, більшість глюкометрів, що перебувають в обігу в Україні, призначено лише для самоконтролю хворих на цукровий діабет та не призначено до застосування у медичних закладах. Незважаючи на це, таке медичне обладнання закуповується медичними закладами, бо через його відсутність виникає невідповідність укомплектованості ЦПМСД Примірному табелю [8], що унеможливорює отримання ліцензії на медичну практику.

У подальшому така практика, що порушує вимоги чинного законодавства України, призведе до оформлення штрафів, як на ЦПМСД, так й їх посадових осіб, під час здійснення метрологічного нагляду

Державною службою України з питань безпеки харчових продуктів та захисту споживачів.

Частина ЗВТ та ЗМТ, наприклад, пульсоксиметри надходять від постачальників, незважаючи на те, що вони є у Реєстрі затверджених типів, без документів про повірку. Постачальники вважають, що свідоцтво про перевірку типу замінює собою свідоцтво про повірку, і не мають бажання нести додаткові витрати на метрологічне підтвердження придатності кожного ЗВТ до застосування, перекладаючи таке завдання на ЦПМСД.

У цілому на ринку медичних ЗВТ склалася дивна ситуація: вітчизняні виробники (наприклад, ртутних термометрів) надають на ринок прилади, що пройшли повірку та придатні до експлуатації, представники іноземних виробників надають аналогічні прилади без повірки. У подальшому частина таких ЗВТ (за досвідом автора статті, не менше від 10 %) за результатами повірки перед введенням до експлуатації визнається непридатними, що завдає збитки медичним закладам. Зазначене свідчить щодо відсутності «гри за одними правилами».

Сучасні ЗВТ та ЗМТ (пульсоксиметри, глюкометри тощо) містять мікропроцесорну техніку, а деякі з них по суті є медичними комп'ютерами із вимірювальними функціями, наприклад, сучасні багатоканальні цифрові електрокардіографи. Експлуатація такого медичного обладнання потребує певних навичок, але питання навчання медичного персоналу не вирішено; лікарі вміють діагностувати, але використанню сучасних засобів діагностики не навчені. Чого вже казати стосовно молодшого та середнього медичного персоналу.

Це ж саме можна зазначити щодо застосування пульсоксиметрів лікарями сімейної медицини. Існують настанови Всесвітньої Організації Охорони Здоров'я із пульсоксиметрії, але призначені вони для використання лікарями-анестезіологами під час хірургічних втручань. Сімейний лікар, отримавши результат вимірювань, може лише здогадуватися, як його тлумачити, як співвідноситься отримана вимірювальна інформація зі станом здоров'я пацієнта.

Вирішенню цієї проблеми сприяло б включення до навчальних програм закладів післядипломної освіти МОЗ відповідних розділів, які передбачають докладне вивчення ЗВТ, ЗМТ та застосування у медичній практиці результатів вимірювань. Доцільним також було б проведення періодичних навчальних семінарів для медперсоналу із залученням технічних фахівців виробників (постачальників) ЗМТ або підприємств колишньої «Медтехніки».

Під час придбання медичного обладнання потрібно мати на увазі, що закупівля сучасної медичної апаратури без підготовки фахівців, без наявності стандартизованих методик вимірювань, без перевірки, без наявності витратних матеріалів та запасних частин є просто викинутими грошима.

Автори статті [5] звертають увагу на те, що питання контролю параметрів медичних апаратів є необхідним не тільки в Україні. У Директиві Ради Європейського Союзу (93/42/ЄЕС) відносно ЗМТ наведено визначення засобів медичної техніки, а також чітко визначено, що:

«Якщо засоби призначені для генерування в спеціальних медичних цілях небезпечних рівнів випромінювання, користь від яких, як вважається, переважає над ризиками, які несуть у собі випромінювання, то користувач повинен мати можливість контролювати це випромінювання».

ЗВТ та ЗМТ, які застосовуються, мають підтвердити, що випромінювання, яке спрямовується на пацієнта, має саме лікувальний характер, а не руйнує його здоров'я.

Перевірку працездатності медичного обладнання, стверджуються у статті [5], і автор з цим цілком згодний, необхідно виконувати кожного дня на початку робочої зміни, і зобов'язана це робити не медична сестра, а інженер із експлуатації медичного обладнання, оскільки наслідки неправильної експлуатації ЗВТ та ЗМТ можуть бути дуже неприємними; наприклад, порушення заземлення електрокардіографа призводить до недостовірних показань і, через це, встановлення невірних діагностичних показань.

Та от, як бути з тим, що у штатному розкладі ЦПМСД посаду інженера з експлуатації медичної техніки навіть не передбачено?

Мало того, у деяких ЦПМСД, особливо на селі, навіть наявні посади інженерів з метрології не укомплектовано.

Як це вплине на якість надання медичних послуг? Без сумнів, не у кращий спосіб.

ВИСНОВКИ

Під час аналізу стану МЗ ланки первинної медико-санітарної допомоги з'ясовано наявність таких проблем:

1. Неадаптованість нормативних документів із МЗ діяльності МОЗ до вимог чинного Закону [1] свідчить стосовно відсутності ефективного управління МЗ з боку Міністерства.

2. Наявність у Примірному таблиці [8] ЗВТ, які не внесено до Реєстру затверджених типів ЗВТ, помилок у найменуванні ЗВТ свідчить стосовно недо-

статнього рівня кваліфікації працівників, які його розробляли, а також щодо відсутності координації з фахівцями-метрологами МОЗ та Департаменту технічного регулювання Мінекономрозвитку.

3. Відсутній актуальний, адаптований до вимог чинного Закону [1], нормативний документ, який регламентує організацію контролю вихідних параметрів ЗМТ, що ще раз свідчить стосовно низької ефективності управління МЗ з боку МОЗ.

4. Низький рівень навченості медпрацівників прийомом роботи зі сучасним цифровим діагностичним медичним обладнанням свідчить щодо існування проблем із ефективністю системи післядипломної освіти МОЗ у царині метрології та вимірювальної техніки.

5. У штаті ЦПМСД відсутні посади фахівців з експлуатації та обслуговування ЗМТ, що може призвести до неефективної експлуатації обладнання та негативно вплинути на якість надання медичних послуг.

Для зміни ситуації на краще треба:

1. Розробити та затвердити Положення про метрологічну службу МОЗ, яке має відповідати вимогам чинного Закону [1] та Положення [2].

2. Переглянути структуру МОЗ із внесенням до неї штатної посади головного метролога та штатного метрологічного підрозділу. Відкоригувати штатні розклади медичних закладів у бік посилення їх технічної складової (ввести фахівців із експлуатації та ремонту обладнання, споруд, будівель, мереж тощо).

3. Здійснювати силами МОЗ, разом із Державною службою України з питань безпечності харчових продуктів та захисту споживачів, постійний моніторинг ринку ЗМТ з метою недопущення до застосування у медичних закладах апаратури, що не відповідає вимогам технічних регламентів.

4. Департаменту технічного регулювання Мінекономрозвитку надати офіційне роз'яснення щодо допуску до експлуатації та організації первинної перевірки ЗВТ, які надходять до медичних закладів лише зі свідоцтвами затвердження або перевірки типу та деклараціями виробників щодо відповідності їх продукції вимогам технічних регламентів.

5. Опрацювати та затвердити Настанову з організації контролю вихідних параметрів ЗМТ.


6. Скоригувати навчальні програми закладів післядипломної освіти МОЗ із внесенням до них відповідних розділів, які передбачають докладне вивчення ЗМТ, ЗВТ та застосування у медичній практиці результатів вимірювань.

7. На рівні областей або місцевих територіальних громад організувати проведення періодичних

навчальних семінарів для медпрацівників та фахівців метрологічних служб із залученням представників регіональних центрів стандартизації, мет-

рології та сертифікації, технічних фахівців фірм-виготовлювачів (постачальників) ЗВТ (ЗМТ) та підприємств колишньої «Медтехніки».

СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ / REFERENCES

1. Закон України «Про метрологію та метрологічну діяльність від 05 червня 2014 року № 1314-VII (Law of Ukraine «On Metrology and Metrological Activity of June 05, 2014, No. 1314-VII).
2. Типове положення про метрологічні служби центральних органів виконавчої влади, інших державних органів, органів управління об'єднань підприємств, підприємств, установ та організацій, які виконують роботи у сфері законодавчо регульованої метрології. Затверджене наказом Міністерства економічного розвитку і торгівлі України від 23.12.2015 № 1747. Зареєстровано в Міністерстві юстиції України 16 січня 2016 р. за № 79/28209 (Typical position on metrological services of central executive authorities, other state bodies, bodies of management of associations of enterprises, enterprises, institutions and organizations that perform work in the field of regulated metrology. Approved by the order of the Ministry of Economic Development and Trade of Ukraine dated December 23, 2015 № 1747. Registered in the Ministry Justice of Ukraine on January 16, 2016, No. 79/28209).
3. Положення про метрологічну службу Міністерства охорони здоров'я України. Затверджено наказом Міністерства охорони здоров'я України від 02.02.2007 N 52 (Regulations on the metrological service of the Ministry of Health of Ukraine. Approved by Order of the Ministry of Health of Ukraine of 02.02.2007 N 52).
4. JCGM 200:2008 Міжнародний словник із метрології. Основні та загальні поняття та відповідні терміни (JCGM 200: 2008 International Dictionary of Metrology. Basic and general concepts and related terms).
5. В.І. Марчук, І.В. Марчук, В.Є. Караченцев (2016) Забезпечення єдності вимірювань медичної техніки з нормованими метрологічними характеристиками // Перспективні технології та прилади (V.I. Marchuk, I.V. Marchuk, V.Y. Karachentsev (2016) Ensuring the unity of measurement of medical equipment with normalized metrological characteristics // Perspective technologies and devices). — №. 9. — С. 83—87
6. Стеценко Г.С. (2002) Медична техніка: посібник / Стеценко Г.С., Панішкевич Я.І., Гриценко В.І. / та ін. / за ред. Г.С.Стеценко. — Луцьк: Надстир'я (Stetsenko G.S. Medical technology: manual / Stetsenko G.S., Panishkevich Ya.I., Gritsenko V.I. / etc. / ed. G. Stetsenko. — Lutsk: Nadstyr'ya). — 298 с/р.
7. Положення про Міністерство охорони здоров'я України. Затверджено постановою Кабінету Міністрів України № 267 від 25 березня 2015 (Regulation on the Ministry of Health of Ukraine. Approved by the decision of the Cabinet of Ministers of Ukraine dated March 25, 2015, No. 267).
8. Примірний табель матеріально-технічного оснащення закладів охорони здоров'я та фізичних осіб — підприємців, які надають первинну медичну допомогу. Затверджено наказом Міністерства охорони здоров'я України № 148 від 26.01.2018 (An example of the logistics of the logistical facilities of health facilities and individuals - entrepreneurs who provide primary health care. Approved by the order of the Ministry of Health of Ukraine of January 26, 2018, No. 148). 

Отримано / received: 10.05.2019.

Стаття рекомендована до публікації д.т.н. С.В. Герасимовим (Україна).
D. Sc. (Techn.) S.V. Gerasymov, Ukraine, recommended this article to be published.

ДО 85-РІЧЧЯ ЮЛІАНА МИХАЙЛОВИЧА ТУЗА

5 липня виповнюється 85 років доктору технічних наук, професору **Юліану Михайловичу Тузу**, завідувачу кафедри автоматизації експериментальних досліджень Національного технічного університету України «Київський політехнічний інститут імені Ігоря Сікорського», дійсному члену Академії метрології України, лауреату Державної премії України в галузі науки і техніки, Заслуженому діячу науки і техніки України.

Наукова і трудова діяльність (з 1956 року) Ю.М. Туза пов'язана з Київським політехнічним інститутом: у 1965 захистив кандидатську дисертацію, у 1967 обійняв посаду доцента, у 1972 захистив докторську дисертацію, у 1973 обійняв посаду професора. З 1975 до 1984 року працював деканом факультету електроприладобудування та обчислювальної техніки (нинішній ФІОТ), з 1976 до сьогодні — очолює створену за його ініціативою кафедру автоматизації експериментальних досліджень. З 1993 — директор, а з 2016 — науковий керівник Науково-дослідного інституту автоматизації експериментальних досліджень.

Юліан Михайлович є засновником наукової школи автоматизації експериментальних досліджень. Підготував 30 кандидатів та 3 докторів технічних наук. Автор понад 480 наукових праць, у тому числі 18 монографій та навчальних посібників; має понад 120 авторських свідоцтв та патентів України, Німеччини, Великої Британії, Швеції, Угорщини. Основні його наукові праці: «Структурні методи підвищення точності» (1976), «Аналогово-цифрові вимірювальні перетворювачі змінного струму» (1979), «Організація та планування вимірювального експерименту» (1987), «Автоматизація проектування пристроїв вимірювальної техніки» (1988), «Широкопasmові високовольні вимірювальні підсилювачі» (2012), «Теорія електричних кіл і сигналів» (2012), «Автоматизація аналізу вимірювальних пристроїв» (2014), «Метрологічне забезпечення контролю якості продукції» (2017), «Оцінка надійності й роботоспроможності електронних пристроїв та систем» (2018).

Під його керівництвом виконано понад 50 науково-дослідних та дослідно-конструкторських робіт, розроблено та впроваджено у серійне виробництво понад 30 приладів та систем. Очолюваний професором Ю.М. Тузом. Науково-дослідний інститут автоматизації експериментальних досліджень виконує проекти за державними програмами Міноборони, МОН України, Комітету із захисту інформації, Нафтогазового комплексу, КНР, ФРН. Після розроблення та впровадження еталона напруги змінного струму, занесеного до реєстру еталонів України, НТУУ «КПІ» (КПІ ім. Ігоря Сікорського) отримав свідоцтво виробника та постачальника продукції для Збройних Сил України.

Серед найвагоміших науково-дослідних і дослідно-конструкторських робіт потрібно відзначити:

розроблення і постановка на озброєння наказом Міністра оборони України (№ 529, 2010 р) військового вторинного еталона напруги змінного струму від 0,1 до 1000 В в діапазоні частот до 30 МГц (ВВЕТУ-08-07-01-09), який за вольтгерцевою площиною перевищує світові досягнення;

розроблення і впровадження в крупносерійне виробництво ряду вимірювачів напруги змінного струму В5-3, В5-4, В3-20, В3-45, В3-46, В3-48, В3-48 А, В3-59, ВК3-66 для діапазону частот до 100 МГц, захищених авторськими свідоцтвами та патентами Німеччини, Швеції, Великої Британії, Угорщини, які були експортно-придатними і здатними функціонувати за тяжких умов експлуатації.

Науково-технічна діяльність Ю.М. Туза високо відзначена державою; він є лауреатом Державної премії України в галузі науки і техніки (2005), йому присвоєно почесне звання. Заслужений діяч науки і техніки України (2018). Міністерство освіти і науки України двічі нагороджувало його знаком «Відмінник освіти України» (1998, 2009): Юліан Михайлович — почесний професор НТУУ «КПІ». Має: подяку Київського міського Голови (2003); знак «Золота Голка» Мюнхенського технічного університету (2005); почесне звання «Видатний діяч НТУУ «КПІ» (2015); медаль «20 років служби метрології і стандартизації Збройних Сил України»; знак «Ушинський К.Д.» Національної академії педагогічних наук України; грамоту Державного комітету України з питань технічного регулювання та споживчої політики; диплом компанії *Motorola* «3 нагоди десятиї річниці співпраці, за активну участь у спільних проектах компанії *Motorola* та Національного технічного університету України «КПІ».



Академія метрології України, співробітники кафедри та науково-дослідного інституту автоматизації експериментальних досліджень НТУУ «КПІ ім. Ігоря Сікорського», редакція та редколегія журналу «Метрологія та прилади» сердечно вітають з ювілеєм Юліана Михайловича ТУЗА! Бажають йому міцного здоров'я, добробуту, родинного щастя, творчого довголіття, подальших вагомих наукових досягнень!