



**KHARKOV NATIONAL UNIVERSITY OF RADIOELECTRONICS,
NATIONAL SCIENTIFIC CENTRE «INSTITUTE OF METROLOGY»,**

**ХАРЬКОВСКИЙ НАЦИОНАЛЬНЫЙ УНИВЕРСИТЕТ
РАДИОЭЛЕКТРОНИКИ,
НАЦИОНАЛЬНЫЙ НАУЧНЫЙ ЦЕНТР «ИНСТИТУТ МЕТРОЛОГИИ»,**

**ХАРКІВСЬКИЙ НАЦІОНАЛЬНИЙ УНІВЕРСИТЕТ
РАДІОЕЛЕКТРОНІКИ,
НАЦІОНАЛЬНИЙ НАУКОВИЙ ЦЕНТР «ІНСТИТУТ МЕТРОЛОГІЇ»**

UM-2021

**XVIII International Scientific and Technical Seminar
“Measurement Uncertainty: Scientific, Normative,
Applied and Methodical Aspects”**

THESES OF REPORTS

Kharkov, December 13-14, 2021

**XVIII Международный научно-технический семинар
“Неопределенность измерений: научные, нормативные,
прикладные и методические аспекты”**

ТЕЗИСЫ ДОКЛАДОВ

Харьков, 13-14 декабря 2021

**XVIII Міжнародний науково-технічний семінар
“Невизначеність вимірювань: наукові, нормативні,
прикладні та методичні аспекти”**

ТЕЗИ ДОПОВІДЕЙ

Харків, 13-14 грудня 2021

Содержание
Зміст
Content

<i>Берестов Р. В., Гоц Н.Э.</i> Методика продовження строку служби закритих джерел іонізуючого випромінення.....	5
<i>Bodnar O., Possolo A.</i> Comparison of proposals for the redefinition of standard measurement uncertainty.....	6
<i>Warsza Z. L., Puchalski J.</i> Estimation uncertainty bands of the regression line for correlated data of variable y with gum guide method. Part 1. theoretical backgrounds.....	7
<i>Warsza Z. L., Puchalski J.</i> Estimation uncertainty bands of the regression line for correlated data of variable y with gum guide method. Part 2. numerical examples, summary and conclusions.....	8
<i>Velychko O, Vendychanskyi R.</i> Metrological traceability chain for dc high voltage.....	9
<i>Віткін Л.М.</i> Розвиток метрологічного законодавства України для майбутнього.....	11
<i>Witkovský Viktor.</i> Characteristic functions approach implementation to measurement uncertainty evaluation.....	12
<i>Герасимов С.В., Яковлев М.Ю., Триц Р.М.</i> Підвищення метрологічної надійності засобів вимірювальної техніки за рахунок врахування невизначеності вимірювання	14
<i>Глейзер В.И., Владимирова Т.М.</i> Оценка неопределенности результатов измерений при калибровке маркшейдерского гирокомпаса.....	16
<i>Года О.Ю., Довгальок Р.Ю., Яремчук Н.А.</i> Метод урахування невизначеності при вимірюванні/класифікації властивостей об'єктів за показниками якості	17
<i>Данилов А.А.</i> Альтернативный источник информации для принятия решения о корректировке интервалов между калибровками.....	19
<i>Ефремова Н.Ю.</i> Принятие решений о соответствии в рамках проведения калибровки	20
<i>Жалило А.А., Катюшина Е.В.</i> Комплексование радиотехнических и оптико-электронных полигонных систем траекторных измерений. предварительные результаты.....	22
<i>Задорожная И.Н., Захаров И.П., Тевяшев А.Д.</i> Неопределенность измерения координат объекта с помощью оптико-электронной станции	24
<i>Zakharov I.</i> COOMET Recommendation «Expression of the expanded measurement uncertainty (method of kurtosis)»	25
<i>Захаров И.П., Семенихин В.С., Фоменко В.Д.</i> Корректировка межкалибровочного интервала средства измерений по результатам перекалибровок.....	27

<i>Захаров И.П., Цыбина И.Ю.</i> Оценивание неопределенности измерений при калибровке индикатора часового типа	28
<i>Кеpeciук Т.В.</i> Оцінювання невизначеності вимірювання при калібруванні трубопоршневих повірочних установок	29
<i>Коцюба А.М.</i> Спосіб верифікації методик та оцінювання невизначеності вимірювання за принципами ISO 5725.....	31
<i>Крюков О.М., Мігура О.О.</i> Вимірювальний контроль параметрів каналів стволів вогнепальної зброї: Актуальність, принципи побудови засобу вимірювання, завдання досліджень	33
<i>Левин С.Ф.</i> Два аспекта неопределенности в метрологии.....	35
<i>Малецкая О.Е., Сороколат Н.А.</i> Возможности калибровки технических средств с оценкой неопределенности измерений.....	37
<i>Матвеева И.Н., Толмачев В.В.</i> Особенности оценивания неопределенности при аттестации методики измерения временного сопротивления (предела прочности) металлов методом статического растяжения.....	38
<i>Моргунов В.В., Трищ Р.М.</i> Невизначеність вимірювання поглинених доз радіохромними плівковими дозиметрами з використанням сканера.....	40
<i>Моценко І.О., Нікітенко О.М., Єгоров А.Б., Козлов Ю.В.</i> Оцінювання невизначеності вимірювання витрати природного газу при реалізації оптико-теплого методу	41
<i>Неежмаков П.І, Павленко Ю.Ф.</i> Квантові технології – основа метрології і електроніки ХХІ століття.....	42
<i>Неежмаков П.И., Прокопов А.В., Панасенко Т.А., Шлома А.И.</i> Модель измерения интегральных величин, основанная на их представлении дискретными значениями функций от подынтегральной величины на интервале интегрирования	43
<i>Ravese F.</i> Uncertainty in the case of lack of knowledge: the case of data extrapolation, with an example on climate forecast models	45
<i>Павленко Ю.Ф., Колбасін О.І.</i> Щодо узгодженості електричних величин при їх реалізації за допомогою квантових ефектів.....	47
<i>Петришин І.С., Присяжнюк Л.О., Клочко Н.Б.</i> Дослідження методичної похибки густиноміра газу на основі резонатора Гельмгольца	49
<i>Петришин І.С., Середюк Д.О., Бас О.А., Мануляк Р.Т.</i> Методика переходу економіки України до «зеленої» вуглеводневої енергетики.....	51
<i>Полярус О. В., Поляков Є. О.</i> Проблеми визначення динамічних характеристик вимірювальних каналів тиску.....	52
<i>Possolo A., Vodnar O.</i> Redefinition of standard measurement uncertainty	53
<i>Савкова Е.Н.</i> Подходы к оцениванию неопределенности цвета в программно-аппаратных средах.....	54

<i>Середюк Д.О., Пелікан Ю.Т., Гулик В.Я., Бас О.А.</i> Результати двохсторонніх звірень національних еталонів об'ємної витрати газу України та Молдови.....	56
<i>Середюк О.Є., Середюк Д.О., Винничук А.Г.</i> Метрологічна модель установки РВТТ-типу на базі концепції невизначеності.....	57
<i>Skliarov V.V.</i> A General approach for evaluation of metrological characteristics of standard radionuclide samples.....	59
<i>Скрипка І.О., Сергієнко М.П., Штефан Н.В.</i> Оцінювання невизначеності вимірювань при калібруванні тераомметрів та вимірювачів опору ізоляції.....	60
<i>Tarasov V.A., Grynyov B.V., Vaschenko L.L., Gurdzhian N.R., Zelenskaya O.V., Mitcay L.I.</i> Evaluation statistical uncertainty of modeling of the light collection coefficient in scintillators.....	61
<i>Хакимов О.Ш., Муминов Н.Ш., Матякубова П.М.</i> Сборник задач и упражнений по неопределенности измерений.....	62
<i>Ченцова Ю.С., Толмачев В.В.</i> Сравнение Z- и Еп- оценок функционирования лабораторий для межлабораторных сравнительных испытаний в стали по показателю «твердость по шкале Виккерса»	63
<i>Чеховський С.А., Витвицька Л.А., Чуйко М.М.</i> Особливості оцінювання невизначеності вимірювання крайового кута змочування кров'ю штучних судин.....	65
<i>Чжан Ю., Савкова Е.Н., Боголюбский Д.Д.</i> Системы оптических величин и их применение	66
<i>Chunikhina T.V., Rapchenko V.Y.</i> Evaluation of measurement uncertainty at the researches of the sunflower oil's peroxide value.....	68
<i>Шевкун С.М., Добролюбова М.В., Ланко Є.В.</i> Оцінка невизначеності при калібруванні аналізаторів потужності сигналів надвисоких частот.....	69
<i>Шпак О.В., Дувіряк Д.В., Кізлівський І.Г., Паракуда В.В.</i> Експериментальне дослідження ефективних площ ультразвукових перетворювачів	71
<i>Юрченко О.І., Черножук Т.В., Бакланов О.М.</i> Сонолюмінесцентна спектроскопія в аналізі гарячих теплоносіїв АЕС.....	72
<i>Юрченко О.І., Черножук Т.В., Бакланов О.М.</i> Визначення вмісту спиртів по гасінню сонолюмінесценції.....	74
<i>Юрченко О.І., Черножук Т.В., Бакланов О.М.</i> Утворення водню та пероксиду водню при дії ультразвуку на воду, розчини хлориду натрію і кухонної солі.....	76
<i>Юрченко О.І., Черножук Т.В., Бакланов О.М.</i> Ультразвукове руйнування органічних домішок в розчинах кухонної солі в присутності речовин–ініціаторів утворення радикалів.....	78

МЕТОДИКА ПРОДОВЖЕННЯ СТРОКУ СЛУЖБИ ЗАКРИТИХ ДЖЕРЕЛ ІОНІЗУЮЧОГО ВИПРОМІНЕННЯ

¹Берестов Р.В., ²Гоц Н.Є.
¹Біла Церква, ²Львів, Україна

В наш час в багатьох сферах промисловості України використовуються джерела іонізуючого випромінення. Тривалість використання джерела іонізуючого випромінення визначається строком служби встановлених виробником.

Згідно з технічним регламентом щодо закритих джерел іонізуючого випромінювання строк служби закритого джерела - встановлений виробником строк можливого використання конкретного закритого джерела з моменту його виготовлення, у разі закінчення якого використання такого джерела повинне бути зупинене. У разі підтвердження факту збереження радіаційних характеристик, герметичності та відсутності дефектів, їх ознак на закритому джерелі його строк служби може бути продовжений в установленому законодавством порядку [1]. Але законодавчо не регламентуються умови подовження строку служби, та як наслідок тривалість їх експлуатації.

Строк служби джерела іонізуючого випромінення встановлюється виробником з моменту виготовлення джерела, з урахуванням його відповідності своєму призначенню та основним технічним вимогам стандартів, а також вимогам до герметичності його конструкції, яка за належних умов експлуатації має забезпечувати радіаційну безпеку в місцях експлуатації та зберігання джерела [2].

Запропоновано методику продовження строку служби закритих джерел іонізуючого випромінення на основі результатів попередніх калібрувань та опрацювання інформації про калібрування з використанням методу контрольних карт.

Для реалізації методики продовження строку служби закритих джерел іонізуючого випромінення удосконалено процедуру їх калібрування шляхом врахування:

- процедури перевірки герметичності закритого джерела іонізуючого випромінення;
- додаткових складових непевності калібрування, які виникають в процесі перевірки герметичності закритого джерела іонізуючого випромінення.

Список літератури

1. Технічний регламент закритих джерел іонізуючого випромінювання [Електронний ресурс]. – Режим доступу: <https://zakon.rada.gov.ua/laws/show/1382-2007-%D0%BF#Text>

2. Вимоги та умови безпеки (ліцензійні умови) провадження діяльності з використання джерел іонізуючого випромінювання [Електронний ресурс]. – Режим доступу: <https://zakon.rada.gov.ua/laws/show/z0978-02#Text>

COMPARISON OF PROPOSALS FOR THE REDEFINITION OF STANDARD MEASUREMENT UNCERTAINTY

¹Bodnar O., ²Possolo A.

¹Örebro, Sweden, ²Gaithersburg, MD, USA

The standard uncertainty associated with an estimate of the measurand is commonly defined in metrology as being the standard deviation of the output quantity that results from propagating the standard uncertainties of the input quantities, as described in the GUM [1], when the input quantities are modeled as random variables.

The standard deviation of a random variable describes the variability around the mean of the values that the random variable can take. The standard deviation is meaningful when the underlying distribution is symmetric and has a finite second moment. However, the precise meaning of a statement like “plus or minus one standard uncertainty” depends markedly on the underlying distribution: it depends, in particular, on the heaviness of the tails of the relevant distribution. The output quantity can also have an asymmetric distribution, even when the inputs are Gaussian, say, and in such cases the meaning of the standard deviation becomes even less clear.

Alternative definitions for standard uncertainty are under discussion among metrologists, which may be meaningfully applied, in a more uniform way, to a wider range of problems in metrology. These discussions are still ongoing and the statistical properties of the alternatives under consideration still require a more detailed investigation. We contribute to this discussion by providing statistical analysis in the context of the combination of measurement results of the same measurand, when these results may be mutually consistent or inconsistent. The significance of how the standard uncertainty is defined becomes very clear when one realizes how strongly such definition can impact the interpretation of the posterior of the measurand, when a Bayesian procedure is used, even when the likelihood and the priors remain the same.

References

1. JCGM (2008) Evaluation of Measurement Data – Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement. JCGM100:2008, BIPM, Sèvres, France.

ESTIMATION UNCERTAINTY BANDS OF THE REGRESSION LINE FOR CORRELATED DATA OF VARIABLE Y WITH GUM GUIDE METHOD. PART 1. THEORETICAL BACKGROUNDS

Warsza Z. L., Puchalski J.
Warsaw, Poland

In the assessing accuracy of the linear regression method used in measurements, the application rules of GUM guide [1, 2] convention should be used. The types A and B uncertainty bands of the regression straight-line are discussed in detail in earlier authors' work [3]. Theoretical backgrounds given in Part 1 include also the impact of autocorrelation and correlations of a data of the dependent random variable $Y(x)$.

The linear regression method allows to find the straight-line $y=ax+b$ and borders of its expanded uncertainty band $\pm U_{Y0,95}(x)$. If values x_i of n points $Q_i(y_i, x_i)$ are known, the parameters a, b of this line are determined from measurement data of ordinates y_i when they meet the specified criterium:

$$SK_{min} = -aS_{xy} - bS_y + S_{yy}.$$

To describe the accuracy of correlated values $y_i \dots y_n$ used is the covariance matrix:

$$U_Y = \begin{bmatrix} u^2(y_1) & \dots & \rho_{y_1n}u(y_1)u(y_n) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{y_1n}u(y_1)u(y_n) & \dots & u^2(y_n) \end{bmatrix}, \quad (1)$$

where: ρ_{yij} – correlation coefficient and $u(y_i), u(y_j)$ uncertainties of, y_i, y_j of Y .

The standard uncertainty type A of y are function of correlated ax and b , i.e.

$$u_{regA}^2(y) = u_{ab}^2(y(x)) = u_a^2x^2 + 2x\rho_{ab}u_a u_b + u_b^2 = = \frac{1}{s} + \frac{s}{\Delta} \left(x - \frac{S_x}{s}\right)^2. \quad (2)$$

Function of combined $u(y)$ and types A and B uncertainties is the geometric sum:

$$u(y) = \sqrt{u_{ab}^2(y) + u_B^2(y)}, \quad (3)$$

where: $u_B(y) = u_B(y_0) + (y-y_0)E_{max}/\sqrt{3}$; $E_{max} \%$ – Maximum Permissible Error of meter.

Finally, the regression line with its extended uncertainty band is:

$$y = ax + b \pm k_{0.95} \sqrt{u_{regA}^2(y) + u_B^2(ax + b)}. \quad (4)$$

For repeated m measurements of y_i points with the same x_i and uncertainty u_{Ai} , their autocorrelation should be considered, and effective number $n_{ieff} < m$ must be used:

$$n_{ieff} = \frac{m}{1 + 2 \sum_{k=1}^{m-1} \frac{m-k}{m} \rho_{ik}}. \quad (5)$$

References

1. Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement. Geneva: ISO, 1993.
2. JCGM102:2011, Suppl. 2 Extension to any number of output quantities. BIPM.
3. Warsza Z. L., Puchalski, J. Uncertainty Bands of the Regression Line for Data with Type A and Type B Uncertainties of Dependent Variable Y. Proc. of Automation 2021. AISIC series, v. 1390, pp. 342–363, Springer Nature

ESTIMATION UNCERTAINTY BANDS OF THE REGRESSION LINE FOR CORRELATED DATA OF VARIABLE Y WITH GUM GUIDE METHOD. PART 2. NUMERICAL EXAMPLES, SUMMARY AND CONCLUSIONS

Warsza Z. L., Puchalski J.
Warsaw, Poland

In this Part 2 simulated numerical examples of determining uncertainty bands of the regression line according to the equations of Part 1. Measured points $Q(x_i, y_i)$ are fitted with different cases of the correlation and absolute and relative uncertainties type A and Type B of the dependent Y variable values. The summary and conclusions are also given. The literature to both parts is located in the end of Part 1.

The regression straight-line $y=ax+b$ and its type A expanded uncertainty band U for points of y_i measured with the same absolute uncertainty is given. Gauss pdf distributions of y_i and y of points on this line are obtained. The narrowest uncertainty band is in the middle of x range.

The uncertainty bands $U_A(x)$, $\delta_{U_A}(x)$ for measurements with absolute uncertainties $u_i(y_i)=\text{const}$ or relative $\delta_i(y_i) = \text{const}$ and coefficients of y_{ij} correlation $\rho = (0, .5, 1)$ are compared.

Influences of ρ and u_B are presented. The bandwidth $\pm U_A$ increases with ρ , and the arms of hyperbolas $\pm U(x)$ straighten. For the relative uncertainty $\delta_i(y_i) = \text{const}$ of all points, the parameters a, b of the regression line are different than for $u_i=\text{const}$. The bandwidth $\delta_U(x)$ is asymmetric, and increases with x .

The values y_i of points $P_i(x_i, y_i)$ on the regression line $y=ax+b$ are also correlated.

The equations of expanded uncertainty bands $\pm U(x)$, $\pm \delta_U(x)$ are given. Their uncertainty type B is found as the SD of the uniform pdf with a width of 2 Maximal Permissible Error $E\%$. Then, with the influence of type B uncertainty, effective variances u_{ac}^2 , u_{bc}^2 and the correlation coefficient ρ_{abc} will be respectively:

$$u_{ac}^2 = u_a^2 + a^2 \delta_B^2, \quad u_{bc}^2 = u_b^2 + (u_{B0} + \delta_B(b - y_0))^2,$$

$$\rho_{abc} = \frac{\rho_{ab} u_a u_b + a \delta_B (u_{B0} + \delta_B (b - y_0))}{u_{ac} u_{bc}}.$$

Variances of combined uncertainty in points x_i for $i = 1, 2$ are

$$u_{yCi}^2(x) = (u_a^2 + \delta^2 a^2) x_i^2 + 2x_i (\rho_{ab} u_a u_b + a \delta^2 (1 + b)) + u_b^2 + \delta^2 (1 + b)^2.$$

The correlation coefficient between the variables y_1 and y_2 of the regression line, considering the influence of uncertainty type B, has the form:

$$\rho_{y_1 y_2} = \frac{(u_a^2 + a^2 \delta_B^2) x_1 x_2 + (x_1 + x_2) \rho_{ab} u_a u_b + \delta_B (u_{B0} + \delta_B (b - y_0)) + u_b^2 + (u_{B0} + \delta_B (b - y_0))^2}{u_{yC1} u_{yC2}}. \quad (1)$$

Due to the linear dependency of the y from x , these variables are fully correlated, which means that the same correlation coefficient as (1) have variables x_1 i x_2 .

In the end of Part 2 summary and final conclusions from both parts will be given.

METROLOGICAL TRACEABILITY CHAIN FOR DC HIGH VOLTAGE

O. Velychko, R. Vendychanskyi

Kyiv, Ukraine

Metrological traceability has such important elements as calibration of standards and measuring instruments and estimation of measurement uncertainty [1]. Building metrological traceability chains for different types of measurements is important for national metrology institutes and calibration laboratories. In such chains, the range of values of specific measured quantities, the range of necessary measurement uncertainties and the standards used are indicated.

The State Primary Standard of a Unit of Electric Voltage of a Direct Current (DC) of range from 1 to 180 kV (DETU 08-04-99) functions in Ukraine since 1999 [2]. It provides precise measurements of high DC voltage.

Metrological characteristics of DETU 08-04-99 standard:

- range of reproduction of nominal values of DC high voltage from 1 kV to 180 kV;

- standard deviation of the measurement result when reproducing a unit of DC high voltage does not exceed $5 \cdot 10^{-5}$;

- expanded measurement uncertainty $3.6 \cdot 10^{-4}$;

- instability for the year does not exceed $3 \cdot 10^{-4}$.

DETU 08-04-99 standard consists of stationary and mobile parts:

stationary part:

- compiled measure of DC voltage of 180 kV (MBH-180);

the device of stabilization of working current of measures of DC high voltage (НБ-1000);

precision DC voltage meter;

mobile part:

- compiled measures of DC high voltage of 10 kV (MBH-10);

- the device of stabilization of working current of measures of DS high voltage (НБ-100);

- precision DC voltage meter.

The step of the DC high voltage reproduction for DETU 08-04-99 standard is 1 kV in the range from 10 kV to 180 kV.

The value of DC voltage measured using DETU 08-04-99 standard is calculated by the equation:

$$U_{SS} = U_{SSs} + DU_{SSV}, \quad (1)$$

where:

$U_{SSs} = \mathring{a} \prod_{k=1}^N U_{OS k}$ is the true value of the DC high voltage of compiled measures at 180 kV, in volts;

$U_{OS k}$ is the DC voltage of k -th unambiguous measure, N is numbers of unambiguous measure in the compiled measure ($N=180$);

DU_{SSV} is the measured value of DC voltage of a precision meter, in volts.

The combined standard measurement uncertainty of DC high voltage of the DETU 08-04-99 standard calculated by the equation:

$$u_{c_{SSs}} = \frac{1}{U_{SSs}} \sqrt{\sum_{k=1}^N u_{OS k}^2 + u_{SSV}^2} \quad (2)$$

where:

$u_{OS k}$ is the standard measurement uncertainty of k -th unambiguous measure [2, 3];

u_{SSV} is the standard measurement uncertainty of measurement DC high voltage by precision voltmeter.

The working standards of the second level of metrological traceability are DC high voltage meters with the following metrological characteristics:

- range of DC high voltage measurements from 1 kV to 180 kV;
- expanded measurement uncertainty from $5.8 \cdot 10E-3$ to $1.2 \cdot 10E-2$.

The working measuring instruments of the third level of metrological traceability include voltage meters and kilovoltmeters of DC high voltage.

Voltage meters have the following metrological characteristics:

- voltage measurement ranges from 1 kV to 180 kV;
- expanded measurement uncertainty from 0.0057 to 0.016.

Kilovoltmeters have the following metrological characteristics:

- voltage measurement ranges from 1 to 100 kV;
- expanded measurement uncertainty from 0.0058 to 0.058.

A metrological traceability chain for measuring high DC voltage is proposed, which consists of three levels and based on the conducted analysis. This chain is used in the State Enterprise “Ukrmetrteststandard” (Kyiv, Ukraine) for calibration of working standards and working measuring instruments for DC high voltage. It can also be used by accredited calibration laboratories, which carry out calibration of working measuring instruments according to their own scope of accreditation.

References

1. JCGM 200:2012. International vocabulary of metrology – Basic and general concepts and associated terms (VIM). 3rd edition. *JCGM*, 2007. 108 p.
2. Velychko O., Vendychnskyi R. Research of the National Primary Standard of the High DC Voltage. *Digest of 2018 Conf. on Precision Electromagnetic Measurement*. Paris, France. 2018 (June 8–13). 2 p.
3. JCGM 100:2008. Uncertainty of measurement – Guide to the expression of uncertainty in measurement (GUM:1995). *JCGM*, 2008. 138 p.

РОЗВИТОК МЕТРОЛОГІЧНОГО ЗАКОНОДАВСТВА УКРАЇНИ ДЛЯ МАЙБУТНЬОГО

Віткін Л.М.
Київ, Україна

Відповідно до Угоди про асоціацію з ЄС Україна здійснила докорінне реформування метрологічної системи. Протягом останніх років введено в дію базове і секторальне законодавство, адаптоване до європейського та удосконалено інфраструктуру метрологічної системи.

У 2020 році набув чинності оновлений міжнародний Документ D1 2020 OIML, який враховує останні наукові і технологічні зміни в метрології [1].

Нова редакція D1 містить розділ 7 «Розробка системи метрології для майбутнього». У цьому розділі підкреслюється, що національні системи метрології повинні швидко та адекватно реагувати на глобальні зміни у економіці та суспільстві, адаптуючись до нових потреб і технологічних інновацій таких як: перевизначення Міжнародної системи одиниць (SI) на основі фізичних сталих із спрощенням доступу до національних еталонів; перехід від одиничних засобів вимірювань до великих і складних вимірювальних систем, пов'язаних із запровадженням "Інтернету речей" з вбудованими датчиками; перехід від статичних вимірювань до динамічних; використання баз даних для відстеження ЗВТ з моменту їх розміщення на ринку до завершення життєвого циклу; використання особливого програмного забезпечення для ЗВТ на основі штучного інтелекту, тощо.

У майбутньому, це призведе до кардинальних змін щодо методів оцінки відповідності, калібрування та повірки ЗВТ. Тому важливо, щоб гнучкість була вбудована у законодавчі механізми та інституційні структури національної метрологічної системи. D1 2020 наголошує на необхідності періодичного перегляду (кожні п'ять років) національної політики та законодавства у сфері метрології.

Діючий Закон України про метрологію був прийнятий у 2014 році на основі Документу OIML D1 2012, а у 2019 році до нього були внесені певні зміни технічного характеру.

Таким чином, вже найближчим часом варто розглянути потребу в оновленні базового Закону України про метрологію згідно з положеннями міжнародного Документу OIML D1 2020, створивши робочу групу за участі заінтересованих сторін. В подальшому це сприятиме підписанню Угоди АСАА з ЄС щодо засобів вимірювальної техніки.

Список літератури

1. International Document OIML D 1 Edition 2020 (E). 73 p./ National metrology systems – Developing the institutional and legislative framework.// https://www.oiml.org/en/files/pdf_d/d001-e20.pdf.

CHARACTERISTIC FUNCTIONS APPROACH IMPLEMENTATION TO MEASUREMENT UNCERTAINTY EVALUATION

Viktor Witkovský
Bratislava, Slovakia

Probability distributions suitable for modelling measurements and determining their uncertainties are usually based on a standard approximate approach as described in GUM using the law of uncertainty propagation (also known as the delta method) or a more accurate method based on the law of probability propagation calculated by using Monte Carlo method (MCM), [1-3].

As an alternative to GUM and MCM, we have developed a characteristic function approach (CFA), see e.g. [4], to determine measurement uncertainties based on using the exact probability distribution of a measured quantity by inverting its associated characteristic function (CF) defined as the Fourier transform of the probability density function (PDF).

Moreover, we have implemented the characteristic functions toolbox (CharFunTool in MATLAB and also R version) [5] which consists of a set of algorithms for evaluating selected characteristic functions and algorithms for numerical inversion of the combined and/or compound characteristic functions, used to evaluate the cumulative distribution function (CDF), the probability density function (PDF), and/or the quantile function (QF). The toolbox allows simple and user-friendly calculations of the state-of-knowledge probability distribution of the output quantity in linear (or linearized) measurement models.

For simple illustration let us consider a simple measurement model of a single scalar quantity, say $y = f(x)$, where $X = (X_1, \dots, X_n)$ represents the random vector of input quantities. Based on our preliminary studies and in accordance GUM, the input variables are characterized by Type A and Type B methods of evaluation. Most frequently, they are represented as independent random variables with the known symmetric distributions or distributions defined on non-negative values, as specified in Table, where the distributions are specified together with their exact characteristic functions. In such situations, CF of the output quantity Y , is given by simple rule, $c f_Y(t) = c f_{X_1}(c_1 t) \times \dots \times c f_{X_n}(c_n t)$, i.e. product of the characteristic functions of the input variables. This could be further inverted (analytically or numerically) in order to get the probability density function (PDF), or the cumulative distribution function (CDF) or the quantile function (QF) of the measured (random) variable Y . Frequently, numerical inversion is the only option to evaluate the required distribution functions. For example, the PDF can be evaluated from CF by using an approximation based on Discrete Fourier Transform (DFT) and numerically efficiently by proper application of the Fast Fourier Transform algorithm (FFT) or alternatively, by using the approximate trapezoidal rule for the required integration, or any other suitable method for the numerical inversion of the characteristic function.

Probability distribution	Characteristic function
Gaussian $N(0,1)$	$cf(t) = \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right)$
Student's t_ν	$cf(t) = \frac{1}{2^{\frac{\nu}{2}-1}\Gamma(\frac{\nu}{2})} \left(v^{\frac{1}{2}} t \right)^{\frac{\nu}{2}} K_{\frac{\nu}{2}}\left(v^{\frac{1}{2}} t \right), \nu > 0$
Rectangular $R(-1,1)$	$cf(t) = \frac{\sin(t)}{t}$
Triangular $T(-1,1)$	$cf(t) = \frac{2-2\cos(t)}{t^2}$
Arcsine $U(-1,1)$	$cf(t) = J_0(t)$
Symmetric Beta $B(-1,1)$	$cf(t) = \frac{\Gamma(\frac{1}{2}+\theta)}{(\frac{t}{2})^{\theta-\frac{1}{2}}} J_{\theta-\frac{1}{2}}(t), \theta > 0$ shape
Symmetric Two Sided Power $TSP(-1,1)$	$cf(t) = \frac{1}{2}(M(1,1+\theta,it) + M(1,1+\theta,-it)), \theta > 0$
Exponential $Exp(\lambda)$	$cf(t) = \frac{\lambda}{\lambda-it}, \lambda > 0$ rate,
Gamma $\Gamma(\alpha,\beta)$	$cf(t) = \left(1 - \frac{it}{\beta}\right)^{-\alpha}, \alpha > 0$ shape, $\beta > 0$ rate
Chi-squared χ_ν^2	$cf(t) = (1 - 2it)^{-\frac{\nu}{2}}, \nu > 0$
Fisher-Snedecor's F_{ν_1,ν_2}	$cf(t) = \frac{\Gamma(\frac{\nu_1+\nu_2}{2})}{\Gamma(\frac{\nu_1}{2})} U\left(\frac{\nu_1}{2}, 1 - \frac{\nu_2}{2}, -\frac{\nu_2}{\nu_1}it\right), \nu_1 > 0$ and $\nu_2 > 0$

In this paper we shall present current status of the characteristic function approach implementation and illustrate the usage and applicability of the CFA for determination of the state-of-knowledge distribution and uncertainty evaluation by simple example, as well as its comparison with GUM, MCM, and the kurtosis-based method [6].

References

1. JCGM100:2008 (GUM). Evaluation of measurement data – Guide to the expression of uncertainty in measurement (GUM 1995 with minor corrections), JCGM - Joint Committee for Guides in Metrology, ISO, BIPM, IEC, IFCC, ILAC, IUPAC, IUPAP and OIML, 2008.
2. JCGM101:2008 (GUM S1). Evaluation of measurement data – Supplement 1 to the Guide to the expression of uncertainty in measurement – Propagation of distributions using a Monte Carlo method, JCGM, ISO, BIPM, IEC, IFCC, ILAC, IUPAC, IUPAP, OIML, 2008.
3. JCGM102:2011 (GUM S2). Evaluation of measurement data – Supplement 2 to the Guide to the expression of uncertainty in measurement – Models with any number of output quantities,, JCGM, ISO, BIPM, IEC, IFCC, ILAC, IUPAC, IUPAP, OIML, 2011.
4. Witkovský, V., Wimmer, G., Ďurišová, Z., Ďuriš, S. and Palenčár, R., 2017. Brief overview of methods for measurement uncertainty analysis: GUM uncertainty framework, Monte Carlo method, characteristic function approach. In 2017 11th International Conference on Measurement (pp. 35-38). IEEE.
5. Witkovský, V., 2021. CharFunTool: The Characteristic Functions Toolbox (MATLAB), Available at <https://witkovsky.github.io/CharFunTool/>.
6. Zakharov, I.P., Botsyura, O.A. 2019. Calculation of expanded uncertainty in measurements using the kurtosis method when implementing a Bayesian approach. Measurement Techniques, 62(4), pp.327-331.

ПІДВИЩЕННЯ МЕТРОЛОГІЧНОЇ НАДІЙНОСТІ ЗАСОБІВ ВИМІРЮВАЛЬНОЇ ТЕХНІКИ ЗА РАХУНОК ВРАХУВАННЯ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ ВИМІРЮВАННЯ

Герасимов С.В., Яковлев М.Ю., Тріщ Р.М.
Харків, Україна

Особливу роль і значення при метрологічному обслуговуванні (МОБ) складних технічних систем (СТС) мають засоби вимірювальної техніки (ЗВТ), від якості яких залежить оперативність, необхідна точність і достовірність отриманої інформації про технічний стан СТС, а, отже, і ефективність застосування таких систем. У свою чергу, ЗВТ можуть гарантовано виконувати призначену їм роль лише при якісному МОБ самих засобів. Це обумовлено тим, що єдиним методом підтримки (підвищення) метрологічної надійності ЗВТ, на цей час, є саме метрологічний контроль ЗВТ – їх повірка або калібрування у процесі експлуатації через визначені міжповірочні інтервали (МПІ) [1]. Практична корисність результату вимірювання обумовлена визначенням його похибки, тобто кількісної характеристики відхилення результату вимірювання від істинного значення вимірюваної фізичної величини. Виникнення похибок вимірювань обумовлено впливом різноманітних за фізичною природою факторів, що супроводжують вимірювання. При цьому підвищення метрологічної надійності ЗВТ передбачає прогнозування (врахування) характеристик процесу виникнення (зміни) похибок вимірювання [2]. Традиційний аналітичний підхід до визначення похибок полягає в розподілі їх на складові, кожна з яких зумовлена певними факторами. Це дозволяє досліджувати джерела складових похибок, проводити необхідні експерименти, у тому числі допоміжні вимірювання, і, як наслідок, визначити властивості похибки та з необхідною точністю оцінити її складові. Знаючи властивості й оцінки складових, можна правильно урахувати їх при оцінці повної похибки, а також при необхідності ввести поправку в результат вимірювання й (або) організувати вимірювальний експеримент так, щоб звести окремі складові, а з ними й повну похибку до допустимого значення. Для підвищення об'єктивності оцінки похибок вимірювань і визначення шляхів їх зменшення, з метою покращання якості вимірювань, необхідно знати джерела (причини) виникнення різних складових повної похибки вимірювань і закономірності їх змінювання [3].

У вітчизняних нормативних документах для оцінювання точності вимірювань зберігається традиційний підхід, що ґрунтується на понятті "похибка вимірювань". Новий підхід рекомендується міжнародними організаціями [4]. Цей підхід ґрунтується на оцінюванні точності результатів вимірювань за допомогою поняття "невизначеність вимірювань" (або просто невизначеність). Тобто, пропонується при обґрунтуванні метрологічної надійності ЗВТ використовувати оцінки для відображення кількісних характеристик невизначеності - сумнів, невпевненість, що більш повно відображає фізичний зміст результату вимірювання [5]. Отже, невизначеність результатів вимірювань параметрів СТК при їх контролі технічного стану

означає сумнів відносно достовірності отриманих результатів вимірювань. Це, як раз й пов'язано з поняттям метрологічної надійності ЗВТ. Таким чином, характеристики метрологічної надійності ЗВТ (наприклад, дрейф параметрів функції перетворення вимірювальної величини, тепловий вплив на вимірювальну величину тощо) можливо описати за допомогою математичного апарату теорії невизначеності.

У доповіді обґрунтовано, що діючий на цей час директивний підхід у призначенні однакових за тривалістю МПІ для однотипних ЗВТ, з одного боку, не завжди гарантує високий рівень метрологічної надійності таких ЗВТ протягом призначеного інтервалу. З іншого боку, директивний підхід істотно зменшує коефіцієнти готовності та технічного використання ЗВТ протягом циклу експлуатації. Більш того, вимога щодо готовності ЗВТ залежно від готовності зразка СТС, до комплекту якої зразок належить, робить умову забезпечення значення коефіцієнта готовності ЗВТ, у відповідні періоди експлуатації СТС, строго обмеженою. Тим самим значно ускладнюється можливість підтримки необхідного рівня метрологічної надійності ЗВТ за допомогою періодичних повірок (калібрувань).

Протиріччя даного характеру – між необхідністю підвищення надійності ЗВТ і збільшення коефіцієнтів готовності (або технічного використання) роблять актуальним розробку нових методів підтримки необхідного рівня метрологічної надійності ЗВТ. Це пропонується зробити з використанням математичного апарату теорії невизначеності. Це дозволить враховувати особливості підтримання необхідного рівня метрологічної надійності ЗВТ за рахунок більш детального опису результатів контролю якості проведених вимірювань параметрів: інтервальних (достовірність контролю) і точкових (похибки вимірювань).

Список літератури

1. Герасимов С.В. (2019) Модель оцінки похибки обробки інформації у навігаційних системах крилатих ракет в умовах невизначеності. Наука і техніка Повітряних Сил Збройних Сил України, № 2 (35), 151–157, <https://doi.org/10.30748/nitps.2019.35.19>.

2. Герасимов С.В., Дакі О.А., Яковлев М.Ю. (2018) Синтез полігармонійного вимірювального сигналу з будь-якою кількістю точок перемикання. Вимірювальна техніка та метрологія, № 79 (2), 73–76, <https://doi.org/10.23939/istcm2018/02/073>.

3. Войтенко С.С. & Герасимов С.В. Нормативні та організаційні основи метрологічного забезпечення військ (сил), Харків: ХУПС, 2012, 292 с.

4. Герасимов С.В. & Грідіна В.В. (2018) Методика обґрунтування номенклатури параметрів контролю радіотехнічних систем і призначення їх допустимих відхилень. Системи обробки інформації, Вип. 2 (153), 159–164, <https://doi.org/10.30748/soi.2018.153.20>.

5. Daki O., Herasimov S. & Zubrytskyi H. (2020) Digital Correlation Method For Power Measurement. Information Processing Systems, № 4 (163), 15–26, <https://doi.org/10.30748/soi.2020.163.02>.

ОЦЕНКА НЕОПРЕДЕЛЕННОСТИ РЕЗУЛЬТАТОВ ИЗМЕРЕНИЙ ПРИ КАЛИБРОВКЕ МАРКШЕЙДЕРСКОГО ГИРОКОМПАСА

Глейзер В.И.¹, Владимирова Т.М.²

¹Санкт-Петербург, ²Архангельск, Россия

Наземные гирокомпасы, применяемые на практике для решения задач определения и мониторинга стабильности направления, заданного жестко закрепленными реперами, являются объектами метрологического контроля. Ранее для оценки точности маркшейдерских гирокомпасов использовался подход, основанный на определении погрешности измерений [1, 2]. Переход на оценивание точности результатов измерений в форме неопределенности, обусловлен необходимостью международного сотрудничества в области метрологии и взаимопризнания результатов испытаний, поверки и калибровки средств измерений [3]. Это подтверждают научно-практические конференции, посвященные актуальным проблемам прикладной метрологии [4].

В связи с необходимостью разработки методики калибровки направлений, заданных жестко закрепленными реперами, было проведено исследование, направленное на оценку точности маркшейдерско-геодезических гирокомпасов с использованием процедуры неопределенности измерений. Результатом работы стала методика калибровки, основанная на применении технологии гироскопического ориентирования, и включающую, согласно современному подходу к процедуре калибровки, два подхода к оценке точности измерений.

Адекватность предложенной оценочной модели подтверждается практическими работами, которые показали, что разница между рассмотренными оценками точности составляет не более 7...8 %, при средней квадратической погрешности маркшейдерского гирокомпаса МВГ-1, не превышающей 10...15.

Список литературы

1. Глейзер В.И., Тимофеев Д.Л. Внедрение гиросстанции GYRO X в отечественную геодезическую и маркшейдерскую практику // Геодезия, картография, геоинформатика и кадастры, от идеи до внедрения / Сборник материалов международной научно-практической конференции, Санкт-Петербург 2015, С.57-60.

2. Глейзер В.И., Владимирова Т.М. Оценка неопределённости измерений маркшейдерского гирокомпаса // Маркшейдерский вестник 2017. №6 (121). С. 24-30.

3. Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement. – Geneva: ISO, 1993. – 101 p.

4. Владимирова Т.М., Третьяков С.И. Решение III Всероссийской научно-технической конференции с международным участием «Актуальные проблемы метрологического обеспечения научно-практической деятельности» // Приборы. 2020. № 2 (236). С. 36-38.

МЕТОД УРАХУВАННЯ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ ПРИ ВИМІРЮВАННІ/ КЛАСИФІКАЦІЇ ВЛАСТИВОСТЕЙ ОБ'ЄКТІВ ЗА ПОКАЗНИКАМИ ЯКОСТІ

Года О.Ю., Довгалоук Р.Ю., Яремчук Н.А.

Київ, Україна

Процедура вимірювання/класифікації, що широко використовується в вимірювально-інформаційних системах, характеризується поліморфізмом відображення властивостей об'єктів за метричною шкалою і шкалою класифікації, встановленою за декількома впорядкованими категоріями якості об'єкта [1]. Так, за вмістом шкідливих речовин, наприклад, «вміст нітратів NH_4^+ в поверхневих водах в $мг/дм^3$ », встановлені наступні категорії якості води [2]: T_1 - «І клас – дуже чисті» (менше 0,1), T_2 - «ІІ клас – чисті» (0,10-0,30), T_3 - «ІІІ клас – забруднені» (0,31-1,0), T_4 - «ІV клас – брудні» (1,01-2,50), що відповідають шкалі з чіткою лінгвістичною змінною (ЛЗ). У відповідності з цими класами і категоріями при застосуванні одиничних показників якості вирішується задача віднесення якості води до відповідної вербальної категорії за одним компонентом, що впливає на якість води. При використанні групових показників якості води вирішується задача віднесення якості води до відповідної вербальної категорії за декількома компонентами. Але при цьому не враховуються складові невизначеності вимірювання, яке покладено в основу класифікації і нечіткість експертної інформації, що може застосовуватись при класифікації.

При вимірюванні властивостей, що характеризують біохімічний склад води, невизначеність вимірювання є значною і складає в середньому 20-30%. Тоді рішення про віднесення якості води до певної категорії приймається за перерізом результату вимірювання з терм-множиною шкали з нечіткою ЛЗ, а невизначеність процедури вимірювання/кваліфікації відображається за розмахом ступенів приналежності результатів вимірювання до різних категорій шкали класифікації [3]. Так, якщо вміст NH_4^+ становить $0,12мг/дм^3$, нечіткий результат процедури вимірювання/класифікації визначається за перерізом з термами T_1 і T_2 , і становить $T_1/0.25$; $T_2/0.75$.

При визначенні класів та категорій якості води за багаторазовими вимірюваннями, середньоарифметичні значення окремо зіставляються зі шкалою класифікації, найгірші значення показників також зіставляються зі шкалою для прийняття остаточного рішення про певний показник якості води. При використанні шкал з нечіткою ЛЗ в роботі пропонується більш універсальний метод опрацювання результатів вимірювання, за яким окремі результати вимірювання класифікуються за шкалою з нечіткою ЛЗ, а потім об'єднуються з застосуванням оператора нечіткого усереднення [4].

При побудові групових показників якості води необхідне об'єднання

одиничних показників. Згідно теорії прийняття нечітких рішень об'єднання проводять на основі уніфікованих даних з використанням загальної шкали прийняття рішень [5]. Для даного випадку це умови вербальної і метричної уніфікації. Так як для значної більшості показників виконуються умови тільки вербальної уніфікації, в роботі запропоновано метод об'єднання результатів класифікації окремих показників з використанням операторів нечіткої логіки. В роботі проведена апробація об'єднання одиничних показників якості за класифікованими даними з використанням наступних операторів нечіткої логіки: S-норма «алгебраїчна сума», оператор нечіткого усереднення, Fuzzy – логічна сума. Проведено порівняння і розроблені рекомендації з їх використання.

За наведеними в роботі дослідженнями можна зробити наступні висновки:

- при урахуванні невизначеності вимірювання шкала процедури вимірювання/класифікації є шкалою з нечіткою ЛЗ, категорії якої відповідають терм-множині нечіткої ЛЗ, а функції приналежності окремих термів відповідають характеристикам невизначеності вимірювання на границях між термами;

- при опрацюванні результатів багаторазових вимірювань класифікуються окремі результати вимірювання, а потім об'єднуються за нечітким усередненням, при цьому об'єднана функція приналежності результату класифікації зберігає дані про ступені приналежності до верхніх або нижніх категорій;

- розглянуто оператори нечіткої логіки, що можуть бути використані при побудові групових показників якості і наведено рекомендації щодо їх застосування.

Список літератури:

1. Eric Benoit. New scale classification within the representational theory of measurement. Journal of Physics: Conference series 459 (2013) 012004. Doi:10.1088/1742-6596/459/1/012004

2. МВВ №081/12-0106-03, Методика виконання вимірювань масової концентрації амоній-іонів фотоколориметричним методом з реактивом Неслера. – Київ: - 2003.

3. Яремчук Н.А., Семенюк Р.С. Способи урахування невизначеності при побудові лінгвістичних шкал. Метрологія та вимірювальна техніка (Метрологія – 2020): зб. доп. XII міжнародної науково-технічної конференції 6-8 жовтня 2020р. – Х.: НВЦ Інститут метрології, 2020. – с.77-81.

4. Зак Ю.И. Принятие решений в условиях нечетких и размытых данных: Fuzzy –технологии. – М.: Книжный дом «ЛИБРОКОМ», 2013. – 352с.

5. Пегат А. Нечеткое моделирование и управление / пер. с англ. Москва: БИНОМ. Лаборатория знаний, - 2009, - 798с.

АЛЬТЕРНАТИВНЫЙ ИСТОЧНИК ИНФОРМАЦИИ ДЛЯ ПРИНЯТИЯ РЕШЕНИЯ О КОРРЕКТИРОВКЕ ИНТЕРВАЛОВ МЕЖДУ КАЛИБРОВКАМИ

Данилов А.А.
Пенза, Россия

В соответствии с [1] калибровочная лаборатория должна разработать программу калибровки, которая должна пересматриваться и корректироваться, в том числе в отношении назначенных интервалов между калибровками собственных эталонов. Методы определения интервалов между калибровками, рекомендованные [2] основаны на использовании результатов последовательных калибровок, выполненных с применением эталонов, находящихся на высших ступенях цепи калибровки. Однако в процессе эксплуатации собственных эталонов у лаборатории не всегда есть свободный доступ к эталонам высших ступеней цепи калибровки. Как подчеркивалось в ISO 5725-6:1994 [3], отсутствие стандартных образцов (или доступа к ним) также не позволяет оценить правильность измерений в лаборатории. Наибольшую актуальность задача определения стабильности собственных эталонов и измерительных процессов в лаборатории проявилась в условиях изоляции, вызванной мерами по предупреждению распространения коронавирусной инфекции, поскольку приходилось искать альтернативные способы оценки стабильности измерительного оборудования без использования эталонов высших ступеней цепи калибровки.

В качестве альтернативы (при кратковременном отсутствии доступа к эталонам высших ступеней цепи калибровки) возможно использование множества (не менее 10) имеющихся в распоряжении лаборатории ранее откалиброванных эталонов той же или даже низших ступеней цепи калибровки. Выполнив с их помощью множество калибровок нуждающегося в оценивании стабильности эталона, ему может быть присвоено средневзвешенное значение, как результат неравноточных измерений:

$$X = \sum_1^n x_i \cdot u_i^{-2} / \sum_1^n u_i^{-2},$$

где x_i – результат i -й калибровки эталона; u_i – стандартная неопределенность измерений i -й калибровки эталона.

Именно это значение может использоваться для оценки стабильности эталона и корректировки интервала между его калибровками.

Список литературы

1. ISO/IEC 17025:2017 General requirements for the competence of testing and calibration laboratories.
2. ILAC-G24:2007 / OIML D 10:2007 Guidelines for the determination of calibration intervals of measuring instruments.
3. ISO 5725-6:1994 Accuracy (trueness and precision) of measurement methods and results — Part 6: Use in practice of accuracy values.

ПРИНЯТИЕ РЕШЕНИЙ О СООТВЕТСТВИИ В РАМКАХ ПРОВЕДЕНИЯ КАЛИБРОВКИ

Ефремова Н. Ю.

Минск, Республика Беларусь

В настоящее время оценка соответствия представляет собой важную задачу, решаемую при выполнении таких видов деятельности, как испытания продукции, инспектирование услуг, поверка и калибровка средств измерений, с целью установления соответствия проверяемых объектов требованиям, установленным в законодательстве, технических регламентах, стандартах и других документах.

На международном уровне требования к представлению аккредитованными калибровочными лабораториями заключений о соответствии по результатам калибровки при наличии запроса от заказчика содержатся в ISO/IEC 17025 [1]. Однако единые правила по выполнению этой задачи на сегодняшний день отсутствуют, а ее решение, требующее определенных знаний и опыта, ложится на плечи калибровочных лабораторий.

Для того, чтобы принять решение о соответствии средства измерений заданным требованиям следует определить: а) спецификацию с установленными в ней предельными допускаемыми значениями для измеряемых при калибровке метрологических характеристик, включая максимально допускаемые погрешности (МРЕ); б) неопределенность измерений; в) правило, описывающее с учетом неопределенности измерений и принятого уровня риска (вероятности) принятия неверных (ложноположительных или ложноотрицательных) решений способ установления соответствия оговоренным требованиям. Такое правило называется правилом принятия решения, а его разработка является ключевым вопросом при оценке соответствия средств измерений при выполнении их калибровки. основополагающие принципы, используемые при разработке правил принятия решений, содержатся в [2], а обзор большинства используемых на практике правил принятия решений представлен в [3].

Можно выделить следующие два наиболее распространенных правила принятия решения для применения их калибровочными лабораториями.

1) **Простая приемка.** В качестве приемочной области используется все поле допуска (интервал допустимых значений), установленное для проверяемой при калибровке характеристике. Если измеренное значение E , скажем, например, погрешности показаний калибруемого прибора, попадает в область, ограниченную максимальными допускаемыми погрешностями (от $-MPE$ до $+MPE$), включая ее граничные значения, то прибор рассматривается как соответствующий установленным к нему требованиям по погрешности. При попадании E за пределы этой области,

т. е. в браковочную область, по результатам калибровки делают вывод о несоответствии. Данное правило рекомендуется использовать при выполнении калибровок средств измерений, используемых для тривиальных и не требующих принятия важных решений измерительных задач, так как при получении измеренных значений вблизи границ поля допуска вероятность принятия ложноположительного решения (несоответствующее требованиям средство измерений признается соответствующим) может достигать 50 %. С целью нивелирования этого недостатка налагается ограничение на величину расширенной неопределенности измерений $U(E)$, обеспечиваемую при калибровке. Как правило удовлетворительным считается критерий, ограничивающий $U(E)$ значением, равным $MPE/3$, т.е. $U(E) \leq MPE/3$. Выполнение соблюдения этого условия будет означать, что при совпадении измеренного значения с MPE истинное значение измеряемой характеристики может с вероятностью 50 % лежать за пределами поля допуска в интервале, например, от $+MPE$ до $(+MPE+MPE/3)$ при рассмотрении верхней границы поля допуска.

2) **Защищенная приемка.** В данном виде приемки риск принятия неверного (ложноположительного) решения для значений, расположенных достаточно близко к границам поля допуска, уменьшается за счет смещения границ приемочной области внутрь поля допуска на величину так называемой защитной полосы g . И такой подход является оправданным для средств измерений, по результатам измерения с помощью которых принимаются важные решения, например, в торговле, в области охраны окружающей среды, в медицине и т. п. Вывод о соответствии делается на основании попадания значения E в приемочную область. Значение g определяется разностью между границей поля допуска и соответствующей приемочной границей и вычисляется на основании умножения величины стандартной неопределенности $u(E)$ на коэффициент r , определяемый на основании вероятности принятия неверного решения, как правило составляющей 5 %, а также функции плотности вероятности, связанной с измеренным значением и обычно рассматриваемой, как подчиняющуюся нормальному закону. Если стандартная неопределенность $u(E)$ существенно меньше величины поля допуска ($2MPE/u(E) \geq 6$), то для обеспечения вероятности ложной приемки, равной 5 %, r принимается равным 1,65, т.е. $g = 1,65u(E)$.

Список литературы

1. ISO/IEC 17025:2017 General requirements for the competence of testing and calibration laboratories
2. ISO/IEC Guide 98-4:2019 Uncertainty of measurement - Part 4: Role of measurement uncertainty in conformity assessment
3. ILAC-G8:09/2019 Guidelines on decision rules and statements of conformity

КОМПЛЕКСИРОВАНИЕ РАДИОТЕХНИЧЕСКИХ И ОПТИКО-ЭЛЕКТРОННЫХ ПОЛИГОННЫХ СИСТЕМ ТРАЕКТОРНЫХ ИЗМЕРЕНИЙ. ПРЕДВАРИТЕЛЬНЫЕ РЕЗУЛЬТАТЫ

Жалило А.А., Катюшина Е.В.

Харьков, Украина

В настоящее время в Украине актуальна проблема создания современных систем траекторных измерений (СТИ) для проведения лётно-конструкторских испытаний высокоточных ракетных и других вооружений. В ходе полигонных испытаний с использованием СТИ выполняются определения параметров траекторий (координат и составляющих вектора скорости (СВС)) указанных высокодинамичных летательных аппаратов (ВДЛА). Независимые средства измерений полигонного измерительного комплекса (ПИК) позволяют объективно оценить качество функционирования бортовых систем управления ВДЛА, выявить причины нештатных ситуаций, выполнить метрологическую аттестацию бортовых систем навигации и управления ВДЛА.

Достаточно жесткие современные требования к точности полигонных траекторных определений обуславливают необходимость использования при испытаниях одновременно нескольких СТИ – радиотехнических и оптоэлектронных, а также создания технологий совместной обработки (комплексирования) измерительной информации СТИ, входящих в ПИК. Комплексирование избыточных результатов измерений нескольких измерительных систем обеспечит достижение нескольких целей: а) повышения надежности и точности траекторных определений; б) возможности оценки и более точного учета погрешностей измерений каждой из систем ПИК; в) контроля функционирования бортовых подсистем навигации в контуре управления движением ВДЛА.

Авторами исследуются возможности комплексирования многопозиционных фазово-доплеровских радиотехнических систем (ФДРС) и оптико-электронных систем (ОЭС). В качестве ФДРС рассматривается многопозиционная фазовая система траекторных измерений (МФСТИ) [1], Для решения задачи комплексирования нескольких измерительных систем необходимо было для каждой СТИ ПИК разработать модели (принципиальные уравнения) наблюдений, определить составляющие их погрешностей, а также выполнить априорную оценку точности (АОТ) траекторных определений с использованием каждой системы ПИК отдельно. В ходе первого этапа исследований (2021 г.) авторами были выполнены следующие работы:

- для ОЭС разработаны модели наблюдений угловых параметров, а также совместных наблюдений угловых параметров и дальностей;
- для проведения АОТ СТИ рассчитаны типовые траектории ВДЛА с

дальностями полета от ~40 км до ~120 км; выбраны близкие к оптимальным конфигурации измерительных пунктов (ИП) МФСТИ и ОЭС;

– выполнена АОТ траекторных определений для МФСТИ и ОЭС; результаты АОТ сравнивались с заданными пороговыми значениями среднеквадратических погрешностей (СКП) определения координат – 1 м и составляющих вектора скорости (СВС) – 5 см/с.

Результаты выполненной АОТ показали следующее.

1) Конфигурации МФСТИ позволяют реализовать заданную точность траекторных определений для 80–93 % длительности интервалов движения ВДЛА (для трасс с протяженностью до 120 км) со средними значениями СКП оценки координат ~0,1–0,5 м и СВС ~2–5 см/с; при низких углах визирования (менее 3–5 град. на старте и вблизи точки падения ВДЛА) погрешности заметно (в разы) возрастают (особенно высотные составляющие) и превышают заданные пороговые значения.

2) При использовании ОЭС (оцениваются только координаты) требования к точности могут быть выполнены для 96–98 % длительности интервалов движения ВДЛА (но для трасс с меньшей протяженностью – до 40 км) только в случае ОЭС, включающей не менее 3-х ИП, и при погрешностях угловых измерений не более 10 угл. сек. (СКП); в этом случае средние значения СКП оценки координат ВДЛА лежат в пределах ~0,3–0,65 м, а наличие или отсутствие дополнительных дальномерных измерений (с погрешностями ~1-2 м) не играет значимой роли.

3) Предварительно можно констатировать, что для повышения доступности и точности траекторных определений комплексировать наблюдения МФСТИ и ОЭС целесообразно в любом случае; особенно важно располагать ИП ОЭС вблизи старта или вблизи точек падения ВДЛА, там, где радиосистемы не обеспечивают радиовидимость, доступность и точность траекторных определений.

Дальнейшие исследования (второй этап – 2022 г.) будут направлены на создание непосредственно методов комплексирования ФДРС и ОЭС в целях повышения точности и надежности траекторных определений, оценки систематических (медленно меняющихся) погрешностей, а также калибровки угловых измерений ОЭС с использованием радиотехнических измерений ФДРС/МФСТИ.

Список литературы

1. Высокоточная многофункциональная система определения траекторий летательных аппаратов авиационных, ракетных и космических комплексов (шифр «Вега-V»), аванпроект – пояснительная записка, Харьковский национальный университет радиоэлектроники (ХНУРЭ), 2017 г., 225 стр., приложения на 194 стр.

НЕОПРЕДЕЛЕННОСТЬ ИЗМЕРЕНИЯ КООРДИНАТ ОБЪЕКТА С ПОМОЩЬЮ ОПТИКО-ЭЛЕКТРОННОЙ СТАНЦИИ

Задорожная И.Н., Захаров И.П., Тевяшев А.Д.
Харьков, Украина

Современные оптико-электронные станции (ОЭС) используются для высокоточного определения координат летательных объектов (ЛО). Основой ОЭС является оптико-электронный модуль, оснащенный телевизионной камерой, тепловизором и лазерным дальномером [1]. Местные инструментальные декартовы координаты объекта (x, y, z) определяются через дальность r , азимут a и угол места b , измеряемые ОЭС в соответствии с уравнениями [2]: $x = r \cos b \cos a + d_x$ (1), $y = r \sin b + d_y$ (2) и $z = r \cos b \sin a + d_z$ (3), в которых d_x, d_y, d_z – поправки на определение местоположения ОЭС. Тогда стандартные неопределенности измерения x, y, z будут определяться через правило суммирования дисперсий [3] как:

$$\mathcal{U}^2(x) = [\mathcal{U}(r) \cos b \cos a]^2 + [u(b) \sin b \cos a]^2 + [u(a) \cos b \sin a]^2 + \mathcal{U}^2(d_x) \quad (4)$$

$$\mathcal{U}^2(y) = [\mathcal{U}(r) \sin b]^2 + [u(b) \cos b]^2 + \mathcal{U}^2(d_y); \quad (5)$$

$$\mathcal{U}^2(z) = [\mathcal{U}(r) \cos b \sin a]^2 + [u(b) \sin b \sin a]^2 + [u(a) \cos b \sin a]^2 + \mathcal{U}^2(d_z), \quad (6)$$

где $\mathcal{U}(d_x), \mathcal{U}(d_y)$ и $\mathcal{U}(d_z)$ – относительные стандартные неопределенности поправок d_x, d_y, d_z ; $\mathcal{U}(r)$ – относительная стандартная неопределенность измерения r ; $u(b)$ и $u(a)$ – стандартные неопределенности измерения a и b , включающие составляющие неопределенности, связанные с юстировкой платформы ОЭС при ее горизонтировании и инструментальные неопределенности ОЭС измерения координат a и b .

В докладе рассматриваются особенности оценивания перечисленных составляющих неопределенностей, приводятся бюджеты неопределенности измерения координат x, y, z , находятся оценки их стандартных и расширенных неопределенностей.

Список литературы

1. Shostko I., Tevyashev A., Kulia, Y., Koliadin A. Optical-electronic system of automatic detection and high-precise tracking of aerial objects in real-time // The Third International Workshop on Computer Modeling and Intelligent Systems, CMIS, 2020, 784–803.
2. Бронштейн И. Н., Семендяев К. А. Справочник по математике для инженеров и учащихся втузов. — изд. 13-е. — М.: Наука, 1986. — 544 с.
3. Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement. Geneva: ISO, 1993.

COOMET RECOMMENDATION «EXPRESSION OF THE EXPANDED MEASUREMENT UNCERTAINTY (METHOD OF KURTOSIS)»

Zakharov Igor
Kharkov, Ukraine

In 1993, the "Guide to the Expression of Uncertainty of Measurement" (GUM) [1] was published, which was based on: the law of propagation of uncertainty, leading to a bias in estimates of the numerical values of the measured quantity and its uncertainty under nonlinear model equations; central limit theorem of the theory of probability with the apparatus of the number of degrees of freedom, predetermining the unreliability of estimates of expanded uncertainty due to ignoring the influence of the distribution laws of input quantities on the distribution law of the measured quantity.

The introduction of Appendices 1 to the GUM [2], based on the Monte Carlo method (MCM), made it possible to get rid of these shortcomings. The estimates of measurement uncertainty obtained using the MCM correspond to Bayesian estimates, but differ numerically from the estimates obtained using the GUM approach. It should be noted that the following factors impede the direct use of MCM for assessing measurement uncertainty in testing and calibration laboratories accredited for compliance with the requirements of ISO/IEC 17025: 2017 [4]:

- lack of specialized certified software for estimating measurement uncertainty based on MCM;
- fulfillment by the existing software of the impossibility of implementing MCM of the measurement uncertainty budget;
- impossibility of documenting a step-by-step procedure for estimating measurement uncertainty based on MCM.

As part of the implementation of the COOMET topic 796UA19_2019, the Recommendation "Expression of expanded measurement uncertainty (method of kurtosis)" was developed, which allows obtaining estimates of numerical values and uncertainty of the measurement result close to the estimates obtained using the MMC [4].

The Recommendation include the following sections:

1. INTRODUCTION
2. CONDITIONS OF USE
3. NOTATION USED
4. GENERAL PROVISIONS
 - 4.1. Measurement model
 - 4.2. Evaluation of input quantities, their standard uncertainties and covariances
 - 4.3. Calculation of the numerical value of the measurement result
 - 4.4. Calculation of the measurand standard uncertainty
5. CALCULATION OF EXPANDED UNCERTAINTY
 - 5.1. Kurtosis method [5-6].
 - 5.2. The expanded uncertainty propagation law [7].

APPENDIX A. Finding the parameters of distributions by coverage factor
APPENDIX B. Taking into account the bias of the numerical value of the measurand with a nonlinear model equation [8]

APPENDIX C. Accounting for the bias of the standard uncertainty of the measurand at a nonlinear model equation [9]

APPENDIX D. Student's coefficients for the number of degrees of freedom ν and probabilities 0,95 and 0,9545

APPENDIX E. List of publications with examples of estimation of measurement uncertainty by the proposed methods

BIBLIOGRAPHY

INFORMATION DATA

The draft COOMET Recommendations “Expression of expanded measurement uncertainty (method of kurtosis)” was approved at the meeting of the COOMET President's Council on 25.11.2021. The official approval and assignment of the number of the Recommendation will be carried out at the 33rd meeting of the COOMET Committee (June 2022).

References

1. Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement. Geneva, ISO, 1993. 101 p.
2. JCGM 101:2008. Evaluation of measurement data – Supplement 1 to the “Guide to the expression of uncertainty in measurement” – Propagation of distributions using a Monte Carlo method. JCGM, 2008. 90 p.
3. Bich W., Cox M., Michotte C. Towards a new GUM – an update. *Metrologia* 53. 2016. S149–S159.
4. Zakharov I., Botsiura O., Neyezhnikov P. Obtaining Uncertainty Estimates Compatible with Estimates of Monte Carlo Method // *Measurement 2019, Proceedings of the 12th International Conference, Smolenice, Slovakia*, pp. 47-50.
5. Zakharov, I.P., Botsyura, O.A. Calculation of Expanded Uncertainty in Measurements Using the Kurtosis Method when Implementing a Bayesian Approach // *Measurement Techniques*, 2019, Volume: 62, Issue: 4, pp. 327-331.
6. Zakharov I., Neyezhnikov P., Botsiura O. Expanded Uncertainty Evaluation Taking into Account the Correlation Between Estimates of Input Quantities // *Ukrainian Metrological Journal*, 2021, No 1, pp. 4-8.
7. Zakharov I., Botsyura O. Estimation of expanded uncertainty in measurement when implementing a Bayesian approach // *Measurement Techniques*, 2018, Volume: 61, Issue: 4, pp. 342-346.
8. Zakharov I., Neyezhnikov P., Botsiura O. Reduction of the measurand estimate bias for nonlinear model equation // *Journal of Physics: Conf. Series* 1065 (2018) 212002.
9. Zakharov I., Neyezhnikov P., Botsiura O. Reduction of the bias of measurement uncertainty estimates with significant non-linearity of a model equation // *Journal of Physics: Conf. Series* 1379 (2019) 012013.

КОРРЕКТИРОВКА МЕЖКАЛИБРОВОЧНОГО ИНТЕРВАЛА СРЕДСТВА ИЗМЕРЕНИЙ ПО РЕЗУЛЬТАТАМ ПЕРЕКАЛИБРОВКИ

Захаров И.П., Семенихин В.С., Фоменко В.Д.
Харьков, Украина

П. 7.8.4.3 ISO/IEC 17025:2017 [1] запрещает размещать в сертификате о калибровке рекомендации по выбору межкалибровочного интервала (МКИ), средства измерения (СИ) кроме тех случаев, когда это было согласовано с заказчиком. В то же время, в п. 6.4.13 е) [1] предписано, что записи, которые ведет лаборатория, должны включать в себя «... планируемую дату следующей калибровки или межкалибровочный интервал». В отличие от межповерочного интервала, устанавливаемого разработчиком СИ при проведении испытаний в целях утверждения типа и являющегося неизменным во время всей эксплуатации СИ, заказчик может проводить корректировку МКИ.

Методы корректировки МКИ опираются на разные подходы, описанные в нормативной и научной литературе [2-5]. Так, рекомендации [2] базируются на теории надежности и требуют информации, зачастую недоступной лаборатории (такой, как наработка СИ на отказ). Руководство [3] предлагает метод ступеней, который корректирует МКИ в зависимости от значения систематической погрешности СИ, получаемой по результатам калибровки. Метод, описанный в статье [4], опирается на значения максимально допустимой неопределенности измерений СИ и нестабильности СИ за межкалибровочный интервал. При этом должны быть известны функциональная зависимость нестабильности от времени. В работе [5] в основу корректировки межкалибровочного интервала положен E_n критерий, учитывающий соотношение между изменением смещения и расширенными неопределенностями при калибровках.

В докладе рассматривается модификация последнего метода, доведенного до практического руководства, приведены примеры его применения.

Список литературы

1. ISO/IEC 17025:2017 General requirements for the competence of testing and calibration laboratories.
2. РМГ 74-2004 Методы определения межповерочных и межкалибровочных интервалов средств измерения.
3. ILAC-G24 (OIML D 10) Guidelines for the determination of calibration intervals of measuring instruments in conformity assessment decisions in legal metrology.
4. Данилов А.А., Спутнова Д.В., Тюрина Ю.Г. Теоретические основы определения интервала между калибровками средств измерений // Законодательная и прикладная метрология, 2019, №3, с. 43-45.
3. Руководство РТВ Q5 № 2/2009. Создание лаборатории массы.

ОЦЕНИВАНИЕ НЕОПРЕДЕЛЕННОСТИ ИЗМЕРЕНИЙ ПРИ КАЛИБРОВКЕ ИНДИКАТОРА ЧАСОВОГО ТИПА

Захаров И.П., Цыбина И.Ю.

Харьков, Украина

Систематической погрешности D индикатора часового типа (ИЧТ) при нормальной температуре $t_0=20^\circ\text{C}$ выражается в единицах измеряемой величины из уравнения:

$$D = (l_c + D_c) - l_s + a l_s D_t + D_{tc},$$

где: l_c – величина, измеряемая ИСЧ; D_c – поправка, учитывающая разрешающую способность калибруемого ИЧТ; l_s – действительная длина эталонной концевой меры длины (КМД); D_t – поправка, учитывающая разность температуры КМД и калибруемого ИЧС; $a = 11,5 \cdot 10^{-6} \text{ K}^{-1}$ – средний коэффициент теплового расширения материалов ИЧТ и КМД; D_{tc} – поправка, учитывающая отклонение температуры на месте калибровки от нормальной.

Оценивание стандартной неопределенности измеряемой величины $u(D)$ проводилась по формуле:

$$u(D) = \sqrt{u_A^2(\bar{l}_c) + u_B^2(D_c) + u_B^2(l_s) + (a l_s)^2 u_B^2(D_t) + u_B^2(D_{tc})},$$

где $u_A(\bar{l}_c)$ – стандартная неопределенность типа А показаний ИСЧ; $u_B(D_c)$ – стандартная неопределенность типа В поправки на разрешающую способность ИЧТ; $u_B(l_s)$ – инструментальная стандартная неопределенность эталонной КМД, рассчитанная по данным, приведенным в его сертификате калибровки; $u_B(D_t)$ стандартная неопределенность типа В поправки, учитывающей разность температуры КМД и калибруемого ИЧС; $u_B(D_{tc})$ – стандартная неопределенность типа В поправки, учитывающей отклонение температуры на месте калибровки от нормальной.

Оценивание расширенной неопределенности измерений при калибровке (ИЧТ) проводилась методом эксцессов [1].

Представлен бюджет неопределенности, позволяющий автоматизировать процедуру ее оценивания при его реализации на основе табличного процессора MS Excel.

Проводилось валидация предлагаемой процедуры методом Монте-Карло [2], показавшая полное совпадение результатов, полученных разными методами.

Список литературы

1. Zakharov, I.P., Botsyura, O.A. Calculation of Expanded Uncertainty in Measurements Using the Kurtosis Method when Implementing a Bayesian Approach // Measurement Techniques, 2019, Volume: 62, Issue: 4, pp. 327-331/
2. Zakharov I.P., Vodotyka S.V. Application of Monte Carlo simulation for the evaluation of measurements uncertainty // Metrology and Measurement Systems, 2008, Vol. XV, № 1. – pp. 118-123.

ОЦІНЮВАННЯ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ ВИМІРЮВАННЯ ПРИ КАЛІБРУВАННІ ТРУБОПОРШНЕВИХ ПОВІРОЧНИХ УСТАНОВОК

Кепещук Т.В.

Івано-Франківськ, Україна

Основними еталонними засобами, що застосовуються для перевірки перетворювачів витрати на вузлах обліку нафти, є трубопоршневі повірочні установки (ТПУ).

Калібрування трубопоршневих повірочних установок може проводитися із застосуванням еталонних мірників (як правило, на воді), еталонних ваг та за допомогою еталонної ТПУ (компакт-прувера) з компаратором [1].

Процедуру калібрування еталонної трубопоршневої установки (компакт-прувера) із застосуванням еталонного мірника, складання математичної моделі вимірювань, алгоритмів оцінювання невизначеності вимірювань, визначення складових бюджету та їх внесок у невизначеність вимірювання розглянуто в [1].

При калібруванні ТПУ за допомогою еталонної ТПУ з компаратором математична модель вимірювання з врахуванням впливових факторів та алгоритмів їх оцінювання буде наступною.

Значення місткості ТПУ, що калібрується, (V_p , м³) за нормальних умов відповідно до [1, 2] можна визначити за наступним виразом:

$$V_p = V_{cp} \times \frac{N_m^p}{N_m^{cp}} \times \frac{K_{tscp} \times K_{tsInv} \times K_{pscp} \times K_{tlcp} \times K_{plcp}}{K_{tsp} \times K_{psp} \times K_{tlp} \times K_{plp}}, \quad (1)$$

де V_{cp} – значення місткості еталонної ТПУ за нормальних умов (зі сертифікату/свідоцтва про калібрування еталонної ТПУ), м³; N_m^p , N_m^{cp} – кількість імпульсів, які видаються компаратором за період проходження поршня каліброваною ділянкою ТПУ, що калібрується, та еталонної ТПУ, відповідно; K_{tscp} , K_{tsp} , K_{tsInv} – коефіцієнти, що враховують вплив теплового розширення матеріалу еталонної ТПУ, ТПУ, що калібрується, та інварового стержня еталонної ТПУ, відповідно; K_{pscp} , K_{psp} – коефіцієнти, що враховують вплив тиску на матеріал еталонної ТПУ та ТПУ, що калібрується, відповідно; K_{tlcp} , K_{tlp} – коефіцієнти, що враховують вплив теплового розширення рідини в еталонній ТПУ та ТПУ, що калібрується, відповідно; K_{plcp} , K_{plp} – коефіцієнти, що враховують вплив тиску на рідину в еталонній ТПУ та ТПУ, що калібрується, відповідно.

Коефіцієнти, що враховують впливові фактори на місткість ТПУ при її калібруванні, з врахуванням [1, 2] можна визначити за наступними алгоритмами:

$$K_{tscp} = 1 + 2a_{tscp}(t_{tscp} - 20); K_{tsp} = 1 + 3a_{tsp}(t_p - 20); K_{tsInv} = 1 + a_{tsInv}(t_{pInv} - 20), \quad (2)$$

де $a_{t_{cp}}$, a_{t_p} , $a_{t_{Inv}}$ - коефіцієнти лінійного розширення матеріалу стінок еталонної ТПУ, ТПУ, що калібрується, та інварового стержня еталонної ТПУ, відповідно, $^{\circ}\text{C}^{-1}$; t_{cp} , t_p , t_{plnv} - середні значення температури рідини в еталонній ТПУ, ТПУ, що калібрується, та інварового стержня еталонної ТПУ за калібрувальний прохід, відповідно, $^{\circ}\text{C}$.

$$K_{p_{scp}} = 1 + \frac{0,95}{E_{cp}} \frac{D_{cp}}{S_{cp}} \times P_{cp}; \quad K_{p_{sp}} = 1 + \frac{0,95}{E_p} \frac{D_p}{S_p} \times P_p \quad (3)$$

де E_{cp} , E_p – модулі пружності матеріалу стінок еталонної ТПУ та ТПУ, що калібрується, відповідно, МПа; D_{cp} , D_p – внутрішні діаметри каліброваної ділянки еталонної ТПУ та ТПУ, що калібрується, відповідно, мм; S_{cp} , S_p – товщини стінок еталонної ТПУ та ТПУ, що калібрується, відповідно, мм; p_{cp} , p_p – середні значення тиску в еталонній ТПУ та в ТПУ, що калібрується, за період калібрувального проходу, відповідно, МПа.

$$K_{t_{lcp}} = 1 + b \times (t_{lcp} - 20); \quad K_{t_{lp}} = 1 + b \times (t_{lp} - 20), \quad (4)$$

де b – коефіцієнт об'ємного розширення рідини (нафти), $^{\circ}\text{C}^{-1}$.

$$K_{p_{lcp}} = 1 + F \times P_{cp}; \quad K_{p_{lp}} = 1 + F \times P_p, \quad (5)$$

де F – коефіцієнт стисливості рідини (нафти), МПа^{-1} .

Розширена невизначеність вимірювання місткості ТПУ, що калібрується, за нормальних умов в кожній калібрувальній точці визначається за формулою:

$$U(V) = k \times u(V), \quad (6)$$

де k – коефіцієнт охоплення ($k=2$ з рівнем довіри 95%); $u(V)$ – сумарна невизначеність вимірювань в кожній калібрувальній точці (визначається відповідно до [3]).

За результатами калібрування трубопоршневої повірочної установки ВНР -1100 фірми "VEGYEPSZER", Угорщина, що експлуатується в АТ «Укртранснафта», із застосуванням еталонного компакт-прувера з компаратором відносна розширена невизначеність вимірювання місткості ТПУ склала 0,03%.

Список літератури

1. Петришин І.С., Кепещук Т.В. Оцінювання невизначеності вимірювання еталонних трубопоршневих установок під час обліку нафти// Метрологія та прилади, 2020, №6, с. 9-14.

2. МИ 2974-2006 Рекомендация. ГСИ. Установки поверочные трубопоршневые 2-го разряда. Методика поверки трубопоршневой поверочной установкой 1-го разряда с компаратором. – Введ. 01.05.2006. – Уфа, 2006.- 52 с.

3. EA-4/02 M:2021 Evaluation of the Uncertainty of Measurement in calibration. – Date of Implementation. 05.11.2021. – EA Laboratory Committee, 2021- 78 p.

СПОСІБ ВЕРИФІКАЦІЇ МЕТОДИК ТА ОЦІНЮВАННЯ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ ВИМІРЮВАННЯ ЗА ПРИНЦИПАМИ ISO 5725

Коцюба А. М.
м. Київ, Україна

Важливим чинником отримання достовірних результатів випробування чи калібрування є наявність в лабораторії належних методик. ISO/IEC 17025:2017 [1] національним аналогом якого є ДСТУ EN ISO/IEC 17025:2019 [2], не містить практично ніяких обмежень щодо вибору методик, однак містить вимогу, що «лабораторія повинна пересвідчитися, що методики можуть бути правильно виконані (верифікувати методики) до початку їх використання шляхом доведення того, що очікувані результати можуть бути досягнуті». Дана робота присвячена питанню верифікації внутрішньолабораторним способом та оцінюванню невизначеності вимірювання через міжлабораторну відтворюваність.

Не дивлячись на те, що на сьогодні на міжнародному рівні точність (accuracy) результатів вимірювань прийнято оцінювати через невизначеність (uncertainty) вимірювання, в більшості стандартизованих методик, в тому числі міжнародних, зазначаються показники збіжності, правильності та відтворюваності. Верифікація, таким чином, зводиться до підтвердження лабораторією вказаних характеристик.

Як відомо [3,4], збіжність (repeatability) – ступінь близькості один до одного результатів повторних вимірювань однієї і тієї ж величини, отриманих в умовах збіжності, іншими словами, в однакових умовах. Відповідно до [4] збіжність може бути кількісно охарактеризована середнім квадратичним відхиленням збіжності σ_r . Попри те в стандартизованих методиках найчастіше наводиться не середнє квадратичне відхилення збіжності, а допустиме розходження r між крайніми (найбільшим та найменшим) результатами n повторних вимірювань для довірчої ймовірності $P=0,95$. Воно може бути перераховане в середнє квадратичне відхилення збіжності за формулою

$$\sigma_r = r/f(n),$$

де $f(n)$ - коефіцієнт, значення якого в залежності від числа повторних вимірювань n наведені в таблиці 1 [5].

Перевірка збіжності полягає в отриманні в умовах збіжності серії з m результатів. За цими результатами розраховують статистичну оцінку середнього

квадратичного відхилення збіжності: $S_r = \sqrt{\frac{\sum(x_i - \bar{x})^2}{m-1}}$.

За [9] збіжність результатів в лабораторії є задовільною, якщо виконується умова

$$S_r^2 / \sigma_r^2 \leq \chi_P^2(\nu) / \nu,$$

де $\chi_P^2(\nu)$ – квантіль χ^2 - розподілу для довірчої ймовірності $P=0,95$ та числа ступенів свободи $\nu = m - 1$.

Відтворюваність (reproducibility) – ступінь близькості один до одного результатів повторних вимірювань однієї і тієї ж величини, отриманих в умовах відтворюваності, тобто, в різних лабораторіях, різними операторами, на різному обладнанні. Відтворюваність може бути кількісно охарактеризована середнім

квадратичним відхиленням відтворюваності σ_R . Однак в методиках найчастіше задається не середнє квадратичне відхилення відтворюваності, а максимальна допустима різниця R між результатами визначення показника в двох різних лабораторіях для ймовірності 0,95. Тоді $\sigma_R = R/2,8$.

Середні квадратичні відхилення збіжності та відтворюваності можуть бути використані для перевірки правильності. Нагадаємо, що згідно з [4] правильність (trueness)– ступінь наближення середнього значення із великого числа повторних вимірювань до прийнятого опорного значення. Кількісною мірою правильності виступає систематична похибка, оскільки відхилення середнього від прийнятого опорного значення є оцінкою (наближеним значенням) систематичної похибки. В разі наявності сертифікованого стандартного зразка, в сертифікаті на який вказане приписане значення μ , яке і приймається за опорне значення, перевірка правильності зводиться до отримання m результатів вимірювання стандартного зразка. За цими результатами оцінюють середнє значення \bar{x} та порівнюють його з опорним значенням μ . Правильність вимірювання є задовільною, якщо виконується умова

$$|\bar{x} - \mu| \leq 2 \cdot \sqrt{\sigma_R^2 - \sigma_r^2 \cdot \frac{m-1}{m}}.$$

Зазначимо також, що і під час перевірки збіжності, і під час перевірки правильності отримані експериментально значення не потрібно піддавати статистичній обробці для виявлення промахів.

Слід зауважити, що позитивні результати перевірки правильності та збіжності дають всі підстави для оцінювання невизначеності вимірювання через середнє квадратичне відхилення відтворюваності [6]. В такому разі розширена невизначеність U для рівня довіри $p=0,95$ може бути оцінена за формулою

$$U = 2 \cdot \sigma_R.$$

Якщо результати верифікації методики незадовільні, слід ретельно проаналізувати виконання методики в лабораторії на предмет виявлення надмірних негативних впливів. В разі виявлення таких причин слід вжити заходів для мінімізації або усунення їх впливу. Якщо ж всі вжиті заходи не дали результату, характеристики методики необхідно переоцінити, тобто провести її валідацію.

Список літератури

1. ISO/IEC 17025:2017. General requirements for the competence of testing and calibration laboratories.
2. ДСТУ EN ISO/IEC 17025:2019. Загальні вимоги до компетентності випробувальних та калібрувальних лабораторій.
3. ДСТУ 2681-94. Метрологія. Терміни та визначення.
4. ISO 5725-1. Accuracy (trueness and precision) of measurement methods and results - Part 1: General principles and definitions.
5. ISO 5725-6. Accuracy (trueness and precision) of measurement methods and results - Part 6: Use in practice of accuracy values.
6. ISO/TS 21748: 2010. Guide to the use of repeatability, reproducibility and trueness estimates in measurement uncertainty estimation.

ВИМІРЮВАЛЬНИЙ КОНТРОЛЬ ПАРАМЕТРІВ КАНАЛІВ СТВОЛІВ ВОГНЕПАЛЬНОЇ ЗБРОЇ: АКТУАЛЬНІСТЬ, ПРИНЦИПИ ПОБУДОВИ ЗАСОБУ ВИМІРЮВАННЯ, ЗАВДАННЯ ДОСЛІДЖЕНЬ

Крюков О.М., Мігура О.О.

Харків, Україна

Досвід застосування нарізної та гладкоствольної зброї показує, що ефективність виконання вогневого завдання залежить від технічного стану каналу ствола (КС). В процесі бойового застосування вогнепальної зброї ствол виступає як пошкоджуваний елемент. Протягом терміну експлуатації на поверхню каналу ствола будь якого зразка зброї впливають різноманітні фактори, внаслідок діяння яких він піддається механічному зносу, що може призвести до неможливості забезпечення потрібної ефективності стрільби.

Відомі методи і засоби діагностування технічного стану каналів стволів є малоефективними (з точки зору достовірності, оперативності, а іноді, й економічності контролю), оскільки спираються на застарілі принципи (наприклад, інколи ґрунтуються навіть на окомірному способі) та передбачають застосування засобів вимірювань обмеженої точності. Недоліком деяких засобів вимірювання геометричних параметрів внутрішньої поверхні каналу ствола є значний суб'єктивний аспект, який залежить від кваліфікації оператора і умов виконання вимірювань. До того ж такі вимірювання характеризуються високою трудомісткістю і недостатньою на сьогодні точністю.

З огляду на обмежені можливості традиційних засобів контролю технічного стану КС перспективним видається створення вимірювального приладу, побудованого на основі тріангуляційного методу вимірювання із застосуванням лазерного випромінювання для зондування досліджуваної поверхні. Загальний принцип вимірювання полягає у спрямуванні лазерного променя на досліджувану поверхню, формуванні на ній світлової плями та прийманні відбитого випромінювання, параметри якого несуть вимірювальну інформацію про відхилення точки поверхні від вихідного (номінального) положення.

При цьому тріангуляційний датчик може розташовуватися як всередині каналу ствола перпендикулярно до його поздовжньої вісі (для зброї великих калібрів), так і зовні (для зброї малих калібрів) з реалізацією оптичного зв'язку з поверхнею КС за допомогою системи дзеркал. Для

перетворення світлових сигналів на електронні доцільно застосовувати позиційно-чутливі датчики або прилади із зарядовим зв'язком.

Для розроблення принципів побудови і застосування оптико-механічного вимірювального приладу для діагностування технічного стану КС потрібне вирішення низки наукових завдань, до яких, зокрема, відносяться дослідження умов проведення вимірювань і впливних величин, побудова конструктивної схеми і математичної моделі засобу вимірювання, дослідження його метрологічних характеристик, експериментальна перевірка адекватності математичної моделі засобу вимірювання. Крім того, з огляду на перспективи застосування засобу вимірювання у випробувальних лабораторіях потрібно провести дослідження, спрямовані на розроблення відповідної процедури оцінювання невизначеності вимірювань.

Створення зазначеного засобу вимірювання та впровадження його в практичну діяльність дозволить підвищити інформативність отримуваних об'єктивних даних про технічний стан КС вогнепальної зброї, та, на погляд авторів, надасть певний поштовх для подальшого удосконалення системи експлуатаційного контролю озброєння в цілому. Особливо цінними виявляться дані про технічний стан КС для зразків вогнепальної зброї з обмеженим ресурсом КС, для зразків з порівняно високою закупівельною вартістю, а також для зразків, стосовно яких висуваються підвищені вимоги до підтримання балістичних елементів пострілу в заданих межах (наприклад, артилерійські системи, снайперська та протитанкова зброя). Крім того, можуть бути створені передумови для реалізації вимірювального контролю параметрів КС у польових умовах (наприклад, безпосередньо на позиціях), що дозволить виключити транспортування зразків зброї до стаціонарних місць проведення контролю. Це значною мірою підвищить оперативність контролю та виключить суттєві витрати на транспортування (особливо це стосується артилерійських систем та важкого озброєння).

ДВА АСПЕКТА НЕОПРЕДЕЛЕННОСТИ В МЕТРОЛОГИИ

Левин С.Ф.
Москва, Россия

В Государственной системе обеспечения единства измерений (ГСИ) термин «неопределенность результата измерений» появился как некоторая интервальная оценка в Рекомендациях по метрологии МИ 2365–96 «ГСИ. Шкалы измерений. Основные положения. Термины и определения», а в дальнейшем получил два более конкретных определения.

В РРТ 507–98 «ГСИ. Задачи измерительные. Методы решения. Термины и определения» *неопределенность результата решения измерительной задачи определена как распределение вероятностей погрешностей измерения и неадекватности математической модели объекта измерений на основе композиционного подхода* [1].

В РМГ 29–99 «ГСИ. Метрология. Основные термины и определения» определение неопределенности измерений взято из VIM–93 [2] согласно концепции неопределенности на основе моментного (параметрического) подхода [3]: *«параметр, связанный с результатом измерения и характеризующий рассеяние значений, которые можно приписать измеряемой величине»*. Здесь под измерением согласно ГОСТ 16263–70 «ГСИ. Метрология. Термины и определения» понималось «косвенное измерение» – предмет Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement (GUM) [4].

Прямой смысл слов «измерить» и «задача» ориентирует терминологию метрологии на различие *измерений* и *вычислений*. Но в ГОСТ 16263–70 были даны международные определения косвенных, совокупных, совместных, абсолютных и относительных т.н. «измерений» как «вычислений по данным измерений». В 1992 году о размывании понятия «измерение» В.А. Кузнецов сказал: *«Мы перестали понимать, что такое измерение»*.

Метрологию называют наукой об измерениях. Но фактически метрология – фундаментальная наука о методах и средствах *отображения* свойств физических объектов математическими моделями. Расхождение результатов *вычислений* по моделям и результатов *измерений* свойств физических объектов в данных условиях (ошибка) характеризует глубину познаваемости явлений. Неизбежность ошибок заставила переименовать их составляющие в *погрешности измерений* и *погрешности неадекватности*.

Проблему термина «измерение» составители Международного словаря [5] осознали спустя полтора десятилетия в 2007 году [6]: «наличие разных подходов к определению измерения зачастую приводит к использованию одного и того же термина для обозначения разных понятий. Задача, стоящая перед составителями словаря, – гармонизировать терминологию, используемую при разных подходах, таким образом, чтобы одному понятию соответствовал один термин, оказалась трудновыполнимой».

Проблемы, связанные с неоднозначностью термина «измерение», для понятия «неопределенность» можно считать методологическими. К методическим различиям композиционного подхода и моментного (параметрического) подхода относятся структурно-параметрическая идентификация математических моделей, частью которой является проблема неадекватности, и формат представления неопределенности.

В GUM и нормативных документах, вводящих международные руководства в области неопределенности измерений, логика статистического вывода упрощена до субъективной концепции вероятности и до пренебрежения дефиниционной неопределенностью и нелинейными членами разложения «уравнения измерений» в ряд Тейлора.

В то же время композиционный подход к оцениванию точности результатов решения измерительных задач отличается большей сложностью и не очень часто дает строгое описание распределений вероятностей в аналитическом виде. И здесь выручает формула обращения [7]:

$$f_X(x) = \frac{F(x-a) - F(x-b)}{b-a},$$

где интервал $[a, b]$, полученный по статистикам Смирнова для разности эмпирической функции распределения и гипотетической функции распределения $F_X(x)$, представляет погрешность неадекватности гипотезы.

Тем не менее, практическое применение композиционного подхода не связано с таким числом проблем и казусов, с которыми сталкивается моментный (параметрический) подход GUM [8].

В докладе дан обзор ряда математических результатов, позволяющих использовать полноформатное представление «неопределенности».

Список литературы

1. Jacobi C.G.J. De Determinantibus functionalibus // Journal für reine und angewandte Mathematik. 1841, Bd. 22. S. 319–359.
2. International Vocabulary of Metrology – Basic and General Concepts and Associated Terms. VIM. 2nd ed. 1993. 50 p.
3. Pearson K. Contributions to the Mathematical Theory of Evolution // Philosophical Transactions of the Royal Society of London. 1894, vol. A, p. 71–110.
4. Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement. Geneva: ISO, 1993. 101 p.
5. International Vocabulary of Metrology – Basic and General Concepts and Associated Terms. VIM. 3rd ed. 2007. 150 p.
6. Ehrlich Ch., Dybkaer R., Wöger W. Evolution of philosophy and description of measurement (preliminary rationale for VIM3) // Accreditation and Quality Assurance, 2007, vol. 12, p. 201–218.
7. Lévy P. Calcul des probabilités. Paris: Gauthier-Villars, 1925. 350 p.
8. Levin S.F. Definitional Uncertainty and Error of Inadequacy // Measurement Techniques, 2019, vol. 62, no 11, p. 933–944.

ВОЗМОЖНОСТИ КАЛИБРОВКИ ТЕХНИЧЕСКИХ СРЕДСТВ С ОЦЕНКОЙ НЕОПРЕДЕЛЕННОСТИ ИЗМЕРЕНИЙ

Малецкая О.Е., Сороколат Н.А.

Харьков, Украина

Актуальность темы доклада вызвана неоднократными требованиями при аккредитации испытательных лабораторий провести калибровку всего оборудования, которое используется для проведения испытаний. В 6.4 ISO 17025:2017 [1] к оборудованию лабораторий отнесены такие технические средства, как средства измерений, эталоны, стандартные образцы и дополнительное оборудование. Но нигде не определено, что относится к дополнительному оборудованию. Поэтому для определения перечня оборудования, которое подлежит калибровке необходимо учитывать требования 6.4.4 – 6.4.6 ISO 17025:2017 к оборудованию, которое используется для измерений, а именно средства измерительной техники (measuring instrument) (СИТ). К дополнительному оборудованию следует относить испытательное оборудование, которое обеспечивает условия испытаний (муфельные печи, сушильные шкафы) и средства контроля (калибры, шаблоны, сита). Это оборудование подлежит проверке на соответствие определенным к нему техническим требованиям. Для испытательного оборудования это могут быть требования к установлению условий проведения испытаний (например, допуск на установления температуры в шкафу). А для средств контроля устанавливаются номинальные размеры и допускаемые отклонения от этих размеров. Например, для гладких калибров устанавливаются размеры диаметров калибров с допусками, а для сит - нормируемые размеры отверстия (ячейки) и допускаемые отклонения от этих размеров. Но главным отличием этого оборудования от СИТ является отсутствие показаний и значения точности измерения, т.е. погрешности измерений. Поэтому, исходя из определения термина калибровки по VIM [2], они не могут подлежать калибровке. В ISO 3310-1:2016 на сита [3], для обозначения процедуры проверки сит используется слово «testing», а не «calibration». В документе о проверке технических характеристик может быть установлена неопределенность измерений СИТ, использованных при их проверке.

Список литературы

1. ISO 17025:2017. General requirements for the competence of testing and calibration laboratories.- ISO, 2017. - 30 p.
2. ISO/IEC Guide 99:2007. International Vocabulary of Metrology – Basic and General Concepts and Associated Terms (VIM).- ISO/IEC, 2007.- 108 p.
3. ISO 3310-1:2016. Test sieves — Technical requirements and testing — Part 1: Test sieves of metal wire cloth. - ISO, 2016. - 22 p.

ОСОБЕННОСТИ ОЦЕНИВАНИЯ НЕОПРЕДЕЛЕННОСТИ ПРИ АТТЕСТАЦИИ МЕТОДИКИ ИЗМЕРЕНИЯ ВРЕМЕННОГО СОПРОТИВЛЕНИЯ (ПРЕДЕЛА ПРОЧНОСТИ) МЕТАЛЛОВ МЕТОДОМ СТАТИЧЕСКОГО РАСТЯЖЕНИЯ

Матвеева И.Н., Толмачев В.В.

Екатеринбург, Россия

В связи с введением новой версии международного стандарта ИСО 17025 для лабораторий, аккредитованных в области испытаний механических свойств металлов, актуальной задачей стал выбор подхода к оцениванию неопределенности получаемых результатов. В докладе представлены основные результаты оценивания неопределенности измерений механических свойств металлов при статическом растяжении путем аттестации применяемой в лаборатории методики испытаний.

Метод статического растяжения описан в национальном стандарте [1], и международном стандарте [2]. Оценивание неопределенности проводилось в условиях внутрилабораторной прецизионности, т.е. в одной лаборатории на образцах сталей 20 и 08Х18Н10Т одной конструкции на разрывных машинах одного типа несколькими операторами.

Анализировались и оценивались следующие источники неопределенности результата испытаний на статическое растяжение:

- метрологические характеристики средств измерений, применяемых в лаборатории;

- влияющие факторы «оператор» и «образец» оценивались одновременно, т.к. для разрушающих испытаний каждый результат содержал вклад от неоднородности материала образца.

Бюджет неопределенности измерений временного сопротивления σ_B , приведенный в табл.1, был рассчитан для уравнения измерения:

$$\sigma_B = P_{\max}/F_0,$$

где P_{\max} – значение максимального усилия при испытании, Н; $F_0 = \pi d_{0\min}^2/4$ – начальная площадь поперечного сечения образца, мм²; d_0 – начальный диаметр образца (диаметр рабочей части образца до испытания), мм.

Таблица 1

Величина	Оценка	Стандартная неопределенность	Тип оценивания	Коэффициент чувствительности	Вклад в суммарную стандартную неопределенность
P_{\max}	\bar{P}_{\max}	$u(P_{\max})$	A/B	$c_{P_{\max}} = 4/\pi \cdot \bar{d}_0^2$	$c_{P_{\max}} \cdot u(P_{\max})$
d_0	\bar{d}_0	$u(d_0)$	A/B	$c_{d_0} = -\frac{8 \cdot \bar{P}_{\max}}{\pi \cdot \bar{d}_0^3}$	$c_{d_0} \cdot u(d_0)$

Бюджет неопределенности измерений максимального усилия R_{\max} включал в себя вклад от изменчивости измерительного процесса и инструментальную составляющую, связанную с прослеживаемостью единицы измерения усилия к первичному эталону силы.

Для оценки стандартной неопределенности максимального усилия R_{\max} из-за изменчивости измерительного процесса в лаборатории использовался метод дисперсионного анализа с учетом следующих вкладов от неопределенности влияющих величин:

- оценка дисперсии образцов S_e , связанная с неоднородностью механических свойств;
- оценка дисперсии операторов S_o ;
- оценка дисперсии средств измерений S_p ;
- оценка дисперсии взаимодействия операторов и средств измерений S_{op} .

Бюджет неопределенности измерений диаметра рабочей части образца до испытания d_0 , включал в себя допуск на диаметр, установленный в методике измерений, неопределенность микрометра, связанная с его прослеживаемостью к первичному эталону единицы длины, и неопределенность из-за округления результата измерения начального диаметра.

Обработка полученных результатов испытаний для образцов одной конструкции из сталей 20 и 08X18H10T на разрывных машинах одного типа несколькими операторами позволила сделать следующие выводы для неопределенности измерений временного сопротивления σ_b :

- значение расширенной неопределенности σ_b не зависит от марки стали и от размеров образца;
- наибольший вклад в бюджет неопределенности вносит изменчивость, связанная с операторами или неоднородностью материала S_o .

Следует отметить, что оценка неопределенности, полученная в условиях внутрилабораторной прецизионности, содержит информацию только о случайной составляющей результата. Для обеспечения прослеживаемости результатов и контроля за систематической составляющей неопределенности лаборатории необходимо планировать и периодически проводить испытания с использованием стандартных образцов утвержденного типа ГСО 10957-2017.

Список литературы

1. ГОСТ 1497-84 Металлы. Методы испытаний на растяжение.
2. ISO 6892-1:2019 Metallic materials – Tensile testing – Part 1: Method of test at room temperature.

НЕВИЗНАЧЕНІСТЬ ВИМІРЮВАННЯ ПОГЛИНЕНИХ ДОЗ РАДІОХРОМНИМИ ПЛІВКОВИМИ ДОЗИМЕТРАМИ З ВИКОРИСТАННЯМ СКАНЕРА

Моргунов В.В., Тріщ Р.М.

Харків, Україна

Вимірювання поглинених доз - важливе і невід'ємне завдання під час проведення робіт з радіаційної обробки. Поглинена доза є головним критерієм оцінки ступеня радіаційної обробки матеріалів. Існують кілька способів вимірювання поглиненої дози, які можна умовно поділити на дві категорії: фізичні та хімічні. Але одним із найпоширеніших способів вимірювання доз останнім часом став спосіб із застосуванням радіохромних плівок. Причина такої популярності це простота та зручність вимірювань. В основі вимірювання поглинених доз радіохромними плівками лежить зміна кольоровості плівок залежно від поглиненої дози. Для вимірювання зміни кольоровості застосовуються спектрофотометри. У роботах [1, 2] наведено приклади використання офісних сканерів для вимірювання поглинених доз плівковими дозиметрами.

Для оцінювання невизначеності вимірювань за “типом В” необхідно спочатку ідентифікувати, а потім дати кількісну оцінку всім можливим джерелам невизначеності. Результати досліджень за джерелами складових невизначеності вимірювання представлено в таблиці 1.

Таблиця 1

Складові невизначеності вимірювання	Невизначеність, %
Похибка приладу	0,8
Похибка виготовлення дозиметра	1,5
Похибка калібрувальної функції	2,5
Похибка, пов'язана з мінливістю процесу опромінення	5

Сумарна невизначеність вимірювання поглинених доз радіохромними плівковими дозиметрами з використанням сканера за “типом В” становила 5,8%.

Список літератури

1. Miller, A., Hargittai, P., & Kovacs, A. (2000). A PC based thin film dosimeter system. *Radiation Physics and Chemistry*, 57(3-6), 679-685.
2. Devic, S., Seuntjens, J., Sham, E., Podgorsak, E. B., Schmidlein, C. R., Kirov, A. S., & Soares, C. G. (2005). Precise radiochromic film dosimetry using a flatbed document scanner. *Medical physics*, 32, 2245-2253.

ОЦІНЮВАННЯ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ ВИМІРЮВАННЯ ВИТРАТИ ПРИРОДНОГО ГАЗУ ПРИ РЕАЛІЗАЦІ ОПТИКО-ТЕПЛОВОГО МЕТОДУ

Мощенко І.О., Нікітенко О.М., Єгоров А.Б., Козлов Ю.В.

Харків, Україна

Нормативна база України в галузі вимірювання витрати природного газу базується на європейських нормативних документах, зокрема розроблено та впроваджено гармонізовані з європейськими національні стандарти ДСТУ EN 1776:2014 Системи газопостачання. Газовимірювальні станції. Функційні вимоги (EN 1776:1998, IDT), ДСТУ EN 14161 «Промисловість нафтова та газова. Системи магістральних трубопроводів (EN 14161:2011, IDT)» та інші. Тому важливим при аналізі метрологічних характеристик вимірювальних систем витрати газу переходити до їх надання у форматі невизначеності вимірювань у відповідності до [1], [2].

Безконтактний оптико-тепловий метод вимірювання витрати газу розроблений на основі комбінації оптичного і теплового методів [3]. Авторами проведений аналіз і розрахунок сумарної стандартної невизначеності та впливу на неї складових, які виникають при вимірюванні витрати природного газу за допомогою оптико-теплового методу. Оскільки відсутні багаторазові вимірювання витрати газу за допомогою оптико-теплового методу, інформація для попередньої оцінки невизначеності отримана з результатів чисельного моделювання, натурних експериментів, фізичних властивостей величин, паспортних даних використовуваної апаратури і довідників. Виявлено, що у складі сумарної стандартної невизначеності, яка розрахована для витрат природного газу більших за $0,35 \text{ м}^3/\text{с}$, і складає $3,8741 \cdot 10^{-4} \text{ м}^3/\text{с}$ (відносна невизначеність не перевищує $\pm 0,2 \%$), домінують невизначеність обчислення кількості інтерференційних смуг ($2,4502 \cdot 10^{-4} \text{ м}^3/\text{с}$) та невизначеність вимірювання міжпроменевої відстані ($1,1657 \cdot 10^{-4} \text{ м}^3/\text{с}$). Для діапазону діаметрів трубопроводів від 700 мм до 1400 мм домінуючою стає невизначеність, пов'язана з температурою нагрівання ($7,6825 \cdot 10^{-4} \text{ м}^3/\text{с}$), і відносна стандартна сумарна невизначеність вимірювання витрати газу знаходиться на рівні $\pm 0,4 \%$.

Список літератури

1. Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement. Geneva: ISO, 1993. 101 p.
2. Захаров И.П. Неопределенность измерений: общие подходы к составлению бюджета неопределенности // Український метрологічний журнал, 2004, вип. 2, с. 10-15
3. Мощенко И.А. Повышение чувствительности оптического метода измерения расхода природного газа // Методи та прилади контролю якості, 2005, № 13, с. 53-56.

КВАНТОВІ ТЕХНОЛОГІЇ – ОСНОВА МЕТРОЛОГІЇ І ЕЛЕКТРОНІКИ XXI СТОЛІТТЯ

П.І. Несжмаков, Ю.Ф. Павленко
Харків, Україна

Постійне підвищення вимог до точності і достовірності вимірювань, швидкодії, енергоефективності, функціональних можливостей сучасних інформаційно-вимірювальних систем вимагають пошуку і впровадження нових методичних і технологічних рішень.

В *метрології* вже на початку цього століття було усвідомлено, що відтворення ряду одиниць (кілограма, кельвіна), за допомогою матеріальних артефактів, невідповідність методів практичної реалізації деяких одиниць (зокрема, електричних) їх визначенням в SI суттєво стримують подальший розвиток вимірювальної техніки. Введена в дію у 2019 р Нова міжнародна система одиниць (SI-2019) докорінно змінила філософію вимірювань, поклавши в її основу не еталонну апаратуру, а сім визначальних фундаментальних сталих – еталони природи, тим самим впровадивши *квантову метрологію і квантові технології вимірювань* [1, 2].

Аналогічна ситуація складається в *електроніці*, цифровій і обчислювальній техніці. Сьогодні вже зрозуміло, що напівпровідникова електроніка, яка зіграла видатну роль у XX столітті, фактично вичерпала свої можливості щодо вимог, про які сказано вище. Ряд квантових явищ і ефектів, які вже знайшли практичне використання в метрології, обіцяють нові досягнення і в електроніці. Це *надпровідні і криогенні технології*, зокрема, квантові ефекти Джозефсона і Холла, *одноелектроніка і однофотоніка*, *ядерно- і атомнорезонансна магнітометрія, спінтроніка, терагерцова електроніка* [3-5].

Сьогодні квантові технології розвиваються у двох напрямках: *фізичному* – подальшому дослідженні суті явищ і розширенні сфер їх використання, і *інженерно-технічному* – спрощенні і удосконаленні апаратурної реалізації квантових технологій для їх більшої доступності. До другого напрямку відноситься розробка без гелієвих технологій, використання високотемпературної надпровідності, застосування нових наноматеріалів (зокрема, графена) тощо.

Слід додати, що в ННЦ «Інститут метрології» приблизно з 2015р. іде процес активного впровадження квантових технологій.

Список літератури

1. Resolutions adopted at the 26th meeting of the CGPM (2018). Available at: <https://www.bipm.org/utils/common/pdf/CGPM-2018/26th-CGPM-Resolutions.pdf> (accessed 05.04.2019).
2. Брошура МІЖНАРОДНА СИСТЕМА ОДИНИЦЬ (SI) (9-те видання, 2019).
3. Likharev K. Proc. of the IEEE, v.87, p. 606-632, april 1999 .
4. Quantum Metrology. Foundation of Units and Measurements by Ernst O. Goebel, Uwe Siegner (z-lib.org). 2015.- New York, Willey.
5. Golikova T., Hubler F., Bekman D., ets. Phys. Rev. B 86, 064416 (2012).

МОДЕЛЬ ИЗМЕРЕНИЯ ИНТЕГРАЛЬНЫХ ВЕЛИЧИН, ОСНОВАННАЯ НА ИХ ПРЕДСТАВЛЕНИИ ДИСКРЕТНЫМИ ЗНАЧЕНИЯМИ ФУНКЦИЙ ОТ ПОДИНТЕГРАЛЬНОЙ ВЕЛИЧИНЫ НА ИНТЕРВАЛЕ ИНТЕГРИРОВАНИЯ

Неежмаков П.И., Прокопов А.В., Панасенко Т.А., Шлома А.И.
Харьков, Украина

На сайте www.bipm.org размещена официальная редакция нового международного документа JCGM GUM-6:2020, устанавливающего правила разработки и использования моделей (уравнений) измерений [1]. Наиболее распространенная модель для косвенных измерений определена в нем как функциональная зависимость между выходной (подлежащей определению) величиной Y и входными величинами x_1, x_2, \dots, x_n (среди которых присутствуют непосредственно измеряемые величины), описываемая следующим соотношением

$$Y = f(x_1, x_2, \dots, x_n). \quad (1)$$

Большое количество конкретных примеров получения уравнений типа (1) для различных видов измерений, приведенных в [1], к сожалению, не распространяется на случай, при котором формула (1) принимает вид

$$Y = \int_{x_0}^{x_n} f(x) dx. \quad (2)$$

Рассмотрим этот случай на примере представления интеграла (2) с помощью известных в вычислительной математике квадратурных и интерполяционных формул [2, 3] следующей функцией

$$Y = \int_{x_0}^{x_n} f(x) dx \approx \int_{x_0}^{x_n} \left(f(x_0), f(x_1), \dots, f(x_n); f'(x_0), f'(x_1), \dots, f'(x_n); \dots; f^{(m)}(x_0), f^{(m)}(x_1), \dots, f^{(m)}(x_n) \right) dx + R, \quad (3)$$

которая определена в заданном количестве дискретных точек x_0, x_1, \dots, x_n на интервале интегрирования. Здесь $x_0 < x_1 < \dots < x_n$, R – остаточный член представления интеграла (2) формулой (3), отбрасываемый в окончательном соотношении для модели измерений.

В рамках такого подхода исходную интегральную величину (2) оказывается возможным определить по данным измерений локальных значений физических величин, которые задают подынтегральную функцию $f(x)$ и ее производные в дискретных точках x_0, x_1, \dots, x_n на интервале интегрирования. Для таких измерений могут использоваться обычные датчики соответствующих физических величин.

Точность модели измерений (3) оценивается величиной отбрасываемого остаточного члена R , которая определяет u_B – составляющую неопределенности по типу B для найденного с помощью

формулы (3) без учета R значения выходной величины. Составляющая неопределенности по типу А (u_A) при этом определяется соотношением

$$u_A = \sqrt{\frac{1}{n} \left(\frac{u_{f(x_0)}}{\sigma} \right)^2 \times u_{f(x_0)}^2 + \frac{1}{n} \left(\frac{u_{f(x_1)}}{\sigma} \right)^2 \times u_{f(x_1)}^2 + \dots + \frac{1}{n} \left(\frac{u_{f(x_n)}}{\sigma} \right)^2 \times u_{f(x_n)}^2 + \dots + \frac{1}{n} \left(\frac{u_{f^{(m)}(x_0)}}{\sigma} \right)^2 \times u_{f^{(m)}(x_0)}^2 + \frac{1}{n} \left(\frac{u_{f^{(m)}(x_1)}}{\sigma} \right)^2 \times u_{f^{(m)}(x_1)}^2 + \dots + \frac{1}{n} \left(\frac{u_{f^{(m)}(x_n)}}{\sigma} \right)^2 \times u_{f^{(m)}(x_n)}^2 + \dots }$$

а суммарная стандартная неопределенность – соотношением

$$u_{\hat{a}} = \sqrt{u_A^2 + u_B^2}.$$

Изложенный подход успешно используется в ННЦ «Институт Метрологии» в работах, выполняемых в рамках Европейского исследовательского проекта GeoMetre [4], посвященных обоснованию и исследованию модели измерения, предназначенной для определения среднеинтегрального показателя преломления воздуха, знание которого необходимо при высокоточных измерениях расстояний, осуществляемых с помощью электромагнитных волн на приземных трассах.

В докладе обсуждаются основные результаты выполненных работ, новые модели (уравнения) измерений среднеинтегрального показателя преломления воздуха с соответствующими неопределенностями измерения, требования к метрологическим параметрам датчиков, необходимых для практического применения данных моделей в соответствии с разработанной оригинальной методикой измерений, высокие точностные возможности которой подтверждены экспериментами на эталонных базисах линейного геодезического полигона ННЦ «Институт метрологии».

Список литературы

1. JCGM GUM-6:2020. Guide to the expression of uncertainty in measurement – Part 6: Developing and using measurement models. First edition 2020. Available at www.bipm.org.
2. Крылов В.И. Приближенное вычисление интегралов. М.:Наука, Гл.ред. физ-мат.литературы, 1967.–500 с.
3. Никольский С.М. Квадратурные формулы. М.: Наука, Гл.ред. физ.-мат.литературы, 1974. – 224 с.
4. <http://www.ptb.de/empir2018/de/geometre/home/>

UNCERTAINTY IN THE CASE OF LACK OF KNOWLEDGE: THE CASE OF DATA EXTRAPOLATION, WITH AN EXAMPLE ON CLIMATE FORECAST MODELS

Pavese F.

Torino, Italy

The studies at high level in metrology allows the scientist to acquire a special competence in treating experimental data, and understanding their features and the level of confidence that one can attach to them, especially related to uncertainty.

Scientists in other disciplines, instead, often do not have the necessary feeling of the need of using specific tools and refined procedures when the data analysis goes beyond simple examination.

This under-evaluation is not infrequent and often makes a very critical procedure, like that of data extrapolation outside the available interval, not founded on solid bases. Excessive length of extrapolation—though appealing for non-scientific purposes—or insufficient control on the constrained portion of the used function (the available one), is often found confidently used. Instead it should not, especially when the good practice to take into account the uncertainty of the available data is followed.

This paper, after a recall of the basic foundation of science, addresses the today very popular issue of the extrapolation of experimental data ahead in time for forecast purposes (i.e., where *no information* (knowledge) is still available), and presents the difficulties and limitations intrinsic in that task and the consequent risk of propagating false information, especially in the field of thermodynamics. As an example, the paper will explicitly address the specific discipline of climate forecast, very popular today.

Along the knowledge-acquiring roadmap, a diversity of positions almost invariably, and intrinsically in science, confronts with each other, requiring time and often adjustment for advancing in knowledge until an issue can converge univocally and be considered acceptable by the whole Community.

One of the tools used by the fans of each position in order to support it is the use of the well-known method—very much appreciated outside science—to show how good a prediction can be obtained from the asserted position, i.e. how well the yet “unknown” looks to follow the “known”. The main scientific tool for performing the prediction is called “forecast model”, a mathematical model supported by observations. Basically it is the evolution, most often in time, of

some parameters of the *todate* available law(s) considered of fundamental importance in the specific case.

The relevant available data obviously are limited to a past period of time—admittedly in most cases a limited period, where the law in question is considered valid and verified with sufficient precision. That is a risky job, because in most cases the past precision has increased with time, being that a goal of experimental science, but not always the data are “weighted” for their precision, so confidence in the precision of the function fitted to these data could already be affected by precision un-homogeneity. Then the mathematical (set of) function(s) is extrapolated ahead in time, to show to the present and next generations what they should be supposed to observe in future: this is commonly done for the weather forecast, normally for a subsequent period of *a few days*. Why more is risky will be illustrated in the full paper.

Further, the *data uncertainty* must be involved, a datum that instead is often absent from the information supplied with the extrapolations. The data uncertainty must always be taken into account and the relevant information must always be supplied (not happening in many instances), since the quality of the fitting on the available data is vital for the quality of the subsequent extrapolation. There are instances where the data uncertainty is so large that their fit is already sufficient to consider them unreliable and the extrapolation meaningless.

Most frequently, supplying the results from more than one model is preferred, as a multiplicity may be able to allow an indirect evaluation of the possible variability of the forecast. This comparison of models can certainly mitigate the risk of false extrapolations, if made with different fitting (set of) equations—and of different complexity—on the same data.

Therefore, the forecast almost always consists of an area (typically increasing its width with time) where the future determinations are assumed to be comprised, within an assigned probability.

A particularly risky field of prediction is that for thermodynamic phenomena, e.g. those dominating in our planet. Some examples follow to bring evidence of how critical can be the forecast over long period of future natural behavior, concerning popular parameters in climate forecast, such as Earth global temperature and global sea-water level. A few are reported here, elaborated from IPCC data.

ЩОДО УЗГОДЖЕНОСТІ ЕЛЕКТРИЧНИХ ВЕЛИЧИН ПРИ ЇХ РЕАЛІЗАЦІЇ ЗА ДОПОМОГОЮ КВАНТОВИХ ЕФЕКТІВ

Павленко Ю.Ф., Колбасін О.І.

Харків, Україна

Нова міжнародна система одиниць SI [1] базується на фундаментальних сталих. При цьому певну величину, встановлену в SI, експериментально (наприклад, в еталоні) можна отримати, застосовуючи фізичні ефекти, які описуються співвідношеннями, в які входить ця величина. Звісно, експериментальна реалізація величин супроводжується невизначеністю вимірювань.

Щодо електричних величин, то на цей час найбільш точно реалізуються електрична напруга U в вольтах при застосуванні нестационарного ефекту Джозефсона ($U = n \frac{h}{2e} f_J$) та електричний опір R в омах при використанні квантового ефекту Хола ($R = \frac{h}{m^* e^2}$). При цьому застосовуються дві фундаментальні сталі: постійна Планка h та заряд електрона e . Частота f_J НВЧ опромінення контактів Джозефсона пов'язана ще з однією фізичною сталою – частотою надтонкого переходу незбуреного основного стану атома цезію 133 - Dn_{Cs} .

Невизначеність таких реалізацій вольта та ома при використанні квантових ефектів може досягати $10^{-9} - 10^{-10}$.

В той же час до основних величин SI відноситься сила електричного струму. Квантовим ефектом, що дозволяє реалізувати величину сили струму I , є так званий ефект одноелектронного тунелювання [2], в якому сила струму виражається через заряд електрона та частоту напруги змінного струму: $I = e \times f$. В цьому ефекті напруга змушує електрон перебороти кулонівську блокаду та тунелювати, таким чином створюючи струм через тунельний контакт с квантовою точкою. На жаль реалізація цього ефекту стикається з деякими суттєвими обмеженнями: необхідно забезпечити досить малу температуру $< 0,1$ К, максимальна сила струму обмежується декількома десятками пікоампер.

Згадувані три електричні величини пов'язані між собою законом Ома. Це дозволяє експериментально перевірити, наскільки узгоджені між собою ці величини. Причинами неузгодженості можуть слугувати з однієї сторони невизначеності вимірювань при експериментальній реалізації названих ефектів, з іншої – наскільки точними є співвідношення, що описують квантові ефекти.

Таким чином, обґрунтуванням і доказом «безсумнівності» квантових методів відтворення базових електричних одиниць – ампера, вольта і ома – є замикання так званого «метрологічного квантового трикутника», яке полягає в узгодженні розмірів вольта, ампера і ома, реалізованих через квантові ефекти, за законом Ома. Узгодження на рівні 10^{-8} було б переконливим

підтвердженням простежуваності квантових еталонів вольт, ома та ампера до системи одиниць SI.

Це завдання викликало активну діяльність фахівців, але вирішити його виявилось не просто. Якщо квантові ефекти Джозефсона і Холла вже добре досліджені і відтворюються з високою точністю, то ефект одноелектронного тунелювання і на цей час ще далекий від надійної реалізації та має недостатній для більшості практичних застосувань діапазон відтворення [3]. Для удосконалення доказів замикання квантового трикутника було запропоновано декілька шляхів [4-7], які в сукупності наближають до рішення цієї проблеми, дуже важливої для подальшого розвитку і впровадження квантових методів в метрології.

Ця тема інтересна також тим, що в ній використовуються найновіші досягнення квантових технологій, електроніки тощо.

В роботах [7,8] розглядається також подальший розвиток концепції квантового трикутника – *квантові піраміди* тощо, які описують практичні взаємозв'язки вольт, ома, ампера з іншими електричними величинами, такими як ємність, потужність, енергія, індуктивність тощо.

Доповідь являє собою огляд переважно закордонних робіт за цією тематикою, аналіз досягнутих результатів, трактовку деяких експериментів. а також оцінку джерел невизначеності вимірювань при дослідженні «замикання» метрологічного квантового трикутника.

Список літератури

1. BIPM, The International System of Units (SI Brochure) [9th edition, 2019], <https://www.bipm.org/en/publications/si-brochure/>.
2. Likharev K.K. Correlated discrete transfer of single electrons in ultrasmall tunnel junctions. IBM Journal of Research and Development. 1988; 32:144–158.
3. Michael Stock, Richard Davis, Estefanía de Mirandés and Martin J T Milton. The revision of the SI — the result of three decades of progress in metrology. Metrologia. 2019; V. 56. No.2: 1-14, <https://doi.org/10.1088/1681-7575/ab0013>.
4. Luca Callegaro. A quantum ampere. tm - Technisches messen. 2020; 87(4): 258–265. <https://doi.org/10.1515/teme-2019-0129>.
5. The ampere and the electrical units in the electric units in the quantum era. W. Poirier, S. Djordjevic, F. Schopfer, O. Thévenot. Comptes Rendus Physique. 2019; 20: 92-128. <https://doi.org/10.1016/j.crhy.2019.02.003>.
6. Ernst O. Goebel and Uwe Siegner. The New International System of Units (SI). Quantum Metrology and Quantum Standards. WILEY-VCH, 2019.
7. Waldemar Nawrocki. Introduction to Quantum Metrology. The Revised SI System and Quantum Standards Springer Nature Switzerland AG 2019.
8. Shisong Li, Qing Wang, Wei Zhao, Songling Huang. From m to e : A Survey of Major Impacts for Electrical Measurements in Recent SI Revision. IEEE Transactions on Instrumentation and Measurement. 2020; Volume: 69, Issue: 9: 5956-5965. <https://doi.org/10.1109/TIM.2020.3010351>.

ДОСЛІДЖЕННЯ МЕТОДИЧНОЇ ПОХИБКИ ГУСТИНОМІРА ГАЗУ НА ОСНОВІ РЕЗОНАТОРА ГЕЛЬМГОЛЬЦА

Петришин І.С., Присяжнюк Л.О., Ключко Н.Б.
Івано-Франківськ, Україна

Густина газу з використанням резонансного густиноміра[1] визначається через частоту власного резонансу, абсолютний тиск газу та геометричні характеристики резонатора[2]:

$$\rho_G = \frac{g \times P_G \times A}{4 \times \pi^2 \times f^2 \times V \times L} \quad (1)$$

де ρ_G – густина газу, кг/м³;

P_G – абсолютний тиск газу, Па;

A – площа поперечного перерізу резонансної трубки;

L – довжина резонансної трубки;

f – частота власного резонансу;

V – об’єм вимірювальної ємності, яка заповнюється досліджуваним газом;

γ – показник адіабати для багатоатомних газів.

Всі компоненти формули, крім показника адіабати, підлягають визначенню з похибкою менше 1%. Тому для оцінки точності вимірювання густини природного газу необхідно встановити величину похибки, викликану невизначеністю його показника адіабати. Він, в свою чергу, залежить від компонентного складу газу, який може змінюватись в межах, що регламентуються Кодексом газотранспортної системи України[3]. Допустимий компонентний склад газу і відповідні коефіцієнти адіабати його компонентів наведено в таблиці 1.

Таблиця 1

Тип	Обмеження	Вміст v	Показник адіабати γ
Вміст метану (C ₁), мол. %	мінімум	90	1,320
Вміст етану (C ₂), мол. %	максимум	7	1,202
Вміст пропану (C ₃), мол. %	максимум	3	1,138
Вміст бутану (C ₄), мол. %	максимум	2	1,095
Вміст пентану та інших більш важких вуглеводнів (C ₅₊), мол. %	максимум	1	1,124
Вміст азоту (N ₂), мол. %	максимум	5	1,404
Вміст діоксиду вуглецю (CO ₂), мол. %	максимум	2	1,300
Вміст кисню (O ₂), мол. %	максимум	0,02	1,400

Оскільки показник адиабати є множником у формулі визначення густини газу (1), то методична похибка визначення густини природного газу з використанням резонансного густиноміра безпосередньо визначається відносною зміною показника адиабати газу.

Для оцінки максимально можливої відносної зміни показника адиабати для природного газу було вибрано такий його склад, відповідно до Кодексу газотранспортної системи, який спричинить таку максимальну зміну. Показник адиабати для цього випадку розрахований за формулою [4]:

$$g = 1 + \frac{1}{\sum_i v_i \gamma_i - 1} \quad (2)$$

де v_i – молярна частка кожного компонента

γ_i – показник адиабати кожного компонента

Розраховане значення 1,284, що нижче від показника для чистого метану (1,320) на 2,73%. При виборі для розрахунків густини газу середнього значення показника адиабати на рівні:

$$g = \frac{1.284 + 1.320}{2} = 1.302; \quad (3)$$

максимальна методична похибка вимірювання густини реального природного газу з використанням резонансного густиноміра, спричинена зміною показника адиабати внаслідок зміни хімічного складу газу як прямого множника у формулі (1), не перевищить

$$\Delta r = \pm \frac{1.320 - 1.284}{2 \times 1.302} = \pm 1.38\% \quad (4)$$

за будь-якого допустимого співвідношення його компонентів.

Відповідно, максимальне значення методичної похибки вимірювання густини реального природного газу з використанням резонансного густиноміра складає $\pm 1,38\%$.

Список літератури

1. Петришин І.С., Бас О.А., Присяжнюк Л.О. Поточковий резонансний густиномір природного газу - XII міжнародна науково-технічна конференція «Метрологія та вимірювальна техніка» 6-8.10.2020, м.Харків, збірник тез доповідей – с.71

2. Присяжнюк Л.О. Інформаційно-вимірювальна система для визначення та регулювання числа Воббе. // Colloquium-journal. – 2021 - № 20. – С.25-31

3. Кодекс газотранспортної системи – Затверджений постановою Національної комісії, що здійснює державне регулювання у сферах енергетики та комунальних послуг 30.09.2015 № 2493.

4. Сайт НИЯУ МИФИ https://online.mephi.ru/courses/physics/molecular_physics/data/course/1/1.5.1.html

МЕТОДИКА ПЕРЕХОДУ ЕКОНОМІКИ УКРАЇНИ ДО «ЗЕЛЕНОЇ» ВУГЛЕВОДНЕВОЇ ЕНЕРГЕТИКИ

Петришин І.С., Середюк Д.О., Бас О.А., Мануляк Р.Т.

Івано-Франківськ, Україна

Міністерство енергетики та захисту довкілля України розробило Концепцію переходу до «зеленої» енергетики до 2050 року, яку назвали «Ukrainian Green Deal» по аналогії до Європейської стратегії «European Green Deal» («Європейська Зелена Угода»). Українська концепція передбачає досягнення основної мети – зменшення обсягу викидів парникових газів, з метою забезпечення переходу до кліматично нейтральної економіки України. Одним із важливих пунктів є поступова декарбонізація енергетики в частині зменшення видобутку природного газу за рахунок заміщення його енергією відновлювальних джерел. Зокрема, передбачається збільшення частки синтетичного «зеленого метану» та біометану в трубопровідній системі транспортування газу споживачам.

Біометан – це біогаз, з компонентного складу якого вилучено діоксид вуглецю та інші гази і вміст метану в якому складає 95 – 97 %. Тобто основною перевагою біометану є можливість закачування його в газопровід без додаткових затрат на зміну газової інфраструктури. Біометан буде постачатися із виробництв біогазу сільськогосподарських та фермерських угідь на території України. Біометан відноситься до кліматично нейтральних газів, оскільки цикл його утворення передбачає кількість поглинутого рослинами діоксиду вуглецю, яка тотожна із викидами при спалюванні біометану без зміни загального балансу. ТОВ «Регіональна газова компанія» анонсувала про підключення до газорозподільчих мереж завод по виробництву біометану уже в середині 2022 року після закінчення опалювального сезону.

Виробництво синтетичного «зеленого метану» передбачає комплексний підхід із залученням надлишку енергії із відновлювальних джерел (вітроелектростанції, сонячні електростанції та інші) та заводів по виробництву біометану. Технологічно процес буде полягати в наступному: в моменти пікового надлишку електроенергії, вона буде споживатися на електроліз води для виробництва «зеленого водню» H_2 ; при збагаченні біогазу до біометану вилучений діоксид вуглецю CO_2 буде приймати участь у реакції «метанації» («метанізації») «зеленого водню» та, відповідно, отриманні синтетичного «зеленого метану». Крім того, «зелений водень» буде добавлятися до природного газу в трубопровідну систему для зменшення кількості викидів діоксиду вуглецю при його спалюванні в споживача.

ПРОБЛЕМИ ВИЗНАЧЕННЯ ДИНАМІЧНИХ ХАРАКТЕРИСТИК ВИМІРЮВАЛЬНИХ КАНАЛІВ ТИСКУ

Полярус О. В., Поляков Є. О.

Харків, Україна

Вимірювальні канали тиску (ВКТ) на складних технічних об'єктах включають вимірювальну лінію (ВЛ) у вигляді довгої труби з рідиною та датчики тиску [1]. В процесі експлуатації ВКТ внаслідок забруднення, часткового замерзання ВЛ та виникнення повітряних бульбашок всередині рідини модель вимірювального каналу втрачає лінійність і перетворюється в нелінійну інерційну. Динамічні характеристики такого каналу важко визначити, а поняття постійної часу взагалі не розглядається.

Постійна часу лінійного ВКТ оцінюється на основі методу аналізу шумів [1], причому шумами є гідродинамічні флуктуації тиску в трубі, які в смузі пропускання каналу мають рівномірний спектр і тому є близькими до білих шумів. Цей метод можна використати і у випадку нелінійного каналу, якщо останній подати у вигляді моделі Вінера, в якій властивості нелінійності та інерційності віртуально рознесені по двом окремим блокам. Першим блоком є лінійний інерційний, а другим – нелінійний неінерційний з квадратичною функцією перетворення. При такому підході постійна часу першого блоку є постійною часу всього ВКТ.

В [2] розроблено метод ідентифікації нелінійного інерційного ВКТ, що забезпечує визначення функції перетворення нелінійного інерційного блоку та постійної часу лінійного інерційного блоку з використанням моделі Гаммерштейна і відомого вхідного сигналу. В доповіді розглядається новий метод визначення постійної часу першого блоку моделі Вінера при використанні шумового вхідного сигналу, що обумовлений технологічним процесом. При цьому розв'язується задача мінімізації функціоналу, що являє собою відстань у функціональному просторі між виміряним сигналом на виході датчика тиску та теоретичним сигналом, що залежить від постійної часу лінійного блоку, функції перетворення нелінійного блоку та спектральних характеристик вхідного шумового сигналу. Для оптимізації функціоналу використовується генетичний алгоритм. Оцінюються характеристики ВКТ, при яких запропонований метод задовольняє вимогам щодо рівня похибок вимірювання.

Список літератури

1. H. M. Hashemian. Maintenance of Process Instrumentation in Nuclear Power Plants. – Springer, 2006. – 326 p.
2. O. Poliarus, O. Koval, Ya. Medvedovska, Ye. Poliakov, S. Ianushkevych. Identification of a nonlinear inertial measuring pressure channel. – Ukrainian metrological journal. - 2019, №1, pp. 63-70.

REDEFINITION OF STANDARD MEASUREMENT UNCERTAINTY

¹Possolo A., ²Bodnar O.

¹Gaithersburg, MD, USA, ²Örebro, Sweden

The Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement (GUM) [1] defines standard measurement uncertainty (for scalar measurands) as the standard deviation of a probability distribution that describes the uncertainty associated with an estimate of the measurand, and it defines expanded uncertainty as a multiple of the standard uncertainty.

With the advent of Monte Carlo methods for uncertainty propagation, and with the increasing use that is being made of statistical models and methods to characterize measurement uncertainty, it is now fairly common to obtain the expanded uncertainty “directly,” not as a multiple of the standard uncertainty.

For example, the expanded uncertainty for 95 % coverage can be obtained as one half of the length of the interval whose endpoints are the 2.5th and 97.5th percentiles of the probability distribution of the estimate of the measurand (when this distribution is approximately symmetrical).

This creates an opportunity for a paradox to arise: that the standard uncertainty, defined as a standard deviation, can be larger than the expanded uncertainty, defined in terms of percentiles as exemplified above.

In this contribution we provide an example of a situation involving real measurement data where this paradox arises with very high probability, and then use it as motivation to offer a new definition of standard uncertainty that agrees numerically with the conventional definition in “normal” cases, but that will still be reliable in “abnormal” cases, and that will also resolve the paradox aforementioned.

References

1. JCGM (2008) Evaluation of Measurement Data – Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement. JCGM100:2008, BIPM, Sèvres, France.

ПОДХОДЫ К ОЦЕНИВАНИЮ НЕОПРЕДЕЛЕННОСТИ ЦВЕТА В ПРОГРАММНО-АППАРАТНЫХ СРЕДАХ

Савкова Е.Н.

Минск, Республика Беларусь

Цифровое изображение представляет собой информационную двумерную дискретно-непрерывную модель объекта, полученную в результате свертки стандартизованных спектральных функций, описывающих элементы информационно-измерительного канала: «объект», «осветитель», «приемник», «алгоритм опико-электронных преобразований», «устройство отображения». Цвет специфицирован как субъективное ощущение и афинная векторная величина [1]. Для его идентификации используют цветовые модели – стандартизованные трехмерные функциональные пространства: для элемента «объект» – спектральные функции отражения, пропускания, преломления; для осветителей – спектральные функции излучения стандартных источников света SPD D65&A, LED-B1-5, LED-BH1, LED-RGB1, LED-V1&2 [1]; для зрительного анализатора – спектральные функций стандартных наблюдателей – XYZ_2° и XYZ_{10}° ; а также актиничные функции спектрального распределения $\rho(\lambda)$; для цифровых камер – модели цветовосприятий – CIECAM97s CIELAB (CIEDE2000), CIECAM02 (CAM02-UCS), CIECAM16. Большинство функций являются эмпирическими и постоянно совершенствуются с точки зрения введения поправок и поправочных коэффициентов при переходе от стандартных к реальным условиям наблюдения [2] с учетом факторов «ближнего» и «дальнего» окружения.

Неопределенность цвета в программно-аппаратных средах представляет собой геометрическое место точек в функциональном цветовом пространстве, которое с учетом факторов изменчивости («время», «апертура», «условия» и т.д.) описывается набором ковариационных матриц []. Элементы матриц получают с использованием комбинированного подхода, как правило, сочетающего закон распространения неопределенности, метод Монте-Карло и аналитический подход. Формула для расчета неопределенности в работе [2] имеет вид:

$$u(y) = \sqrt{\sum_{i=1}^n \left(\frac{\partial f'_i}{\partial s(\lambda_i)} \Delta u \right)^2} \quad (1)$$

где:

$s(\lambda)$ – функция относительной спектральной чувствительности;

$$s(\lambda) = V(\lambda + \Delta\lambda) \quad (2)$$

$V(\lambda)$ – функция спектральной световой эффективности зрительного анализатора;

$\Delta\lambda$ – степень квантования ($\Delta\lambda = 5$ нм);

f_1' – нормализованная функция для конкретного источника света [3]:

$$f_1' = \frac{1}{a} \sum_{i=1}^n \left| \frac{b \cdot s(\lambda_i)}{\sum_{i=1}^n S_A(\lambda_i) s(\lambda_i)} - V(\lambda_i) \right| \quad (3)$$

S_A – функция спектрального распределения стандартного источника света А;

$$a = \sum_{i=1}^n V(\lambda_i) \quad (4)$$

$$b = \sum_{i=1}^n S_A(\lambda_i) V(\lambda_i) \quad (5)$$

Составляющие неопределенности $u(x_j)$ по типу А оценивают на основе дисперсионного анализа: первый уровень – дисперсия между элементами цифрового изображения (пикселями) в пределах выделенной области усреднения (кластера); второй уровень – дисперсия средних арифметических между кластерами в пределах одного цифрового изображения; третий уровень – дисперсия средних арифметических соответствующих кластеров между разными цифровыми изображениями одного и того же объекта. Составляющие по типу В оценивают, как правило, путем приписывания равновероятного распределения эффектам дискретизации и квантования.

Метод Монте-Карло применяется как для обработки массивов экспериментальных данных больших объемов ($m > 10000$), так и для численного моделирования «при условии, что входные величины рассчитываются независимо и очень часто со значениями, формирующими нормальное распределение вероятностей выходных (NPD) величин» [2,3]:

$$NPD_i \equiv NPD(x_i, u(x_i)) \quad (6)$$

Выходные величины моделируются для изменения i -го входного сигнала из $1 < j < m$ вычислений:

$$y_{i,j} = f(x_1, x_2, \dots, NPD_{i,j}, \dots, x_N) \quad (7)$$

Список литературы

1. CIE 015:2018 Colorimetry 4th Edition
- 2 Colorimetry : understanding the CIE System / edited by Ja'nos Schanda. USA. Wiley-Interscience. 2007. 499 p. ISBN 978-0-470-04904-4 (cloth).
- 3 Kruger U, Sauter G (2006) Comparison of methods for indicating the measurement uncertainty of integral parameters on the basis of spectral data by means of the measurement uncertainty of the f_1' value, in: 2nd CIE Expert Symposium on Measurement Uncertainty, June 2006, Braunschweig.

РЕЗУЛЬТАТИ ДВОХСТОРОННІХ ЗВІРЕНЬ НАЦІОНАЛЬНИХ ЕТАЛОНІВ ОБ'ЄМНОЇ ВИТРАТИ ГАЗУ УКРАЇНИ ТА МОЛДОВИ

Середюк Д.О., Пелікан Ю.Т., Гулик В.Я., Бас О.А.

Івано-Франківськ, Україна

ДП «Івано-Франківськстандартметрологія» як науковий метрологічний центр, який забезпечує збереження та застосування національних первинних та вторинних еталонів одиниць об'єму та об'ємної витрати газу, успішно прийняв участь та завершив двохсторонні звірення еталонів за темою КОOMET 684/MD/16 "Звірення національних еталонів витрати газу", учасниками якої були, відповідно, Україна та Республіка Молдова, яку представляє Національний метрологічний інститут.

Звірення проводились з метою встановлення ступеня еквівалентності національних еталонів витрати газу та оцінки вимірювальних та калібрувальних можливостей наукових метрологічних центрів в галузі витратометрії.

Успішне проходження міжнародних звірень та підтвердження заявленого значення розширеної невизначеності є обов'язковою умовою визнання національних еталонів та внесення їхніх метрологічних характеристик до Баз даних (KCDB) вимірювальних та калібрувальних можливостей (СМС) Міжнародного бюро мір та ваг (BIPM).

Двосторонні звірення проводились в діапазоні об'ємної витрати газу від 0,5 м³/год до 50 м³/год. В якості еталонних лічильників для проведення двосторонніх звірень було обрано два лічильника: еталонний лічильник роторного типу Delta S-Flow G100 для досліджень в діапазоні об'ємної витрати газу від 2 м³/год до 50 м³/год та еталонний лічильник барабанного типу EP-2 для досліджень в діапазоні об'ємної витрати газу від 0,5 м³/год до 2 м³/год.

Зі сторони ДП «Івано-Франківськстандартметрологія» вимірювання проводились на: національному державному первинному еталоні одиниць об'єму та об'ємної витрати газу ДЕТУ 03-01-15 та на національному вторинному еталоні одиниць об'єму та об'ємної витрати газу НДЕТУ М-04-2019. Обидва еталони побудовані на базі установок дзвонового типу.

В свою чергу Республіка Молдова для проведення вимірювань застосовувала національний первинний еталон одиниць об'єму та об'ємної витрати газу Bell Piston Prover DN 400 та набір еталонних критичних сопел.

За результатами успішного проходження двохсторонніх звірень, максимальне значення ступеню еквівалентності національних еталонів одиниць об'єму і об'ємної витрати газу України та Молдови, склало 0,41, за обов'язкової умови успішності $E_n < 1$ у всьому діапазоні об'ємної витрати газу.

МЕТРОЛОГІЧНА МОДЕЛЬ УСТАНОВКИ PVTt-ТИПУ НА БАЗІ КОНЦЕПЦІЇ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ

Середюк О.Є., Середюк Д.О., Винничук А.Г.
Івано-Франківськ, Україна

Необхідність розвитку метрологічних досліджень у сфері метрології обліку природного газу зумовлює актуальність дослідження метрологічних аспектів функціонування еталонних установок для вимірювання об'єму та об'ємної витрати газу. З врахуванням потреби в практичній реалізації Державної повірочної схеми вимірювання об'єму та об'ємної витрати газу [1] доцільним є впровадження в більшій мірі установок PVTt-типу, які можуть функціонувати на повітрі та природному газі. Перспективність реалізації еталонних установок такого типу підтверджується проектом метрологічного центру в м.Боярка (Україна) [2], а також створенням первинних еталонів об'єму газу у Франції, США, Великобританії, Японії та інших країн [3]. Тому актуальним є розроблення метрологічної моделі установок PVTt-типу на базі концепції невизначеності, що є метою висвітлення результатів дослідження публікації.

В теоретичному плані є відомими алгоритми функціонування установок з ємністю під тиском (PVTt-типу), які передбачають витікання газу із ємності через випробувальну ділянку з вмонтованим досліджуваним приладом (ДП) і вимірюванні тиску і температури в ємності. При цьому витікання газу із ємності проводять впродовж певного проміжку часу Δt , при якому відбувається зниження тиску в ємності від значення p_1 до p_2 .

Використання основного рівняння стану реального газу, передбачає реалізацію такого алгоритму розрахунку витрати газу через ДП:

$$q = \frac{V_0}{\Delta t} \frac{p_1}{T_1 \times Z_1} - \frac{p_2}{T_2 \times Z_2} \frac{\bar{V}_B}{p_B}, \quad (1)$$

де q – об'ємна витрата газу на ДП; V_0 – об'єм каліброваної ємності; Δt – час протікання газу через ДП; $p_1, T_1, Z_1; p_2, T_2, Z_2; p_B, T_B, Z_B$ – абсолютний тиск, температура і фактор стисливості газу в ємності на початку і в кінці витікання газу та у випробувальній ділянці перед ДП відповідно.

Використання відомої формули для визначення похибки лічильників газу δ_L за умови припущення стабільного значення відтвореної витрати q , яка формує значення еталонного об'єму V_E :

$$V_E = q \times \Delta t \quad (2)$$

на базі алгоритму (1) отримуємо вираз для розрахунку похибки лічильника:

$$d_L = \frac{V_L \times p_B}{V_0 \times T_B \times Z_B \times K_{\Pi}} - 1 \times 100, \% \quad (3)$$

де K_{Π} – коефіцієнт приведення, який розраховують за формулою:

$$K_{\Pi} = \frac{p_1}{T_1 \times Z_1} - \frac{p_2}{T_2 \times Z_2}. \quad (4)$$

Метрологічна модель на базі теорії невизначеності містить стандартні невизначеності типу А і В, які в своїй комбінації будуть формувати сумарну і розширену невизначеності установки.

Невизначеності типу А визначаються параметрами, які підлягають експериментальному вивченню під час метрологічних досліджень, зокрема: об'єм ємності високого тиску; тиск, температура; вплив нестабільності тиску і температури перед ДП; вплив градієнта температури в ємності.

Невизначеності типу В формуються стандартними невизначеностями використаних засобів вимірювальної техніки, а також невизначеністю параметрів, що визначаються розрахунково, зокрема, фактора стисливості робочого середовища. Крім того, додаткову методичну похибку можуть вносити наявність водяної пари в робочому середовищі та осаду в ємності, дискретність пристрою збору вимірювальної інформації з ДП.

За результатами проведених теоретичних досліджень розроблені алгоритми розрахунку конкретизованих вище стандартних невизначеностей.

Розширену невизначеність при функціонуванні установки в режимі відтворення об'єму $U_p(V)$ і витрати $U_p(q)$ з врахуванням основних положень теорії невизначеності у вимірюваннях обчислюють за формулами:

$$U_p(V) = k_0 \sqrt{\frac{\sum_{k=1}^N \dot{a}_{Bk}^2 U_{Bk}^2}{3} + \frac{\sum_{l=1}^M \dot{a}_A^2 U^2 A_l}{3}} \quad (5)$$

$$U_p(q) = k_0 \sqrt{U^2(V) + U^2(Dt)} \quad (6)$$

де U_{Bk} – невизначеності типу В k -тих складових, які формують стандартну невизначеність установки; U_A – невизначеності типу А, зумовлені відтворюваністю результатів експериментального визначення конструктивних і робочих l -тих параметрів установки; k_0 – коефіцієнт охоплення, який формує числове значення розширеної невизначеності для відповідної вибраної довірчої ймовірності; N – кількість k -тих складових невизначеності типу В, M – кількість l -тих складових невизначеності типу А; $U(Dt)$ – стандартна невизначеність вимірювання інтервалу часу Δt .

За результатами проведеного чисельного моделювання встановлено, що розширена невизначеність установок при правильному виборі еталонних засобів та вимірювальних перетворювачів знаходиться в межах $\pm(0.25\dots0.45)\%$, чим обґрунтовується можливість їх застосування як робочих еталонів.

Список літератури

1. ДСТУ 3383:2015. Метрологія. Державна повірочна схема для засобів вимірювання об'єму та об'ємної витрати газу. [Чинний від 2016-01-01]. Вид. офіц. К.: Мінекономрозвитку України, 2015. II, 5 с. (Нац. стандарт України).
2. Домницький Р. Метрологічний центр НАК «Нафтогаз України». *Метрологія та прилади*. 2007, №1. С.14–19.
3. Середюк О.Є., Чеховський С.А., Винничук А.Г. Техніко-метрологічні засади побудови діагностувальних установок для побутових лічильників газу. *Нафтова і газова промисловість*. 2006, №6. С.38–42.

A GENERAL APPROACH FOR EVALUATION OF METROLOGICAL CHARACTERISTICS OF STANDARD RADIONUCLIDE SAMPLES

Skliarov V.V.
Kharkiv, Ukraine

Permissible levels of radionuclide intake through the respiratory organs and permissible concentrations in the air of working premises are established in the Radiation Safety Standards of Ukraine [1].

The main sources of cesium-137 radionuclides intake into the environment are the enterprises of nuclear fuel cycle. Analysis of the current radioecological situation showed that the greatest contribution to the individual exposure doses from the components of Chernobyl release is and will continue to be made in the nearest decades by cesium-137 radionuclides [2].

Univariate analysis of variance is used as a data processing tool. The main purpose of univariate analysis of variance is to investigate the significance of the difference between the mean values of the dependent quantitative variable by groups of the variable parameter (factor). This is achieved by decomposing the total variance of the dependent variable into its components: the variance due to the dividing into groups (intergroup variance) and the variance due to other factors (intragroup variance) [3]. By analyzing these components of the variance, we can estimate the share of the impact of each factor on the dependent variable. As applied to the topic of this article, it is to estimate the homogeneity and stability of the material with the presence of cesium-137.

The purpose of this work is to substantiate the approach to calculation and evaluation of homogeneity and stability of cesium-137 reference material during its production and calibration in accordance with the requirements of international regulatory documents. The homogeneity and stability of the source OISN-1, granules containing cesium-137, by the method of quartering in accordance with existing international regulatory documents have been determined and analyzed.

The basis for further research of metrological characteristics of the reference materials used in the legally regulated field has been created.

References

1. DGN 6.6.1-6.5.001-98. State hygienic standards. Radiation Safety Standards of Ukraine (NRBU-97). (In Ukrainian).
2. Kovalenko G.D., Rudyk K.G. Radioekologiya Ukrainy [Radioecology of Ukraine]. Kiev, Publishing and Printing Center "Kyivskyi Universytet", 2001. 167 p. (In Russian).
3. Sources, Effects and Hazards of Ionizing Radiation: Report of the UN Scientific Committee on the Effects of Atomic Radiation to the General Assembly for 2000. With Annexes: In 2 Vol. Transl. from Eng. Moscow, Mir, 2002. (In Russian)

ОЦІНЮВАННЯ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ ВИМІРЮВАНЬ ПРИ КАЛІБРУВАННІ ТЕРАОММЕТРІВ ТА ВИМІРЮВАЧІВ ОПОРУ ІЗОЛЯЦІЇ

Скрипка І.О., Сергієнко М.П., Штефан Н.В.

Харків, Україна

Трактування Настанови з вираження невизначеностей вимірювань JCGM 100:2008 [1] відносно калібрування наведено в документі Європейської асоціації з акредитації EA-4/02 M:2013 [2].

Особливістю калібрування високоомних омметрів є відсутність однозначних мір номіналом вище 12 ГОм. Тому використовується еквівалентна схема заміщення, де номінальне значення вимірюваного опору $R_{ном}$ формується зразковими мірами P40108, P40103, P40102. Таким чином, рівняння вимірювання відхилю показів електричного опору DR має вигляд

$$DR = R_X + dR_X - \frac{(R_1 + dR_1)(R_2 + dR_2) + (R_1 + dR_1)(R_3 + dR_3) + (R_2 + dR_2)(R_3 + dR_3)}{R_3 + dR_3}$$

де R_X – значення опору, виміряне об'єктом калібрування; dR_X – виправлення на похибку відліку показів об'єкта калібрування; R_1, R_2, R_3 – значення опорів, встановлених на зразкових мірах відповідно; dR_1, dR_2, dR_3 – виправлення на відхил показів зразкових мір відповідно.

Використовуючи підхід до складання бюджету невизначеності [3], отримано оцінку сумарної стандартної невизначеності вимірювання відхилю показів об'єкту калібрування

$$u_c(DR) = \sqrt{(u_{dR_X}(DR))^2 + (u_{dR_1}(DR))^2 + (u_{dR_2}(DR))^2 + (u_{dR_3}(DR))^2},$$

де $u_{dR_X}(DR)$ – внесок стандартної невизначеності для виправлення на похибку відліку показів об'єкта калібрування; $u_{dR_1}(DR), u_{dR_2}(DR), u_{dR_3}(DR)$ – внесок стандартної невизначеності для виправлень на відхилю показів еталонних мір.

Список літератури

1. JCGM 100:2008 Evaluation of measurement data – Guide to the expression of uncertainty in measurement
2. EA-4/02M:2013 Evaluation of the Uncertainty of Measurement In Calibration.
3. Захаров И.П. Неопределенность измерений: общие подходы к составлению бюджета неопределенности // Український метрологічний журнал, вип. 2, 2004, с. 10-15

EVALUATION STATISTICAL UNCERTAINTY OF MODELING OF THE LIGHT COLLECTION COEFFICIENT IN SCINTILLATORS

**Tarasov V.A., Grynyov B.V., Vaschenko L.L., Gurdzhian N.R.,
Zelenskaya O.V., Mitcay L.I.**

Kharkov, Ukraine

The coefficient of light collection in scintillators is the governing parameter for characterizing scintillators in terms of absolute light output. The process of light transfer in scintillators is statistical in nature due to the uncertainty of the flash place and the history of the photons further path when passing through the scintillator. The light collection coefficient value of a packed scintillator depends on a large number of factors and is not determined experimentally. Computational numerical methods are used, in particular, the numerical Monte Carlo simulation method (MMC) [1].

In the work, we used the MMC DETECT2000 simulation program [2]. The scintillators were manufactured at the Institute of Scintillation Materials of the National Academy of Sciences of Ukraine.

The precision S_r and the type A uncertainty u_A [3] of the light collection coefficient t were evaluated (number of calculations $n = 3$). The influence on the estimation of the $S_r(t)$ and $u_A(t)$ values of different values of the transparency k , for diffusely reflecting crystal surfaces with an external reflection coefficient $f=0.95$, and the number of specified events N was investigated. The results are presented in table. 1.

Table 1

Scint.	Size, mm	Refr. index	k_1, cm^{-1}	N	t	$S_r(t), \%$	$u_A(t), \%$	k_2, cm^{-1}	t	$S_r(t), \%$	$u_A(t), \%$
NaI(Tl)	Æ40´40	1.85	0.005	10 ⁴	0.659	0.89	0.51	0.01	0.605	0.70	0.40
				10 ⁵	0.660	0.29	0.17		0.612	0.33	0.19
BGO	Æ40´40	2.15	0.020	10 ⁴	0.443	0.68	0.40	0.20	0.116	1.35	0.78
				10 ⁵	0.445	0.33	0.19		0.117	0.69	0.40

References

1. Tarasov V. et al. Light collection simulation in the scintillation detectors of short-range radiation. Functional materials. 2010, vol. 17, no. 1, pp.100-106.
2. Cayouette F., Moisan C., Zhang N. and Thompson C. J. "Monte Carlo modeling of scintillator Crystal performance for stratified PET detectors with DETECT2000". IEEE Trans. Nucl. Sci., June 2002, vol. 49, no. 3, pp. 624-628.
3. State standard of Ukraine RMG 43:2006 Metrology. Application of the "Guidelines for the expression of measurement uncertainty" (RMG 43-2001, IDT). Kyiv: State standards publ., 2006, p. 18 (In Ukrainian).

СБОРНИК ЗАДАЧ И УПРАЖНЕНИЙ ПО НЕОПРЕДЕЛЕННОСТИ ИЗМЕРЕНИЙ

Хакимов О.Ш., Муминов Н.Ш., Матякубова П.М.

Ташкент, Узбекистан

В последнее десятилетие "неопределенность" стала единственной, и, что самое главное, признанной на международном уровне мерой доверия к результатам измерений благодаря «Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement (GUM)» [1], опубликованное в 1993 г. Международной организацией по стандартизации (ИСО) в сотрудничестве с такими международными организациями как: МБМВ, МЭК, МФКХ, ИЮПАК, ИЮПАП, МОЗМ и его научному переводу на русский язык, выполненному во ВНИИМ им. Д. И. Менделеева, и последующему изданию в России «Руководства по выражению неопределенности в измерениях» [2].

Для оценивания неопределенности в аналитических измерениях - аутентичный перевод Руководства ЕВРАХИМ/СИТАК [3], а при калибровках средств измерений - европейский документ по оцениванию неопределенности [4].

Несмотря на хорошо разработанные и представленные в [1-4] теоретические принципы и подходы оценивания неопределенности результатов измерений, недостаточно пособий с конкретными примерами и задачами, Устранению этих недостатков, в какой-то мере посвящен данный сборник

Ниже кратко представлены сведения о структуре разрабатываемого авторами сборника задач и упражнений по неопределенности измерений,

Данный сборник задач и упражнений (далее – сборник) подготовлен в свете практического опыта оценивания неопределенности в аккредитованных испытательных и измерительных лабораториях и направлено на то, чтобы частично восполнить образовавшийся пробел в области практического оценивания неопределенности при проведении испытаний, измерений и анализов в различных областях измерений и испытаний. Представленные в данном сборнике более 70 ти примеры показывают, как методы оценивания неопределенности, широко описанные в литературе [2-4], можно применять для некоторых типичных видов испытаний и измерений, выполняемых аккредитованными испытательными лабораториями.

Сборник состоит из 10 ти основных разделов и подразделов, в каждом из которых приведены примеры оценивания неопределенности результатов измерений и задачи для самостоятельного решения из определенной области физических величин. Оценивания неопределенности результатов измерений геометрических величин посвящен раздел I, тепловых-II, электрических и магнитных -III, акустических -IV, механических -V, световых, физико-химических -VI, результатов поверки и калибровки средств измерений - VII, расчету стандартной неопределенности по данным расширенной неопределенности -VIII, переход от характеристик погрешности к

неопределенности измерений -IX, расчету стандартной неопределенности типа В посвящен раздел X,

Кроме этих разделов имеются такие структурные части, такие как: список терминов, определений, условных обозначений и аббревиатур, введение, начальные сведения о неопределенности результата измерения, ответы к задачам, список использованной литературы и приложения.

При изложении примеров авторы старались следовать общей схеме оценивания неопределенности, представленной в [3] в виде так называемых "восьми шагов" (этапов), что некоторым образом способствует единообразию при разработке различных методик оценивания неопределенности и последующему по ним расчету неопределенности. Каждый из примеров в общем случае содержит следующие части (этапы): измерительная задача; математическая модель измерения; анализ входных величин; результаты наблюдений; корреляции; бюджет неопределенности; расширенная неопределенность; результат измерений.

Настоящий сборник предназначен в первую очередь студентам, магистрантам, докторантам, начинающим преподавателям, специалистам испытательных лабораторий, а также может представлять интерес для специалистов-метрологов.

Список литературы

1. Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement. – Geneva: ISO, 1993. – 101 p.
2. Руководство по выражению неопределенности измерения: Перевод с англ. под науч. ред. проф. Слаева В.А. - ГП ВНИИМ им. Д.И. Менделеева, С.-Петербург, 1999.
3. Руководство ЕВРАХИМ/СИТАК Количественное описание неопределенности в аналитических измерениях 2-е издание, 2000 перевод с английского Р.Л. Кадиса, Г.Р. Нежиховского, В.Б. Симины под общей редакцией Л. А. Конопелько, Санкт-Петербург: ВНИИМ им. Д.И. Менделеева, 2002.
4. EA 4/02 Expression of the Uncertainty of Measurement in Calibration: EA, 1999.

СРАВНЕНИЕ Z- И E_n- ОЦЕНОК ФУНКЦИОНИРОВАНИЯ ЛАБОРАТОРИЙ ДЛЯ МЕЖЛАБОРАТОРНЫХ СРАВНИТЕЛЬНЫХ ИСПЫТАНИЙ В СТАЛИ ПО ПОКАЗАТЕЛЮ «ТВЕРДОСТЬ ПО ШКАЛЕ ВИККЕРСА»

Ченцова Ю.С., Толмачев В.В.

Екатеринбург, Россия

Целью работы является исследование влияния учета неопределенности результата измерения на оценку квалификации лаборатории в межлабораторных

сличительных испытаниях (МСИ) по ГОСТ ISO/IEC 17043-2013. Мы обработали данные, полученные в результате межлабораторного сличительного эксперимента по показателю «твердость по шкале Виккерса».

В июле 2021 года двадцати лабораториям-участникам МСИ были разосланы одинаковые образцы электротехнической стали. Предварительное исследование твердости всех образцов позволило оценить неопределенность приписанного образцам значения твердости. Лаборатории-участники произвели измерения твердости на полученном образце, оценили неопределенность полученного результата и предоставили протокол испытаний с оценкой неопределенности провайдеру МСИ.

Сравнивались два различных индекса функционирования, используемые для оценки квалификации лабораторий-участников. Оценка квалификации лаборатории по Z-индексу опиралась на использование стандартного отклонения результатов всех участников как норму для отклонения результата лаборатории от среднего значения. Оценка квалификации по E_n -индексу применялась с целью исследования влияния неопределенности результата, применяемой лабораторией-участником МСИ с учетом неопределенности значения твердости, приписанной образцам, на оценку функционирования лаборатории-участника.

Основой для сопоставимости результатов при проведении МСИ являлся принцип прослеживаемости результатов измерений к первичному эталону твердости, которая обеспечивалась за счет использования лабораториями-участниками средств измерений, прошедших поверку. Для определения твердости металла по шкале Виккерса лаборатории-участники использовали методики ГОСТ 2999-75 и ГОСТ Р ИСО 6507-1-2007.

Оценка квалификации по Z-индексу выявила только одну лабораторию с неудовлетворительной оценкой функционирования, равной 3,4, все остальные лаборатории-участники показали удовлетворительные результаты (менее 2). Оценка квалификации с применением E_n -индекса для 8 лабораторий-участников оказалась неудовлетворительной, причем максимальную неудовлетворительную оценку получила та же лаборатория-участник, которая показала неудовлетворительный результат функционирования по Z-индексу.

Наиболее очевидным фактором, который привел к данному результату можно отнести разнообразие алгоритмов оценивания неопределенности, применяемых лабораториями-участниками. Поскольку общепризнанный алгоритм оценивания неопределенности отсутствовал, каждая из лабораторий участников использовала собственные наработки, которые могли содержать ошибки или неучтенные влияющие факторы, которые не выявлялись при оценке по Z-индексу, который, как правило, применяется для модели с малой неопределенностью результата измерения.

Таким образом использование E_n -индекса для оценки квалификации позволяет более дифференцированно оценить достоверность результатов лабораторий, способен выявить риски лаборатории и определить основные элементы для совершенствования методик измерений.

ОСОБЛИВОСТІ ОЦІНЮВАННЯ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ ВИМІРЮВАННЯ КРАЙОВОГО КУТА ЗМОЧУВАННЯ КРОВ'Ю ШТУЧНИХ СУДИН

Чеховський С. А., Витвицька Л. А., Чуйко М. М.
Івано-Франківськ, Україна

На даний час, особливо в умовах пандемії Covid-19, дуже часто виникає необхідність використання апаратів переливання крові, штучних судин (імплантів) чи розширювачів внутрішнього простору судин (стентів). При цьому гостро постає проблема враховувати фізико-хімічні процеси при контакті крові з твердою внутрішньою поверхнею штучної судини чи матеріалу стента та конструктивних елементів апаратів, з якими контактує кров. Процес цього контакту найбільш доцільно контролювати за вимірним значенням крайового кута змочування при натіканні і відтіканні крові з досліджуваної поверхні. Однак при цьому слід проаналізувати основні фактори впливу на процес вимірювання кута змочування, що дало б можливість враховувати невизначеність результату для введення відповідних поправок.

Оскільки кров представляє собою суміш рідкої фази – плазми і твердоформенних елементів, тобто кров'яних тілець: еритроцитів, тромбоцитів лейкоцитів і т.д., то процес змочуваності кров'ю кардинально відрізняється від процесу змочуваності чисто рідкої фази. Крім того, основною небезпекою при русі крові є її здатність згортатися або згущуватися, що призводить до утворення тромбів. Тому основним фактором впливу на невизначеність при вимірюванні крайового кута змочування є швидкість згортання, тобто час, протягом якого утворюється стабільний крайовий кут змочування.

Також необхідно враховувати проникність та гнучкість матеріалу штучних судин, оскільки процес зміни систолічного і діастолічного тисків у судині при натіканні і відтіканні крові може відрізнятися при її проходженні через штучні судини з різних матеріалів чи контакті з різними матеріалами. Тому для врахування цієї складової невизначеності при вимірюванні крайового кута змочування потрібно додатково визначати також швидкість кровотоку при стабільному куті нахилу судини.

Ще однією складовою невизначеності є відмінності у властивостях змочуваності, які пов'язані із групою крові.

Таким чином, про розробленні методу та пристрою для вимірювання крайового кута змочування кров'ю штучних судин необхідно враховувати вказані фактори впливу.

Список літератури

1. Бобров В.А., Лазаренко О.Н., Смержевський В.И. Нанотехнології в розробці і дослідженні нових тромборезистентних і антипроліферативних покриттів стентів для судин малого діаметра. К, 2007. 156 с.
2. Семенова І.Ю. Математичні моделі механіки суцільних середовищ: навч. пос. Київський нац. університет ім. Шевченка: 2014. 82 с.

СИСТЕМЫ ОПТИЧЕСКИХ ВЕЛИЧИН И ИХ ПРИМЕНЕНИЕ

Чжан Ю., Савкова Е.Н., Боголюбский Д.Д.

Минск, Республика Беларусь

В настоящее время существует три схемы разделения спектра оптического излучения на диапазоны, показанные в таблице 1 [1, 2]. Первая схема используется в большинстве областей науки и техники, вторая – в астрономии, фотобиологическая схема - в медицине.

Таблица 1 – Схемы разделения спектра оптического излучения

Физическая схема № 1	Физическая схема № 2	Фотобиологическая схема (СIE)
экстремальный УФ (1-10 нм ~ 200 нм)	вакуумУФ (1-10 нм ~ 180 нм)	УФ-С (100 нм ~ 280 нм)
дальний УФ (200 нм ~ 300 нм)	средний УФ (180 нм ~ 300 нм)	УФ-В (от 280 нм до 315 нм)
ближний УФ (300 нм ~ 400 нм)	ближний УФР (300 нм ~ 400 нм)	УФ-А (315 нм ~ 360-400 нм)
свет (380 нм ~ 760 нм)	свет (400 нм ~ 700 нм)	свет (360-400нм~760-780нм)
ближний ИК (760 нм ~ 4000 нм)	ближний ИК (700 нм ~ 1200 нм)	ИК-А (760-780 нм ~ 1400 нм)
средний ИК (4 мкм ~ 14 мкм)	средний ИК (1.2 мкм ~ 7 мкм)	ИК-В (1.4 мкм ~ 3 мкм)
дальний ИК (14 мкм ~ 100 мкм)	дальний ИК (7 мкм ~ 1 мм)	ИК-С (3 мкм ~ 1 мм)
субмиллиметровый (100 мкм ~ 1 мм)		

Для описания оптического излучения стандартизованы шесть систем величин:

1) энергетическая: энергия излучения (Q_e , Дж), поток излучения (Φ_e , Вт), энергетическая светимость (M_e , Вт·м⁻²), энергетическая сила (I_e , Вт·ср⁻¹), энергетическая яркость (L_e , Вт·м⁻²·ср⁻¹), энергетическая освещенность (E_e , Вт·м⁻²);

2) световая (фотометрическая): световая энергия (Q_v , лм·с), световой поток (Φ_v , лм), светимость (M_v , лм·м⁻²), сила света (I_v , кд), яркость (L_v , кд·м⁻²), освещенность (E_v , лк = лм·м⁻²);

3) фотоная: энергия фотона (Q_p , Дж), номер фотона (N_p), поток фотонов (Φ_p), выходное излучение фотонов (M_p , С⁻¹·м⁻²), интенсивность фотона (I_p), фотонная облученность (E_p);

4) колориметрическая [3]: чистота цвета (ρ), яркостные коэффициенты (L_R, L_G, L_B), яркостные единицы (B_R, B_G, B_B), цветовые координаты (X, Y, Z);

5) радиометрическая [4]: активность (A , Бк), воздействие (X , $C \cdot \text{кг}^{-1}$), поглощенная доза (D , $\text{Дж} \cdot \text{кг}^{-1}$), эквивалентная доза (H , $\text{Дж} \cdot \text{кг}^{-1} \times W_R$), эффективная доза (E , $\text{Дж} \cdot \text{кг}^{-1} \times W_R \times W_T$);

б) фотобиологическая: актиничная доза (H_{act} , $\text{Дж} \cdot \text{м}^{-2}$), опасность синего света эффективность светового излучения ($K_{B,v}$), опасность синего света эффективность излучения (η_B); эритемная доза (H_{er} , $\text{Дж} \cdot \text{м}^{-2}$).

Взаимосвязь между системами проиллюстрирована в таблице 2 на примере освещенности.

Таблица 2 – Примеры оптических величин

Наименование системы	Наименование величины	Формула
Энергетическая	энергетическая освещенность	$E_e = \frac{d\Phi_e}{dA},$ <p>где Φ_e - лучистый поток; A - площадь</p>
Фотометрическая	освещенность	$E_v = \frac{d\Phi_v}{dA}$ <p>где Φ_v - световой поток; A - площадь</p>
Фотонная	фотонная облученность	$E_p = \frac{d\Phi_p}{dA}$ <p>где Φ_p - поток фотонов; A - площадь</p>
Фотобиологическая	спектральная освещенность	$E_l = \frac{d\Phi_l}{dAdl}$ <p>где Φ_l - отношение мощность излучения; A - площадь; λ - длина волны</p>

В настоящее время стремительно развиваются фотонная и фотобиологическая системы оптических величин.

Список литературы

1. CIE S 017/E:2020: ILV: International Lighting Vocabulary, 2nd Edition
2. Environmental Health Criteria 23, LASERS AND OPTICAL RADIATION. World Health Organization, Geneva, 1982.
3. Mark D. Fairchild. Color Appearance Models[M]. Munsell Color Science Laboratory, Rochester Institute of Technology, USA. Second Edition, 2005.
4. 10 CFR 20.1004. US Nuclear Regulatory Commission. 2009.

EVALUATION OF MEASUREMENT UNCERTAINTY AT THE RESEARCHES OF THE SUNFLOWER OIL'S PEROXIDE VALUE

Chunikhina T.V., Papchenko V.Y.
Kharkiv, Ukraine

Oil and fat industry is the main branch of the food industry in Ukraine. The export of the sunflower oil by Ukraine has obtained the maximum during 11 months of the 2020-2021 marketing year (5,074 mln. of tons).

In Ukraine the sunflower oil must correspond to the technical requirements established in [1-5].

The parameters of the safety are the main parameters among the organoleptic and physical and chemical parameters of the sunflower oil. The following parameters can be attributed to this type of the parameters: acid value; peroxide value; anisidine value; concentration of the mineral oil, pesticides and mycotoxins.

The physical and chemical laboratories, specialized at the determination these parameters, must have the procedures of the evaluation of the measurement uncertainty by the each type of the researches. In practice, the most part of the laboratories doesn't fulfil these requirements because of the features of the physical and chemical researches.

The concentration of peroxides given as peroxide value characterizes a degree of oxidation or rough of the sunflower oil at the initial stages.

The analysis of the evaluation of measurement uncertainty of the sunflower oil's peroxide value was done.

The report contains an uncertainty budget of the measurement of the sunflower oil's peroxide value.

Data, concerning to the parameters of the quality of the measurements, given in [2], and the limits of the relative error of the measurement, given in [5], were used for calculation the type A evaluation. The information obtained from a calibration certificate of measurement instrument was used for calculation the type B evaluation.

References

1. DSTU 4492: 2005 Sunflower oil. Technical conditions.
2. DSTU 7259: 2012. Methods of preparation of solutions for redox titration and determination of theirs molar concentration.
3. DSTU 7082: 2009 Oils. Methods of determining the mass fraction of phosphorus-containing substances.
4. DSTU 4350: 2004 Oils. Methods for determining the acid number (ISO 660: 1996, NEQ).
5. DSTU 4570: 2006 Fats vegetable and oils. Method for determination of peroxide value.

ОЦІНКА НЕВИЗНАЧЕНОСТІ ПРИ КАЛІБРУВАННІ АНАЛІЗАТОРІВ ПОТУЖНОСТІ СИГНАЛІВ НАДВИСОКИХ ЧАСТОТ

Шевкун С.М., Добролюбова М.В., Лапко Є.В.
Київ, Україна

Для вимірювання потужності цифрових систем мобільного зв'язку використовуються аналізатори потужності BIRD model 5000 EX, 5000 та аналогічні. Завдяки ним можливе вимірювання потужності водночас як падаючої, так і відбитої хвилі [1]. Коефіцієнт стоячої хвилі впливає на коефіцієнт корисної дії системи «лінія передачі – навантаження», на максимальне значення потужності, що передається лінією зв'язку, а також на режим роботи генератора. Вказані параметри є визначальними для забезпечення якості та стійкості зв'язку, в тому числі необхідної швидкості передачі даних в умовах індустриальних, атмосферних завад, тощо. Забезпечення достовірності та точності вимірювань потужності досягається шляхом калібрування аналізаторів. Для реалізації схеми вимірювань під час калібрування в якості робочих еталонів використовуються еталонний вимірювач потужності та високочастотний генератор сигналів [2]. Генератор формує сигнали, які подаються на спрямовану вимірювальну головку Bird 5010B, що входить до складу аналізатора 5000 EX. З виходу вимірювальної головки сигнал подається на вимірювач потужності. У відповідності до схеми вимірювань модель вимірювань має вигляд

$$DW_x = W_x - W_s + DW_{bcable} + DW_{bx} + DW_{gs} + DW_{ts} + DW_{tx} + DW_{ds} + DW_{dx} + DW_{us} + DW_{ux},$$

де DW_x – відхилення значення потужності, вимірюної аналізатором 5000 EX, що калібрується, від дійсного значення; W_x – виміряне значення потужності сигналу, зафіксоване аналізатором 5000 EX; W_s – значення потужності сигналу, виміряне за допомогою еталонного вимірювача потужності Rohde&Schwarz NRP; DW_{bcable} – поправка на згасання в кабелі, що подає сигнал від спрямованої вимірювальної головки Bird 5010B до вимірювача потужності Rohde&Schwarz NRP; DW_{bx} – поправка на згасання у спрямованій вимірювальній головці 5010B; DW_{gs} – поправка на дрейф еталонного вимірювача потужності Rohde&Schwarz NRP з моменту його останнього калібрування; DW_{ts} – поправка на температурну залежність еталонного вимірювача потужності Rohde&Schwarz NRP; DW_{tx} – поправка на температурну залежність аналізатора 5000 EX, що калібрується; DW_{ds} – поправка на дискретність показів індикатора еталонного вимірювача потужності Rohde&Schwarz NRP; DW_{dx} – поправка на дискретність показів індикатора аналізатора 5000 EX; DW_{us} – поправка на відхилення

потужності сигналу, обумовлене залежністю показів еталонного вимірювача потужності Rohde&Schwarz NRP від нестабільності напруги мережі живлення; DW_{ux} – поправка на відхилення потужності сигналу, обумовлене залежністю показів спрямованої вимірювальної головки 5010B від нестабільності напруги мережі живлення. Виходячи з моделі вимірювання, бюджет невизначеності представлений в таблиці 1.

Таблиця 1

Величина x_i , дБмВт	Оцінка вхідної величини x_i	Стандартна невизначеність, $u(x_i)$	Розподіл	Коефіцієнт чутливості, c_i	Внесок у невизначеність, $u_i(y)$
W_x	W_x	$u_A(W_x)$	Нормальний	1,0	$u_A(W_x)$
W_s	W_s	0,0186	Нормальний	- 1,0	0,0186
$DW_{d_{cable}}$	1,41	0,0014	Нормальний	1,0	0,14
DW_{bx}	0,87	0,043	Нормальний	1,0	0,435
DW_g	0	0,038	Нормальний	1,0	0,038
DW_{ts}	0	0,075	Нормальний	1,0	0,075
DW_{tx}	0	0,1	Нормальний	1,0	0,1
DW_{ds}	0	0,005	Нормальний	1,0	0,005
DW_{dx}	0	0,005	Нормальний	1,0	0,005
DW_{us}	0	0,0005	Нормальний	1,0	0,0005
DW_{ux}	0	0,001	Нормальний	1,0	0,001
DW_x					$u_C(W_x)$

Слід зазначити, що калібрування необхідно проводити в усьому діапазоні значень потужності. Для цього калібрування проводиться в декількох точках діапазону. Для забезпечення безперервності значення для кожної точки діапазону отримуються шляхом апроксимації. Результат вимірювання зручно надавати в графічному вигляді. Аналогічно отримується крива невизначеності, що приписана до кожної точки діапазону вимірювань.

Список літератури

1. Bird Model 5000-EX Digital Power Meter – RF. URL: <https://www.bing.com/search?q=bird+5000-ex+digital+power+meter&q=SC&pq=bird+5000+ex&sk=UT1SC1&sc=4-12&cvid=FEAA6BF9B7034737A42523E8420D276D&FORM=QBRE&sp=3> (дата звернення: 01.11.2021).

2. Величко О.М., Шевкун С.М., Лапко Є.В. Аналізатори потужності: методика калібрування. Київ: НВІ вимірювань електромагнітних величин та оцінки відповідності засобів вимірювальної техніки, 2015. 16 с.

ЕКСПЕРИМЕНТАЛЬНЕ ДОСЛІДЖЕННЯ ЕФЕКТИВНИХ ПЛОЩ УЛЬТРАЗВУКОВИХ ПЕРЕТВОРЮВАЧІВ

Шпак О.В., Дувіряк Д.В., Кізілівський І.Г., Паракуда В.В.

Львів, Україна

Проведено експериментальні дослідження ефективних площ випромінювання ультразвукових перетворювачів національного еталона, які застосовують під час відтворення одиниці ультразвукового тиску у водному середовищі методом взаємності з двома перетворювачами. Для використання ультразвукового перетворювача у методі взаємності, він повинен бути пасивним, оберненим та взаємним [1]. Коефіцієнт взаємності ультразвукового перетворювача для плоскої хвилі визначають за формулою [2]:

$$J_p = 2 A_{ER} / \rho c, \quad (1)$$

де A_{ER} – ефективна площа ультразвукового перетворювача, ρ – густина води, c – швидкість звуку у воді.

Ультразвуковий тиск, який створюється ультразвуковим перетворювачем залежить від коефіцієнта взаємності, а тому від ефективної площі випромінювання (A_{ER}). Невизначеність A_{ER} є складовою сумарної невизначеності ультразвукового тиску, що відтворюється національним еталонем.

Проведено дослідження ефективних площ ультразвукових перетворювачів на їхніх робочих частотах шляхом растрового сканування їх ультразвукового поля. Розроблено програмне забезпечення, що дозволяє автоматично виконувати растрове сканування ультразвукового поля шляхом керування системою позиціонування голкового гідрофона і ультразвукового перетворювача, та реєстрацію значень напруг на виході гідрофона, які вимірювали у кожній точці сканування. Отримані масиви значень напруг використовували для обчислення значень ефективних площ випромінювання (A_{ER}) ультразвукових перетворювачів [3].

За результатами досліджень отримано значення ефективної площі випромінювання ультразвукових перетворювачів на робочих частотах, оцінено їх невизначеності за типом А та типом В, що дозволило підвищити точність відтворення одиниці ультразвукового тиску на еталоні, за рахунок переходу від геометричної площі ультразвукового перетворювача у математичній моделі вимірювання до ефективної площі, що відповідає вимогам міжнародного стандарту [2].

Список літератури

1. Р.Дж.Боббер. Гидроакустические измерения. – М.: «Мир», 1974.
2. IEC 62127-2:2007/AMD2:2017 Amendment 2 - Ultrasonics - Hydrophones - Part 2: Calibration for ultrasonic fields up to 40 MHz.
3. ДСТУ IEC 61689:2018 Ультразвук. Фізіотерапевтичні системи. Характеристики вихідного поля та методи вимірювання в діапазоні частот від 0,5 МГц до 5 МГц (IEC 61689:2013, IDT).

СОНОЛЮМІНЕСЦЕНТНА СПЕКТРОСКОПІЯ В АНАЛІЗІ ГАРЯЧИХ ТЕПЛОНОСІЇВ АЕС

Юрченко О.І., Черножук Т.В., Бакланов О.М.

Харків, Україна

Сонолюмінесцентна спектроскопія є єдиним методом хімічного аналізу, що дозволяє експресно та точно визначати вміст основної речовини у технологічних розчинах з концентраціями 400-800 г/л [1-3]. Відомо використання сонолюмінесцентної спектроскопії для визначення вмісту основної речовини у розчинах сольових теплоносіїв АЕС «CsCl-1», «CsCl-2», «LiCl» з концентраціями основної речовини 400, 600 та 400 г/л відповідно. При цьому, час аналізу не перевищував 1 хв., а відносно стандартне відхилення результатів визначення складало 0,01-0,04 [2].

У зв'язку з тим, що температура теплоносія в процесі виробництва електроенергії безперервно змінюється, навіть при вимірюванні в одній і тій самій точці [3], нами була вивчена залежність інтенсивності сонолюмінесценції цезію та літію від температури розчину. Встановлено, що при підвищенні температури розчину, інтенсивність сонолюмінесценції цезію дещо знижується та досягає мінімального значення при температурі 80–82 °С й далі підвищувалася, а при температурі 97–100 °С досягала свого максимально можливого значення та далі знову знижувалася (табл. 1).

Таблиця 1

Інтенсивність сонолюмінесценції елементів у водних розчинах хлоридів елементів в залежності від температури та концентрації розчинів

Компонент, що визначається. Концентрація розчину, г/л		Інтенсивність сонолюмінесценції, від.од.					
		20	80	100	120	130	150
LiCl	300	6,93	5,40	6,01	5,04	2,41	1,23
	400	8,52	7,21	7,94	6,32	3,12	1,41
CsCl	400	11,34	10,42	11,02	9,80	4,53	2,32
	600	17,41	15,21	15,92	14,11	7,71	4,02

Примітка. У таблиці представлено усереднені результати шести дослідів. Частота УЗ – 1 МГц для розчину LiCl; для CsCl – 2 МГц, інтенсивність УЗ – 12 Вт/см².

Інтенсивність сонолюмінесценції літію також зменшувалася при зниженні температури розчину, але це зниження було менше виражено, ніж у цезію (табл. 1). Останнє можна пояснити тим, що температура кипіння металу літію є більшою й крім того, більшою є енергія збудження рівня, ніж у цезію [2, 3].

Слід також відзначити, що навіть при значному підвищенні температури розчинів зберігалася прямо пропорційна залежність

інтенсивності сонолюмінесценції від концентрації солей елементів, що дозволяє проводити їх визначення й при підвищенні температури (табл. 1, 2)

Однак, при підвищенні температури відносно стандартне відхилення результатів аналізу теж підвищувалося (табл. 1, 2).

Слід зазначити, що при використанні для ініціювання сонолюмінесценції ультразвуку більш високої частоти у порівнянні з використанням ультразвуку низької частоти відносно стандартне відхилення результатів визначення зменшувалося.

Таблиця 2

Вплив температури на результати визначення основної речовини в розчинах теплоносіїв

Температура, °С	Введено г/л	Температура, °С							
		«LiCl»				«CsCl-2»			
		УЗ 22 кГц		УЗ 12 МГц		УЗ 22 кГц		УЗ 12 МГц	
		x	S_r	x	S_r	x	S_r	x	S_r
20	0	397	0,022	389	0,031	597	0,011	597	0,028
	50	446	0,032	441	0,012	645	0,028	649	0,010
80	0	571	0,047	390	0,034	589	0,037	591	0,029
	50	618	0,051	438	0,036	644	0,042	617	0,034
100	0	376	0,052	385	0,051	562	0,072	587	0,038
	50	427	0,070	429	0,062	618	0,048	639	0,041
120	0	365	0,131	367	0,112	549	0,101	556	0,073
	50	400	0,132	418	0,121	583	0,111	605	0,075
150	0	321	0,161	335	0,133	496	0,142	537	0,075
	50	402	0,180	368	0,141	510	0,151	561	0,078

Таким чином, нами показано можливість використання сонолюмінесцентної спектроскопії для визначення вмісту основної речовини в розчинах теплоносіїв навіть до температури 150 °С.

Список літератури

1. Liu Van, Li Guo-yuan Developing a new spectroscopy analytical method – sonoluminescence // Spectroscopy and spectral analysis. – 2002.-V. 22.–N 6.– P. 1030–1032.

2. Сонолюмінесценція в хімічному аналізі: монографія / О.І. Юрченко, Л.В. Бакланова, Т.В. Черножук, О.М. Бакланов. Харків: ХНУ ім. В.Н. Каразіна, 2016.– 112 с.

3. Oleg Yurchenko, Alexander Baklanov, Tatyana Chernozhuk. Chemical applications of ultrasound. On the use of ultrasound in the analyses and technology of brains and sodium chloride solutions. Lambert academic publishing, 2021.– 185 p.

ВИЗНАЧЕННЯ ВМІСТУ СПИРТІВ ПО ГАСІННЮ СОНОЛЮМІНЕСЦЕНЦІЇ

Юрченко О.І., Черножук Т.В., Бакланов О.М.

Харків, Україна

Вивчено можливість визначення концентрації спиртів по гасінню основного континууму сонолюмінесценції – сонолюмінесценції води.

Встановлено залежності ефекту гасіння сонолюмінесценції від величини молекулярної маси та будови спирту. При цьому показано, що зі збільшенням молекулярної маси, а також для більш розгалужених молекул спирту, тобто для ізомерів, ефект гасіння сонолюмінесценції вищий.

Запропонований метод визначення спиртів у воді та в розчинах солей металів. Метод дозволяє крім того визначати вміст амілового, гексилового або гептилового спирту на метилового й етилового. Метод відрізняється високою експресністю та низькою трудомісткістю.

Час, що витрачається на аналіз однієї проби, включаючи підготовку приладу, не перевищує 30 хв.

На основі запропонованого методу аналізу розроблено методику визначення спиртів у воді та розчинах солей. Методику призначено для визначення вмісту спиртів в діапазоні концентрацій $0,05 - 2,0 \cdot 10^{-3}$ моль/л. При цьому, визначення вмісту амілового, гексилового та гептилового спиртів можливе тільки при вмісті в розчині, що аналізується, до 0,001 моль/л метилового та етилового спиртів. Межа виявлення в бідистильованій воді розрахована для метилового, етилового та пропілового спиртів – $1,40 \cdot 10^{-6}$ моль/л; для н-бутилового, втор-бутилового, трет-бутилового, перв-амілового, втор-амілового – $1,20 \cdot 10^{-6}$ моль/л, для гексилового та гептилового – $0,95 \cdot 10^{-6}$ моль/л.

Правильність методики перевіряли методом «введено – знайдено», а також аналізом одних і тих самих проб газової хроматографічним методом (табл. 1).

З табл. 1 видно, що запропонований метод аналізу при визначенні спиртів у водах і розчинах, що не містять спиртів з молекулярними масами близькими до визначуваного, практично не поступається за метрологічними характеристиками методу газової хроматографії.

При цьому слід зазначити, що при підвищенні концентрації спиртів ступінь гасіння сонолюмінесценції ($U_{сл}/U_{сл}^m$) зростала практично за лінійним законом для невеликих концентрацій, до 0,0015 моль/л [1]. Це пов'язано з тим, що для невеликих концентрацій гасителя в розчині – C_i , його парціальний тиск P_i і концентрація C_i' в кавітаційному пухирці пропорційні C_i , тобто $C_i = \chi C_i'$, де χ – коефіцієнт пропорційності, залежний від величини ефективного гасіння сонолюмінесценції [2].

З підвищенням величини молекулярної маси спирту ефект гасіння сонолюмінесценції води зростає, що пояснюється тим, що перерозподіл енергії збудження між різними фрагментами молекули гасителя ефективніше здійснюється при зіткненні збудженої частинки з більшою молекулярною масою [1]. При використанні для гасіння спиртів, що мають однакову молекулярну масу, але різну будову, більший ефект гасіння спостерігався у більш розгалужених молекул [2].

Таблиця 1 – Результати визначення спиртів по гасінню сонолюмінесценції

Проба. Компонент, що визначається	Вве- де- но $C \cdot 10^3$ моль л	Знайдено, $C \cdot 10^3$ моль/л ($n = 6$)							
		Запропонованим методом						Газовохромато- графічний метод [2]	
		УЗ 50 кГц		УЗ 500 кГц		УЗ 1 МГц		x	S_r
		x	S_r	x	S_r	x	S_r		
Водопровідна вода. Метилловий спирт	0	–	–	–	–	–	–	–	–
	0,100	0,092	0,044	0,095	0,032	0,101	0,037	0,094	0,029
	0,500	0,494	0,035	0,503	0,033	0,493	0,031	0,499	0,026
	1,000	1,019	0,027	0,985	0,021	0,976	0,024	0,983	0,030
Розчин кухонної солі-50 г/л. Етиловий спирт	0	–	–	–	–	–	–	–	–
	0,100	0,091	0,047	0,093	0,036	0,093	0,050	0,087	0,031
	0,500	0,477	0,042	0,484	0,041	0,481	0,032	0,464	0,035
	1,000	0,973	0,038	0,981	0,032	0,967	0,035	0,960	0,031
*Водний розчин метилового, ети- лового та гексилового спиртів. Гексиловий спирт	0	–	–	–	–	–	–	–	–
	0,100	0,092	0,047	0,093	0,043	0,093	0,041	0,093	0,037
	0,500	0,485	0,040	0,487	0,041	0,478	0,042	0,488	0,039
	1,000	0,984	0,033	0,985	0,031	0,975	0,034	0,987	0,030
*Водний розчин метилового, етилового та гексилового спиртів. Гептиловий спирт	0	–	–	–	–	–	–	–	–
	0,100	0,092	0,044	0,093	0,037	0,094	0,042	0,097	0,035
	0,500	0,487	0,037	0,487	0,035	0,482	0,041	0,484	0,037
	1,000	0,985	0,030	0,989	0,031	0,967	0,030	0,990	0,029

Примітка. *Вміст метилового та етилового спиртів – по 0,001 моль/л.

Список літератури

1. Сонолюмінесценція в хімічному аналізі: монографія / О.І. Юрченко, Л.В. Бакланова, Т.В. Черножук, О.М. Бакланов. Харків: ХНУ ім. В.Н. Каразіна, 2016.– 112 с.
2. Oleg Yurchenko, Alexander Baklanov, Tatyana Chernozhuk Chemical applications of ultrasound. On the use of ultrasound in the analyses and technology of brains and sodium chloride solutions. Lambert academic publishing, 2021.– 185 p.

УТВОРЕННЯ ВОДНЮ ТА ПЕРОКСИДУ ВОДНЮ ПРИ ДІЇ УЛЬТРАЗВУКУ НА ВОДУ, РОЗЧИНИ ХЛОРИДУ НАТРІЮ І КУХОННОЇ СОЛІ

Юрченко О.І., Черножук Т.В., Бакланов О.М.

Харків, Україна

Встановлено, що при дії ультразвуку (УЗ) на розчини кухонної солі та хлориду натрію відбувається утворення в атмосфері інертних газів, водню та пероксиду водню, а в атмосфері кисню – пероксиду водню.

Пероксид водню та водень є продуктами рекомбінації радикалів $H\cdot$, $OH\cdot$ та $HO_2\cdot$, що утворюються при УЗ руйнуванні молекул води [1, 2]:



Радикали $H\cdot$ и $OH\cdot$ утворюються при насиченні проби інертними газами, а $H\cdot$, $OH\cdot$ та $HO_2\cdot$ – при насиченні проб киснем [1].

Таблиця 1 – Утворення водню та пероксиду водню при впливі ультразвуку на воду, розчини хлориду натрію та кухонної солі

Проба	Введе - но ФК, мг/л	Знайдено, моль/л							
		Водень				Пероксид водню			
		60 хв	120хв	180хв	240хв	60хв	120хв	180хв	240хв
Вода *	-	0,56	1,15	1,78	2,41	2,81	5,74	8,63	11,62
	14,0	0,53	1,17	1,74	2,34	-	-	0,51	3,45
NaCl, 50 г/л	-	0,47	1,09	1,61	2,13	2,20	4,33	6,53	8,71
	14,0	0,47	1,10	1,63	2,11	-	-	0,40	2,62
NaCl, 100 г/л	-	0,39	0,85	1,42	1,82	1,82	3,32	5,01	6,83
	14,0	0,41	0,83	1,44	1,81	-	-	0,23	1,12
** Сіль	-	0,40	0,83	1,43	1,83	-	-	0,20	1,08
*** Сіль	-	0,41	0,82	1,42	1,82	-	0,53	2,21	3,42
	7,1	0,43	0,82	1,44	1,83	-	-	0,20	1,02

У табл. представлено усереднені результати шести дослідів.

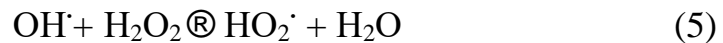
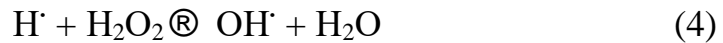
* Дистильована вода.

** Розчин басейнової кухонної солі 100 г/л з вмістом фульвокислот (ФК) 14 мг/л,

*** Розчин кам'яної кухонної солі 100 г/л з вмістом ФК 6,9 мг/л.

Концентрації, знайдених над розчином водню та пероксиду водню в розчині залежали від виду газу, яким насичували пробу, від концентрації хлориду натрію в розчині та від параметрів УЗ: частоти й інтенсивності.

При переході в розчин радикальні продукти руйнування води можуть реагувати з пероксидом водню за реакціями:



Однак, швидкості реакцій (4) та (5) у край малі, в зв'язку з чим пероксид водню накопичувався в розчині (табл. 1).

Процес накопичення пероксиду водню в розсолах і розчинах кухонної солі значною мірою залежав від концентрації в них розчинених органічних речовин, зокрема фульвокислот (ФК) (табл. 1). При введенні ФК у воду, розчини хлориду натрію та кухонної солі кам'яного засобу виробництва до рівня їхнього вмісту в розчинах кухонної солі басейнового засобу виробництва, процес накопичення пероксиду водню був таким же, як і в розчині басейнової солі (табл. 1). Отже, пероксид водню бере участь у руйнуванні органічних речовин у розчинах кухонної солі та розсолах під дією УЗ. Слід також зазначити, що введення пероксиду водню в розчини кухонної солі та розсоли без дії УЗ не викликало руйнування органічних речовин. У той же час, попереднє введення навіть невеликих кількостей пероксиду водню в розчини кухонної солі дозволяло зруйнувати органічні речовини при впливі УЗ інтенсивністю $3 \cdot 2 \text{ Вт/см}^2$, незалежно від виду газу яким насичували пробу. Очевидно, що пероксид водню є ініціатором утворення радикалів, що руйнують органічні сполуки.

Таким чином, нами було експериментально встановлено факт утворення радикалів $\text{H} \cdot$, $\text{OH} \cdot$ та $\text{HO}_2 \cdot$ в розчинах кухонної солі і розсолах на підставі визначення продуктів їх рекомбінації H_2 та H_2O_2 .

Крім того, нами показана можливість використовувати для руйнування розчинних органічних речовин в водах, розсолах та розчинах кухонної солі ультразвуку незначної інтенсивності, що дозволить:

– покращити метрологічні результати хімічного аналізу через зменшення кількості проби, що може бути втраченою внаслідок розпорошення;

– покращити умови роботи персоналу хімічних лабораторій через зменшення величини вторинного звуку (шуму) при роботі ультразвукової установки.

Список літератури

1. Сонолюмінесценція в хімічному аналізі: монографія / О.І. Юрченко, Л.В. Бакланова, Т.В. Черножук, О.М. Бакланов. Харків: ХНУ ім. В.Н. Каразіна, 2016.- 112 с.

2. Oleg Yurchenko, Alexander Baklanov, Tatyana Chernozhuk Chemical applications of ultrasound. On the use of ultrasound in the analyses and technology of brains and sodium chloride solutions. Lambert academic publishing, 2021.- 185 p.

УЛЬТРАЗВУКОВЕ РУЙНУВАННЯ ОРГАНІЧНИХ ДОМІШОК В РОЗЧИНАХ КУХОННОЇ СОЛІ В ПРИСУТНОСТІ РЕЧОВИН – ІНІЦІАТОРІВ УТВОРЕННЯ РАДИКАЛІВ

Юрченко О.І., Черножук Т.В., Бакланов О.М.

Харків, Україна

Використовуваний для руйнування органічних речовин ультразвук (УЗ) високої інтенсивності більше 10 Вт/см², оказує негативну дію на організм людини внаслідок появи вторинного звуку (шуму) [1].

Крім того, застосування УЗ високої інтенсивності викликає мікророзпорошення частини проби, що покращує метрологічні характеристики результатів хімічного аналізу [1, 2].

Для зниження інтенсивності УЗ при руйнуванні органічних сполук в кухонній солі нами вивчено використання в якості ініціаторів утворення радикалів пероксиду водню, азотної кислоти, суміші азотної та соляної кислот [1].

Методика проведення експериментів. Проводили руйнування органічних сполук розчинів кухонної солі 100 г/л УЗ частотою від 18 до 44 кГц з інтенсивністю від 1 до 15 Вт/см² протягом 1 хв згідно рекомендацій наведених у роботі [1]. Одні й ті ж самі проби кухонної солі аналізували: без УЗ обробки, з УЗ обробкою в присутності перекису водню, азотної кислоти, суміші азотної та соляної кислот, азотної кислоти та перекису водню. Крім того, використовували ультразвукову обробку розчинів кухонної солі, насиченої чотиріхлористим вуглецем. Вибір даної системи здійснювали на тій підставі, що насичений розчин чотиріхлористого вуглецю у воді легко розпадається з утворенням радикалів та є хімічною тест-системою за визначенням акустичної потужності в УЗ експериментах [1].

Як критерій повноти руйнування органічних сполук використовували поняття ступеня руйнування (X) [2], визначуваного як відношення величини аналітичного сигналу (n), отриманого при даних параметрах УЗ до величини максимально можливого аналітичного сигналу (m), зокрема визначуваною й після руйнування органічних речовин альтернативними методами:

$$X = (n/m) \cdot 100, \%$$

Позитивний ефект спостерігався при використанні усіх досліджуваних речовин – ініціаторів утворення радикалів. Однак, найкращі результати були отримані при використанні пероксиду водню. При цьому було встановлено, що для ініціації утворення радикалів і, як результат, забезпечення повного руйнування органічних речовин (ступінь руйнування більше 90 %) що містяться в кухонній солі, достатньо введення 0,05 мл розчину 90% перекисів водню на 20 мл розчину кухонної солі.

Також було встановлено, що визначальним чинником інтенсифікуючої дії УЗ на процес руйнування органічних сполук є протікання звукохімічних реакцій. Так проведення дослідів в умовах неможливості протікання звукохімічних реакцій (при насиченні проби вуглекислим газом) [1], позитивний ефект був відсутній.

У табл. 1 наведено результати аналізу кухонної солі з використанням руйнування органічних сполук УЗ великої інтенсивності та УЗ малої інтенсивності в присутності пероксиду водню.

Як видно з табл. 1, при використанні УЗ малої інтенсивності в присутності перекису водню відтворюваність результатів аналізу краща, ніж при використанні руйнування УЗ інтенсивністю більше 10 Вт/см².

Таблиця 1 – Результати визначення свинцю, міді та кадмію в кухонній солі

Найменування підприємства	Введено Pb, Cu Cd по мг/кг	Знайдено мікроелементів, мг/кг / Відносне стандартне відхилення S_r ($n = 6$)		
		Свинець	Мідь	Кадмій
Руйнування органічних сполук дією УЗ інтенсивністю 10 Вт/см ²				
ДП “Артемсіль” копальня № 3	0	0,173/0,080	0,345/0,075	0,037/0,087
	0,060	0,236/0,076	0,410/0,076	0,099/0,089
Геройське солепідприємство	0	0,128/0,081	0,225/0,077	0,033/0,088
	0,060	0,187/0,077	0,297/0,078	0,092/0,087
Руйнування органічних сполук дією УЗ інтенсивністю 2 Вт/см ² в присутності H ₂ O ₂				
ДП “Артемсіль” копальня № 3	0	0,173/0,065	0,348/0,064	0,035/0,070
	0,060	0,235/0,067	0,415/0,065	0,096/0,072
Геройське солепідприємство	0	0,131/0,062	0,231/0,065	0,031/0,071
	0,060	0,193/0,063	0,291/0,065	0,095/0,071

Список літератури

1. Сонолюмінесценція в хімічному аналізі: монографія / О.І. Юрченко, Л.В. Бакланова, Т.В. Черножук, О.М. Бакланов. Харків: ХНУ ім. В.Н. Каразіна, 2016.- 112 с.

2. Oleg Yurchenko, Alexander Baklanov, Tatyana Chernozhuk Chemical applications of ultrasound. On the use of ultrasound in the analyses and technology of brains and sodium chloride solutions. Lambert academic publishing, 2021.- 185 p.

**MEASUREMENT UNCERTAINTY: SCIENTIFIC, NORMATIVE,
APPLIED AND METHODOLOGICAL ASPECTS
(UM-2021)**

Theses of reports of XVIII International Scientific and Technical Seminar
Kharkov, 2021

**НЕОПРЕДЕЛЕННОСТЬ ИЗМЕРЕНИЙ: НАУЧНЫЕ,
НОРМАТИВНЫЕ, ПРИКЛАДНЫЕ И МЕТОДИЧЕСКИЕ АСПЕКТЫ
(UM-2021)**

Тезисы докладов XVIII Международного научно-технического семинара
Харьков, 2021

**НЕВИЗНАЧЕНІСТЬ ВИМІРЮВАНЬ: НАУКОВІ,
НОРМАТИВНІ, ПРИКЛАДНІ ТА МЕТОДИЧНІ АСПЕКТИ
(UM-2021)**

Тези доповідей XVIII Міжнародного науково-технічного семінару
Харків, 2021

**Видавництво «Оберіг», Харків
ISBN 978-966-8689-60-4**